

KOVÁCS ILONA

A fogyasztói árindex torzító tényezői

Az Egyesült Államokban folyó kutatások arra a következtetésre jutottak, hogy az 1990-es évek eleje és közepe közötti időszakot vizsgálva az átlagosan évi 3 százalékos mért inflációs ráta mintegy évi 1,1 százalékponttal felülbecsüli a megélhetési költségek változását. Hatására nem csupán az Egyesült Államokban, hanem szerte a világban, sok országban foglalkoznak a fogyasztói árindex feltételezett torzításával, ennek következményeivel, valamint a gazdasági döntéshozatalt érintő következményekkel. A tanulmány célja, hogy a nemzetközi irodalom alapján részletesen elemezze a fogyasztóiárindex-számítás körül elvileg fellépő torzító tényezőket és a torzítás lehetséges következményeit.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: B21, C13, C43, E3.

Talán nincs is a közgazdaságtannak még egy olyan kulcsfontosságú eleme, amely annyira átszövé, befolyásolná, meghatározná a gazdaság minden egyes területét, mint az ár, illetve az árváltozás. A fogyasztói árindex a legismertebb és leggyakrabban használt mérőszám a megélhetési költségek, valamint az infláció változásának mérésére. Az árak gazdaságban betöltött kulcsfontosságú szerepéből következően nagyon fontos, hogy változásukat megfelelő pontossággal számítsák ki az egyes országok statisztikai hivatalai.

A gazdaság reálértéken számított makrogazdasági mutatóit (a GDP növekedési ütemét, a reálfogyasztást, a reálbéreket, a reáljövedelem nagyságát, a nyugdíjak reálértékét, a különböző reálhozamokat) deflálással, árindexek segítségével tudjuk kiszámítani. Valamely nemzetgazdaság teljesítményének értékelése alapvetően az árstabilitásra és a gazdasági növekedés nagyságára épül, s mindkettő megköveteli az árváltozások pontos mérését. Ugyanakkor a statisztikai hivatalok gyakorlata igazolja, hogy a fogyasztói árindexek számítása nem problémamentes. A tanulmány célja, hogy a nemzetközi irodalom alapján részletesen elemezze a fogyasztói árindex számítása körül fellépő torzító tényezőket és annak következményeit. Végül kísérletet tesz a magyar fogyasztói árindex helyettesítési hatásból származó torzításának kimutatására.

* Köszönetemet fejezem ki *Molnár György* kollégámnak, aki rávilágított pontatlanságaimra, és ötleteivel segített abban, hogy mondanivalómat érthetőbben fogalmazzam meg, továbbá *Éltető Ödönné* és *Marton Ádámnak*, OTKA-társaimnak, a velük folytatott konzultációkban kapott értékes információkért. Köszönöm *Szabó Évának*, *Keszthelyiné Rédei Máriának* a tanulmány vitáján tett kritikai megjegyzéseit, valamint *Salamon Juditnak*, *Szabó Zsuzsának*, *Demecs Mártának*, hogy a számításokhoz szükséges ár- és háztartás-statisztikai adatbázist rendelkezésemre bocsátották.

A tanulmány OTKA támogatással, a T 038433. számú pályázat keretében készült.

A Boskin-bizottság jelentése

Az amerikai szenátus pénzügyi bizottsága 1995-ben kinevezett egy mindkét pártot képviselő, vezető közgazdászokból álló öttagú tanácsadó testületet, az úgynevezett Boskin-bizottságot, azzal a megbízással, hogy elemezzék a Bureau of Labor Statistics által közzétett fogyasztói árindex mérési hibáit, torzításait. A bizottság¹ arra a következtetésre jutott, hogy az 1990-es évek eleje és közepe közötti időszakot vizsgálva, az átlagosan évi 3 százalékos mért inflációs ráta mintegy évi 1,1 százalékponttal felülbecsüli a megélhetési költségek változását (*Boskin és szerzőtársai* [1996]).

A fogyasztói árindex mérése körüli vita természetesen évtizedek óta folyik, hol kisebb, hol nagyobb intenzitással. Amerikában már 1961-ben megalakult a híres Stigler-bizottság, azzal a céllal, hogy jelentést készítsen a költségvetési bizottság számára a nemzeti árstatisztikát javító lehetőségekről (*Stigler* [1961]). Olyan állításokat fogalmaztak meg, hogy a hagyományos módon számított Laspeyres-típusú fogyasztói árindex jelentős mértékben felfelé torzítja a megélhetési költségindexet.

A Boskin-jelentés azonban az eddigiekhöz nem hasonlítható heves és hatásos kritikát fogalmazott meg a fogyasztói árindex mérési hibáival szemben. A jelentés oly mértékben figyelemfelkeltő volt, hogy ennek nyomán e témakörben széles körű kutatás bontakozott ki. Hatására nem csupán az Egyesült Államokban, hanem szerte a világon, sok országban foglalkoznak a fogyasztói árindex feltételezett torzításával, ennek következményeivel, valamint a gazdasági döntéshozatalt érintő implikációkkal.²

Melyek azok a változások, amelyek ilyen megújult intenzitással újra az érdeklődés középpontjába állították a fogyasztói árindex mérésével kapcsolatos torzításokat?

Az Egyesült Államokban, hasonlóan a legfejlettebb ipari országokhoz, az inflációs ráta a kilencvenes évtizedben jelentős mértékben csökkent, helyenként nullához közelít. Következésképpen, ha ilyen alacsony rátában torzítás jelentkezik, az eltüntetheti akár az egész inflációt is. A kormányzati kiadások jelentős hányadát a szociális kiadások teszik ki, s ezeket a fogyasztói árindexnek megfelelően indexálják. A Boskin-jelentés megjegyzi: „... ha a fogyasztói árindex évi 1 százalékponttal felülbecsüli a megélhetési költségeket az 1997–2006 közötti periódusban, akkor csupán ez a mérési hiba egyedül 135 milliárd dollárral növelné meg 2006-ra az Egyesült Államok költségvetési deficitjét” (*Boskin és szerzőtársai* [1996] 10. o.).

Amíg a Stigler-bizottság külön-külön foglalkozott a fogyasztói, a termelői és a mezőgazdasági árindexszel, de nem rukkolt elő a torzítás mértékére vonatkozó konkrét mérőszámmal egyik esetben sem, addig a Boskin-bizottság feladata a fogyasztói árindex torzításának konkrét meghatározása volt, s munkájuk végeredményeként most először tettek közzé egyetlen számot a torzítás mértékére vonatkozóan.

Időközben újabb és újabb kutatások jelentek meg, amelyek a nemzeti statisztikák javítását szorgalmazták. Természetesen belülről (Bureau of Labor Statistics) jövő kezdeményezések is jócskán napvilágot láttak (*Gordon* [1995], *Griliches* [1995], *Reinsdorf* [1998], *Moulton* [1996], *Triplett* [1999]). 1994-ben hozták létre egyetemi professzorok és statisztikusok az Ottawa-csoportot a fogyasztói árindex körül folyó munkálatok koordinálására.

¹ Tagjai: Michael J. Boskin (a bizottság elnöke), Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zwi Griliches és Dale W. Jorgenson.

² A legfontosabb publikációk közül néhány: *Moulton* [1996], *Abraham–Greelees–Moulton* [1998], *Jorgenson* [1995], *Diewert* [1998], *Hill* [1997]. 1997-ben az európai statisztikusok Genfben megrendezett konferenciáján a fogyasztói árindexnek szentelték (Joint ECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices, Geneva, 1997. november 24–27.). 1999-ben az amerikai National Bureau of Economic Research két munkatársa, Ernst Berndt és Zwi Griliches árstatisztikusokat hívott meg egy konferenciára, s az itt elhangzott eléggé eklektikus véleményeket a Monthly Labor Review 2000. szeptemberi számában jelentették meg.

Az elmúlt évtizedben a nemzetgazdaságok piaci struktúrájában bekövetkező hatalmas változások ugyancsak növekvő nyomást gyakoroltak a nemzeti statisztikai hivatalokra az árindex pontosabb kiszámítása céljából. Két jellegzetes területet lehetne kiemelni: egyfelől a diszkont- és nagykereskedelmi üzlethálózat népszerűségének növekedését, másfelől a gyors technológiai fejlődés következtében újonnan megjelenő és javuló minőségű termékek és szolgáltatások tömegét.

A központi jegybankok egyik legfontosabb tevékenysége a fogyasztói árindexszel mért infláció féken tartása. De felmerül a kérdés, vajon a fogyasztói árindex-e a legalkalmasabb az infláció mérésére?

A fogyasztói árindex és számításának gyakorlata

A fogyasztói árindexet elsődlegesen az a szükségszerűség hozta létre, hogy a megélhetési költségek változását valamilyen módon mérni kellett, tehát elfogadottan és deklaráltan is a megélhetési költségek változását és a pénzromlás nagyságát mérjük vele. A fogyasztói árindex, mindazon túlmenően, hogy mindenfajta reálmutató kiszámításához használjuk, többfunkciós szerepet tölt be a gazdaságban. *Ferenczi-Valkovszky-Vincze* [2000] tanulmánya a fogyasztói árindex öt fontos funkcióját sorolja fel: 1. megélhetési költségindex, 2. a pénztartás költségének az indexe, 3. a reálkamat, 4. a belső reálárfolyam kiszámításának alapjául szolgáló mutató, 5. a maginfláció kiszámításának eszköze; s többoldalú vizsgálat alapján kimutatta, hogy a fogyasztói árindex egyik funkciónak a betöltésére sem alkalmas maradéktalanul, s javaslatot is tett arra, hogy mely feladatok ellátásához milyen típusú indexre lenne szükség.

Tanulmányunkban azt vizsgáljuk, hogy megélhetési költségindex-e a fogyasztói árindex. A megélhetési költségindex (*Cost of Living Index*) azt fejezi ki, hogy egy adott fogyasztó számára mekkora az a minimális költségváltozás, amely ahhoz szükséges, hogy a fogyasztó ugyanakkora hasznosságot élvezzen a tárgyidőszakban, mint a bázisidőszakban.

A *KSH* [1992], [2000] kiadványaiból vett definíció szerint a fogyasztói árindex a lakosság valódi árakon történő vásárolt fogyasztásának az árváltozását méri. Az alkalmazott fogyasztói kosárban *per definitionem* a vásárolt termékek és szolgáltatások szerepelnek, a nem közvetlenül pénzért megvásárolható javak, például a háztartáson belüli saját vagy önfogyasztás, illetve a társadalmi juttatások, valamint a beruházási, illetve termelési célú kiadások nem szerepelnek. Kivételt jelent a saját tulajdonú lakás, amely úgynevezett imputált lakbérrel benne van a kosárban, de – a használt személygépkocsitól eltekintve – hiányoznak a használt árucikkek. Az imputált lakbérnek a fogyasztói árindex alapjául szolgáló kosárban való szerepeltetése kérdéses (*Ferenczi-Valkovszky-Vincze* [2000]), hiszen semmiféle pénzkiadással járó tranzakció nem történik. Külön említést érdemelne a tartós fogyasztási cikkek árának a kosárban való szerepeltetése, de ez a kérdés túl messze vinne, s másutt sem megoldott a tartós cikkek „fogyasztása” árának mérése.

A fogyasztói árindex rögzített felíró helyeken megfigyelt *reprezentánsok* egyedi árindexeinek bázissúlyozású átlaga, a Laspeyres-típusú árindex.³ A fogyasztói árindex kiszámítása többlépcsős aggregációs tevékenység. Az első fázisban a megfigyelt heterogén árakból a legalacsonyabb, elemi szinten minden reprezentánsra vonatkozóan egyetlen

³ A fogyasztói árindexszámítás 1992 és 1999 között alkalmazott metodikájára vonatkozó információkat az 1992-ben megjelent *KSH* kiadványból vettem (*KSH* [1992]). 1999-től az európai harmonizációs követelményeknek és törekvéseknek megfelelően változtattak némileg a metodikán: a korábbiakban 1600, illetve 1400 *reprezentáns* szerepelt a fogyasztói kosárban, 1999-től 1100, s bekerült a kosárba néhány biztosítással, pénzügyi szolgáltatással kapcsolatos tétel is. Elemzéseimet ezek a változtatások nem érintik.

átlagát, illetve árindexet számít a hivatal. A reprezentánsok kiszámított egyedi árindexét használják fel az árindexszámítás későbbi fázisában.

„Valamennyi reprezentánsnak van súlya, amely súlyoknak az összege a globális 100%. Ilyenképpen az árindexszámítás a reprezentánstól a részletes és összegző csoportokon keresztül a globális indexig hézagmentes, áttekinthető folyamat, és a reprezentánsokból nemcsak a fogyasztási szerkezet szerinti, hanem bármilyen tetszőleges csoportosítású árindex felépíthető.” (KSH [1992] 28. o.) A reprezentánsok súlyainak kialakítása szakértői becsléssel történik, magasabb aggregációs szinteken a súlyok alapjául az 1992 és 2000 között érvényben lévő módszertan szerint a háztartás-statisztika adatai szolgálnak, összhangba hozva azokat a nemzetgazdasági elszámolások rendszerében mért makroszintű vásárolt fogyasztási adatokkal.

A súlyok minden évben a két évvel korábbi fogyasztási szerkezetnek felelnek meg, mert az adott évre, de még a tárgyévét megelőző évre sem állnak rendelkezésre háztartás-statisztikából származó kiadási részarányok. A reprezentánsok súlyainak képzéséhez az a kiindulópont, hogy a reprezentáns termékek és szolgáltatások teljesen kitöltsék a következő, magasabb aggregációs szinten lévő, körülbelül 160 tételből álló csoport mindegyikét, ahová a reprezentánsok éppen beletartoznak. Ebben a fázisban természetesen már ismerni kell a 160 kiadáscsoportnak a lakosság kiadásaiban mért súlyarányát, kiadási hányadát. Ezeket a kiadási hányadokat kell azon reprezentánsok között szétosztani, amelyek az adott kiadáscsoporthoz tartoznak. „A reprezentáns súlya képviselői súly, amely a reprezentáns saját valóságos súlyának és az általa képviselt termékek, illetve szolgáltatások súlyainak együttes összege.” Ebben a fázisban nagy szerepet játszik a szakértői becslés. A reprezentánsok súlyváltása évenként történik, ezeket a súlyokat minden évben átdolgozzák (KSH [1992] 28. o.).

A reprezentánsok Laspeyres-típusú egyedi árindexeinek felhasználásával további árindexeket számítanak a 160-as csoportra, majd még magasabb aggregációs szinten 34 alcsoportra és végül 7 fő kiadáscsoportra.

Az Európai Unió statisztikai hivatala, az Eurostat irányítja és koordinálja a tagállamok és a csatlakozni kívánó országok fogyasztói árindexeinek harmonizációját, együttműködve a nemzeti statisztikai hivatalokkal. A *harmonizált fogyasztói árindex* (HICP) kötelező mind az EU-tagországok, mind a csatlakozó országok számára, jelenleg nem helyettesíti a hazai fogyasztói árindexet, azzal párhuzamosan létezik. Kötelező azonban a COICOP nemzetközi nomenklatúrájának – a fogyasztás rendeltetés szerinti osztályozásának – a használata. A harmonizált árindex számításához a súlyokat a hazai makrofogyasztás szerkezetének megfelelően kell figyelembe venni.

Attól függően, hogy a fogyasztói árindex kiszámításához melyik időszak súlyait használjuk, kétféle indexet számíthatunk.⁴ Alapjában véve mindkét index arra ad választ a maga módján, hogy hogyan változott az árszínvonal. *Diewert* [1976], [1995], [1996]) kimutatta, hogy az igazi megélhetési költségindexnek (*true cost of living index* – *COLI*) legjobb megközelítése a Fisher-index.⁵

⁴ A Laspeyres-árindex (P_L) az egyedi árindexeknek a *bázisidőszaki* rögzített kiadási hányadokkal súlyozott számtani átlaga, ahol súlyokként a bázisidőszakban az egyes jószágcsoportokra fordított kiadás összkiadáson belüli hányadát alkalmazzuk. A Paasche-árindex (P_P) az egyedi árindexek *tárgyidőszaki* súlyokkal számított harmonikus átlaga. A két index *geometriai átlagából* képezhető a Fisher-index (P_F) (lásd *Köves-Párniczky* [1981] és *Kovács* [2003]).

⁵ Az indexelmélet problémái nem új keletűek. Bowley angol statisztikus már a 19. sz. végén felvetette, hogy „egy korábbi és egy későbbi év költségvetését mindkét év árain értékelni kell, s az így kapott számok mértani átlagát kell kiszámítani.” Noha ez a felvetés megfogalmazta a „Fisher-index” gondolatát, maga az index mégis Fisher nevéhez kapcsolódik (lásd *Fisher* [1927]). Az indexelméletnek hatalmas és bonyolult irodalma van, mind a nemzetközi, mind a hazai szakirodalomban. Illusztrációképpen lásd *Fisher* [1927], *Frisch* [1936], *Adelman* [1958], *Eichorn-Voeller* [1976], *Forsyth-Fowler* [1981]. Magyarországon is nagyon sokan és mélyrehatóan foglalkoztak a kérdéskörrel (*Köves* [1981, *Drechsler* [1962]).

A statisztikai intézményeknek nincs módjuk arra, hogy akár Paasche-, akár Fisher-indexeket számítsanak a tárgyévre vonatkozóan, mert egyszerűen nem állnak még rendelkezésre a súlyokként használandó szükséges háztartás-statisztikai kiadási részarányok. A KSH – hasonlóan sok ország statisztikai intézményeihez – elvben Laspeyres-típusú árindexet számol, gyakorlatilag azonban annyiban módosítja azt, hogy nem a megelőző év, hanem a tárgyidőszakhoz képest két évvel korábbi reprezentatív módon kialakított fogyasztói kosárhoz kapcsolódó súlyokat használ, mert még a tárgyévet megelőző év súlyai sem állnak rendelkezésre az indexszámítás időpontjában.

A fogyasztói árindex torzító tényezői

A fogyasztói árindex hagyományos, Laspeyres-típusú mérésében tapasztalható torzítások és azok forrásai öt csoportban foglalhatók össze:

1. a termékek egymás közötti helyettesítéséből,
2. az üzletek közötti helyettesítésből,
3. a termékek és szolgáltatások minőségjavulásából,
4. az új jószágok megjelenéséből fakadó torzítások, valamint
5. az elemi indexek számítása során fellépő hibaforrások.

A hivatalos fogyasztói árindex nem veszi figyelembe a helyettesítési hatást.⁶ Ha a bázisidőszakot képviselő fogyasztói kosár költségét összevetjük ugyanazon kosár tárgyidőszaki költségével, akkor áremelkedés esetén a hagyományos, Laspeyres-árindex túlbecsüli a megélhetési költségek változását, mivel a tárgyidőszakhoz képest éppen a relatív árak eltérő mértékű változása következtében módosul a kiadási szerkezet, amit a Laspeyres-index nem képes figyelembe venni, tehát eleve kizárja a fogyasztói magatartás helyettesítő hatásának figyelembevételét.⁷

A Laspeyres-típusú fogyasztói árindex definíciójának az a feltételezése, hogy a fogyasztóknak a javak közötti, illetve üzletek közötti helyettesítése nulla, közgazdasági abszurdum, hiszen a helyettesítés a keresletelmélet egyik sarokköve. Általános feltételezés a szakirodalomban: ha magas a relatív árindexek szórása, a racionális fogyasztói magatartás szerint fellép a helyettesítés, aminek hatását a Laspeyres-típusú fogyasztói árindex nem tudja tükrözni, ezért erősen megkérdőjelezhető, hogy a fogyasztói árindex megélhetési költségindex.

A helyettesítési hatás elvi, logikai és empirikus úton is igazolható, s nem véletlen, hogy a szakirodalom évtizedek óta foglalkozik a kérdéssel (*Aizcorbe–Johnson [1993], Podpiera [2002], Filer–Hanousek [2000]*).⁸

⁶ Vásárlásaink során ugyanazt a terméket vagy szolgáltatást különböző árakon és különböző üzletekben is beszerezhetjük. A termékek és szolgáltatások egymás közötti helyettesítése azért következik be, mert áremelkedés esetén ezek árai különböző mértékben változnak. A fogyasztók, érzékelve az egyes termékek és szolgáltatások relatív árainak eltérő mértékű változását, részben kivédhetik a nagyobb mértékben dráguló termékeknek fogyasztási kiadásaira gyakorolt negatív hatását oly módon, hogy áttérnek a relatíve olcsóbb árú és szolgáltatások vásárlására, így a kereslet eltolódik a relatíve olcsóbb jószág fogyasztása felé.

⁷ A Paasche-index éppen ellenkező irányú torzítást visz az indexbe, vagyis alulbecsüli a megélhetési költségek változását. Ezért javasolják sokan az igazi megélhetési költségindex használatát

⁸ Vezetünk persze olyan példát is, amikor az árváltozás hatására a fogyasztó magatartása, belső döntése alapján a fogyasztásváltozás iránya megegyezik az árváltozás irányával. Gondoljunk csak a viszonylag közelmúltban lejátszódott eseményre, amikor a kerge-marha kór hatására hiába csökkent a marhahús ára, a vásárlók mégis csökkentették fogyasztásukat. Kutatások folynak a tekintetben is, hogy a szív- és érrendszeri betegségek egyik rizikó faktoraként számon tartott magas koleszterinszinttől való félelem csökkenti a tojás-keresletet, annak ellenére, hogy a tojás relatív ára időben csökkenő (lásd *Brown–Schradler [1990]*).

Diewert [1998] a javak egymás közötti helyettesítéséből fakadó torzítást a következő becsléssel adja meg:

$$P_L - P_F \sim 0,5(1 + i) \text{Var}(R),$$

ahol az i a Laspeyres-index által mért inflációs ráta, és a $\text{Var}(R)$ a relatív árváltozások szórásnégyzete. A képletből következik, hogy minél magasabb a relatív árváltozások szórásnégyzete, annál nagyobb a torzítás. A szakirodalomban többen feltételezik, hogy kézenfekvőnek tűnhetne az is, hogy a helyettesítésből fakadó torzítás az infláció színvonalával párhuzamosan nő, mert ahogy az inflációs ráta növekszik, úgy nő a relatív árváltozások szórásnégyzete is (Hanousek–Filer [2001]). Erre vonatkozóan azonban nincsenek egzakt bizonyítékaink. A Paasche- és Fisher-indexet azonban csak visszatekintve lehet számítani, hiszen a tárgyévben eladott összlakosságra vonatkozó mennyiségekről nem állnak rendelkezésre adatok az indexszámítás időpontjában.

Az amerikai inflációs ráta a kilencvenes évek során rendkívül alacsony volt, s jelentős mértékű torzítást mégis itt mutattak ki. 1990 és 1997 között Magyarországon 460 százalékos inflációt mértek. A többi kelet-közép-európai átmeneti országban ebben az időszakban 200 százalék (Cseh és Szlovák Köztársaság) és 24,000 százalék (Ukrajna) közötti inflációt mértek. Sok kutató arra a következtetésre jutott, hogy ezekben az országokban is hasonló méretű torzítás lenne kimutatható a mért fogyasztói árindexben (lásd Brada–King–Kutan [2000], Filer–Hanousek [2000], Koen–de Masi [1997], Duchene–Gros [1994]). Márpedig, ha ilyen torzítás létezne, akkor ennek súlyos, a magyar gazdaságot és gazdaságpolitikai döntéseket is érintő következményei lennének.

A helyettesítési hatásnak a termékek közötti helyettesítésen túli másik formája az *üzletek közötti helyettesítés*. Ez akkor fordul elő, amikor a hagyományos üzlethálózatok mellett megjelennek új, kevésbé drága elosztó csatornák, például diszkontüzletek, szupermarketek, hipermarketek, s ezek megjelenésük évében szükségszerűen kimaradnak a statisztikai adatfelvételből, mert az indexszámítás elvéből következik, hogy olyan üzlet nem szerepelhet a tárgyidőszaki felvételben, amely a bázisidőszakban nem szerepelt. Az átmeneti országokra kifejezetten jellemző, hogy az elmúlt 10-12 éves időszakban számottevően megnőtt az ilyen típusú üzletek száma, emellett az alacsonyabb árfekvésű üzletek fontossága is nőtt a gazdaságban.

A *minőségjavulásból* fakadó torzítás azért következik be, mert a minőségileg megváltozott javak árában nagyon nehéz kimutatni és elkülöníteni egymástól magát az inflációs áremelkedést és a jóságok minőségjavulásából eredő áremelkedést, s következésképpen a statisztikai intézmények az ebből eredő áremelkedés egy részét is inflációnövekedésként könyvelik el. Az árstatisztika metodikai leírásából (KSH [1992]) tudjuk, hogy a hivatal minőségjavulást figyelembevevő korrekciót az 1992 és 1999 közötti időszakban nem végzett.

A minőségjavulást természetesen nehéz mérni, de éppen az átmeneti országokban nyilvánult meg legerőteljesebben – a legalapvetőbb jóságok esetében tömegmérétekben – a minőségjavulás. Ennek a problémának a megoldása is óriási kihívást jelent a statisztikusok számára.⁹

Az *új jóságok megjelenéséből fakadó torzítás* azért fordul elő, mert ezek jóval később kerülnek be a fogyasztói kosárba, mint ahogy a piacon megjelennek. A tárgyidőszakban megjelenő javak nem szerepelhetnek a fogyasztói kosárban, mert nem szerepeltek a bázisidőszakban sem. Ráadásul az új jóságok fokozatosan terjednek el a fogyasztók körében, és áraik általában a bevezetés utáni első években drasztikusan csökkennek.

⁹ Valójában talán csak a gyártócégek tudnának némi támpontot, felvilágosítást adni arra vonatkozóan, hogy az áremelkedésekben milyen súlyt képvisel maga az inflációs árváltozás és a minőségjavulásból eredő áremelkedés.

1999-től kezdődően az Eurostat minőségi korrekciót ír elő a fogyasztói árindex kiszámításában. Történtek próbálkozások hedonikus függvények alkalmazásával a minőségjavulás mérésére (lásd *Fisher–Shell* [1971], *Deaton–Muellbauer* [1980], *Shapiro–Wilcox* [1996]).

A Boskin-bizottság és a tőlük függetlenül dolgozó kutatók a jelenlegi árindexképzési gyakorlat körüli heves vitákon túlmenően hosszú távra, az elkövetkező két évtizedre vonatkozó kutatási programot fogalmaztak meg. A megélhetési költségek mérésére a Fisher-indexet és ezen túlmenően a keresleti függvények rendszerének alkalmazását javasolják. A keresleti függvények korábbi elemzésekben is elég sikeresnek bizonyultak, még viszonylag elég magas aggregációs szinten is (*Hoch–Kovács–Ördög* [1982], *Szokolczai és szerzőtársai* [1978], [1979], *Muszély* [1979], [1980]).

Az utóbbi években egyre inkább felmerült az a gondolat a fejlett országokban, hogy a vonalkódos árleolvasás növekvő elterjedése lehetőséget nyújt arra, hogy egy meghatározott jószágcsoporthoz tartozó javak (termékek és szolgáltatások) teljes körére kiterjedjen az adatgyűjtés. Ez egyben stimulálón hatott az eltűnő és újonnan megjelenő javak kezelésével kapcsolatos eljárások kimunkálására is. A holland statisztikai hivatal például az országos kiterjedésű kereskedelmi hálózatok vonalkóddal leolvasott adatait kívánja felhasználni (*de Haan* [2002]). Az alapötlet az, hogy a jószágcsoportok szintjén az összes termékre és szolgáltatásra adatokat gyűjtsenek, mintsem reprezentánsokkal dolgozzanak, s ily módon áttérhetnek a Fisher-formula használatára.

A fogyasztói árindex torzításának következményei

Rendkívül fontos, hogy a gazdaságpolitikusok, szakemberek tisztán lássák a fogyasztói árindex esetleges felfelé való torzításának, mérési hibáinak következményeit. Bár ezek általános érvényűek, vannak olyan következmények, amelyek az átmeneti gazdaságokban erőteljesebben mutatkozhatnak meg, országonként is eltérő mértékben.

1. Ha a fogyasztói árindex felfelé torzítja a megélhetési költségek változását, vagyis valójában kisebb, mint amit a mérés mutat, akkor következésképpen a fogyasztói árindexszel deflált makromutatók nagyobbak a mért értékeknél.¹⁰ Ahhoz azonban, hogy ezekre konkrét választ is tudjunk adni, konkrét számításokat kell végeznünk.

2. Az infláció, ha eltér a tervezettől, bevételt vagy kiesést jelent a költségvetés számára. Ha a kormányzat alultervezi az inflációt, a költségvetés inflációs nyereséget zsebel be, ha az infláció a tervezett alatt marad, akkor ez a nyereség elesik. Ha a fogyasztói árindex felfelé torzít, akkor ez az inflációs nyereség még nagyobb.

3. A fogyasztói árindex felfelé való torzításának drámai hatása lehet a költségvetési egyenlegre, valamint a munkáltatók költségeire is.¹¹

¹⁰ A Boskin-jelentés alapján vélelmezik, hogy a fogyasztói árindex felülbecslése nemcsak az infláció, hanem a teljes nemzetgazdaság teljesítménye tekintetében visszamenőleg jobb képet fest Amerika számára: az elmúlt 25 év alatt az átlagrealberek inkább nőttek, mint csökkentek, a medián reáljövedelem inkább nőtt, mint stagnált, s valószínűleg a szegénységi ráta is alacsonyabb volt a számítottnál (*Boskin és szerzőtársai* [1998]).

¹¹ Tény, hogy az Egyesült Államok költségvetésének jelentős részét fordítják a különböző szociális programokra – Medicare, Medicaid, szegénységi programok. Ezeket a kiadásokat ugyanis a bérekhez és egyéb társadalmi jövedelmekhez hasonlóan az árindex alapján kell valorizálni. Ezért váltott ki nagy meghökkenést a Boskin-jelentés megállapítása, miszerint, ha a számított fogyasztói árindex az 1997 és 2006 közötti időszakban átlagosan évi 1 százalékponttal felülbecsüli a megélhetési költségek változását, akkor csupán ennek hatásaként 2006-ban 135 milliárd dollárral nőne az Egyesült Államok költségvetési deficitje.

4. A termelékenység mérésében ugyancsak fontos szerepe van az árváltozások pontos mérésének.¹²

5. Az indexszámítás elméleti problémáin túlmenően a hiánygazdaságból a piacgazdaságba való átmenet jelentős változásokat hozott a választék bővülésben, a minőségjavulásban, a hiány felszámolásában, a különböző termékek és szolgáltatások relatív árának változásában. Elvileg, tulajdonképpen az átmeneti országok gazdasága lenne ideális környezet a fogyasztói árindex mérési problémái megragadására, mert a torzítás lehetséges okai sokkal nagyobb mértékben és léptékben fordultak elő, mint a fejlett kapitalista országokban.

6. A gazdasági helyzet realitásait szem előtt tartva, a kormányzatoknak gazdaságpolitikai szempontból azzal a kényszerű döntéssel kell szembenéznük, hogy a gazdasági növekedés elősegítése érdekében csökkentsék az adókat, ugyanakkor a politikai realitás azt kívánja meg, hogy jelentős szociális programokat valósítsanak meg az átmenet negatív, a lakosság jelentős rétegeit súlyosan érintő következményeinek enyhítésére. Minden országban alapvető szükségszerűség, hogy viszonylag pontosan mérjék a fogyasztói árindexet, hogy ezeket a súlyos döntéseket ésszerű mérlegelés alapján lehessen meghozni.

Kísérlet a fogyasztói árindex helyettesítési hatásból eredő torzításának mérésére

A felsorolt torzító tényezők közül csak a helyettesítésből fakadó torzítást vizsgáljuk: visszamenőleg Paasche fogyasztói árindexet számolunk, majd ebből s a már rendelkezésünkre álló Laspeyres-típusú index segítségével – a megélhetési költségindex megközelítésére – Fisher-indexet.¹³

A súlyadatok és a fogyasztói árindex bemutatása

Rendelkezésre áll a KSH-tól kapott 1992 és 2002 közötti adatbázis, amely 160 vásárolt termék- és szolgáltatáscsoport egyedi, Laspeyres-módon számított árindexeit és a csoportokhoz tartozó súlyokat tartalmazza. Ezekből az egyedi árindexekből további aggregációval 34 alcsoportra és végül 7 főcsoportra vonatkozóan kiszámított egyedi Laspeyres-árindexek és súlyok szintén rendelkezésre állnak. A számításokban ezekre a csoportokra a megadott kódszámok alapján háromjegyű (160 csoport), kétjegyű (34 csoport) és egyjegyű (7 főcsoport) aggregációs szint elnevezéssel utalunk.

Az árindexszámítás alapjául szolgáló 160 termék- és szolgáltatáscsoport mintegy háromnegyed részének a súlya tendenciaszerűen háromvenkénti állandóságot mutat (*I. táblázat*). 1991-ben, 1994-ben és 1998-ban majd minden tételnek változott a súlya, miközben a közbeeső években mintegy a háromnegyed részüké változatlan maradt. Ez a

¹² A Boskin-bizottság arra is rámutat, hogy az Egyesült Államokban, a nyolcvanas évtizedben kimutatott lassuló termelékenységnövekedés jelentős részben valószínűleg az időszakban felülbecsült inflációs rátának tulajdonítható.

¹³ A hazai irodalomban a *Ferenczi-Valkovszky-Vincze* [2000] tanulmányon s néhány, a Statisztikai Szemlében megjelent külföldi szakirodalmi ismertetésen (*Éltető* [2001] kívül nem találtunk olyan anyagokkal, amelyek a fogyasztói árindex torzító tényezőinek számszerűsítésével foglalkoztak volna. 2000–2001-ben részt vettem egy PHARE ACE programban, amelyben három volt szocialista országra – Bulgária, Csehország és Magyarország – vonatkozóan vizsgáltuk a felvetett problémát. Magyarországot illetően azonban számításainkból semmilyen értékelhető eredményre nem jutottunk, miközben az elméleti hipotéziseknek ez a tapasztalat ellentmond. Ugyanerre a következtetésre jutott a MNB égisze alatt készült már említett tanulmány is. Egyedül a Cseh Köztársaságban tudták kimutatni, hogy 1993 és 1999 között a Laspeyres-index meghaladta a Paasche-indexet, átlagosan körülbelül évi 1 százalékponttal (*Hanousek-Filer* [2001]).

I. táblázat
Néhány termék árindexszámításnál használt kiadási részaránya
(1992–2002)

Megnevezés	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Sertéshús	A	1,970	1,739	1,739	1,739	1,765	1,765	1,765	1,226	1,215	1,321
	B				1,765	1,960	1,950	1,690	1,800	1,880	
Marha- és borjúhús	A	0,265	0,231	0,231	0,245	0,245	0,245	0,245	0,170	0,168	0,162
	B				0,190	0,190	0,200	0,200	0,190	0,160	
Hal	A	0,068	0,070	0,070	0,109	0,109	0,109	0,129	0,115	0,122	0,100
	B				0,170	0,170	0,160	0,150	0,140	0,150	
Tojás	A	0,436	0,408	0,408	0,442	0,442	0,442	0,442	0,407	0,378	0,416
	B				0,570	0,570	0,480	0,370	0,430	0,440	
Kenyér	A	1,536	1,864	1,864	1,864	1,856	1,856	1,806	1,492	1,451	1,497
	B				2,770	2,770	2,400	2,000	1,910	1,950	
Könyv	A	0,557	0,529	0,529	0,535	0,535	0,535	0,525	0,636	0,610	0,560
	B				0,300	0,300	0,300	0,290	0,330	0,340	
Lakásjavítás-karbantartás	A	1,594	1,090	1,081	1,500	1,500	1,500	1,510	1,530	1,559	1,564
	B				0,460	0,460	0,460	0,520	0,700	0,660	

A súlyok, az árstatistikai osztály által használt kiadási részarányok.

B súlyok, a háztartás-statisztikai osztály kiadási részarányai.

körülmény természetszerűen indokolja, hogy a Laspeyres-módon számított index lényegében azonos a Paasche-indexszel, mert ha nem változnak a tárgyévre a kiadási hányadok, nincs miért eltérnie a két indexnek.

Noha az árstatisztika metodikai leírása szerint a súlyok a háztartás-statisztikai felvételekből származnak, ennek ellentmond az, hogy a tényleges háztartás-statisztikai súlyok azon túl, hogy nem mutatják az 1. táblázatban látható tendenciát, nem is egyeznek ezekkel a számokkal.

A 2. táblázat 7 kiadási főcsoportra mutatja be, hogy az árindexszámításhoz ténylegesen használt, valamint a háztartás-statisztikából vett súlyok hogyan térnek el egymástól.¹⁴ (A két súlyrendszer közötti éles különbség magyarázatát lásd KSH [1992]).

2. táblázat
A kiadási részarányok, 1997–2001

Megnevezés		1997	1998	1999	2000	2001
Élelmiszerek	A	27,16	24,72	24,56	24,43	n. a.
	B	30,15	29,59	27,07	25,84	26,91
Szeszesitalok, dohányárúk	A	8,91	9,37	9,07	9,05	n. a.
	B	3,67	3,89	3,74	3,66	3,76
Ruházkodási cikkek	A	6,17	5,86	5,85	5,79	n. a.
	B	6,37	6,54	6,34	5,89	5,89
Tartós fogyasztási cikkek	A	5,50	7,12	7,40	7,04	n. a.
	B	4,27	4,40	4,51	5,65	5,11
Háztartási energia	A	8,89	8,63	8,39	8,33	n. a.
	B	13,31	12,41	12,58	11,62	10,89
Egyéb cikkek, üzemanyagok	A	16,96	17,04	17,09	17,34	n. a.
	B	15,89	15,54	16,45	17,34	17,25
Szolgáltatások	A	26,41	27,25	27,63	28,02	n. a.
	B	26,35	27,62	29,28	29,99	30,19

A = az árstatisztikai osztály által használt kiadási részarányok.

B = a háztartás-statisztikai osztály kiadási részarányai.

A fogyasztói árstatisztika metodikáját leíró kiadvány megállapítja, hogy a „háztartás-statisztika adatai további munkálatok nélkül nem fejezik ki a fogyasztás egészét és valószínű szerkezetét. Egyrészt azért nem, mert a háztartás-statisztika bizonyos rétegeket nem tényleges arányuknak megfelelően képvisel, másrészt azért nem, mert az adatok elfelejtés és letagadás miatt hiányosak” (KSH [1992] 28. o.). A háztartás-statisztikához használt véletlen mintában szereplő háztartások 39 százaléka nem vállalta az adatszolgáltatást (1998-as adat), ezen belül a jómódú háztartások sokkal nagyobb arányban zárkóznak el a felvételtől, mint az alacsony jövedelműek, idősek és nyugdíjasok, aminek következtében az előbbieket alul-, utóbbiak felülreprezentáltak a mintában.¹⁵

¹⁴ A fogyasztói árstatisztikai osztály által számított 1992 és 2002 közötti árindexekhez értelemszerűen rendre két évvel korábbi, tehát 1990 és 2000 közötti súlyok tartoznak. A háztartás-statisztikai osztálytól kapott súlyok 1997 és 2001 közöttiek, ezért a kétféle súlyrendszert az 1997 és 2000 közötti időszakra hasonlítjuk össze.

¹⁵ Az említett tényezők miatt a háztartás-statisztikában mintegy 15-20 százalékos hiány mutatkozik a makrofogyasztási adatokhoz képest. Mintegy 10 százalékra becsülik a letagadásból és elfelejtésből fakadó hiányt. A letagadás különösen a szeszfogyasztás esetében kirívó, a valószínű fogyasztásnak mintegy negyede-harmada jelenik meg a háztartás-statisztikában, de vannak olyan nagyobb jövedelemrugalmasságú tételek, mint például éttermi étkezés, külföldi üdülés, testápolási szolgáltatások, jármű és üzemanyag, ahol ez a hiány a 30-40 százalékot is eléri.

Az elmondottak miatt a háztartás-statisztikai adatokat az árosztály átdolgozza, „hogy a fogyasztásról valóság-hű struktúrát mutassanak” (KSH [1992] 29. o.). Egyfelől a valóságos jövedelemarányokhoz való közelítéssel, másfelől az elfelejtés és letagadás miatti hiánnyal korrigálják, kijavítják az érintett tételeket. A fogyasztás végösszegét megemelik a hiányzó összeggel, miközben az egyes fogyasztási tételek értékösszegeit jövedelemrugalmasságuknak megfelelően változtatják.

A háztartás-statisztikai osztálytól származó vásárolt fogyasztásra vonatkozó kiadási súlyokon végzett korrekcióval kapcsolatban a következő aggályok merülhetnek fel.

1. A háztartás-statisztikai osztály a reprezentációból fakadó s az adatokban megjelenő torzítást úgynevezett kalibrálással kiigazítja. Ha ugyanez az árosztályon még egyszer megtörténik, kétszeres lesz a korrekció.

2. Való igaz, hogy amikor a fogyasztó vásárol, akkor a jövedelem nagysága meghatározó, ebben nagy szerepet játszik a jövedelemrugalmasság, de legalább ugyanakkora szerepe van az árrugalmasságnak is. Az elfelejtés és a letagadás nem feltétlenül a jövedelemrugalmasság szerint történik.

3. A legnagyobb különbség a kétféle kiadási részarányok tekintetében van: a szeszes italok, dohányárak, a háztartási energia, valamint az élelmiszerek kiadáscsoportok esetében, de nem jelentéktelen a különbség a tartós fogyasztási cikkeknel sem. A szeszes italok részarányát jelentősen megemelték, az élelmiszereket csökkentették a makrofogyasztáshoz való közelítés miatt. Itt azonban arról sem szabad elfelejtkeznünk, hogy a lakossági hazai fogyasztásban benne van az országban tartózkodó külföldiek vásárlása is, míg a háztartásstatisztikában nincs, s a tartósan Magyarországon élő külföldiek átlagosan több alkoholt vásárolnak, mint az átlagos magyar fogyasztó.

4. Látható, hogy a kiadáscsoportok közül az energiatétel kiadási hányadát változtatták a legdrasztikusabban, a háztartás-statisztikai adatokhoz képest lefelé. Ez a lépés nem világos annak az elvnek a fényében, hogy a korrigálásokkal a valóságos fogyasztási struktúrához kívánunk közelíteni, hiszen a háztartás-statisztikai osztályon azt a hiányságot már korrigálták, hogy a gazdagabb háztartások alulreprezentáltak a mintavételben. Az energiatétel ilyen mértékű lefelé való korrekciója nem a helyes fogyasztási szerkezet irányába vezet, hiszen a jobb módúak mennyiségileg úgy fogyasztanak több energiát, hogy ez a kiadásaikban is nagyobb hányadot képvisel, mint a kevésbé jómódúak esetében. Mindezen túlmenően az energiafogyasztás kiadási részarányának drasztikus csökkentése azért is aggályos, mert éppen ennek a kiadáscsoportnak nőtt legjobban az ára. Ha az energia a fogyasztási kosárban valóságos súlyánál kisebb súllyal szerepel, akkor ez lefelé nyomja a hivatalos fogyasztói árindexet.

A 3. táblázat mutatja be, hogyan viszonyulnak egymáshoz a kétféle, az árstatisztikai osztály által korrigált és a háztartás-statisztikai osztály által alkalmazott súlyrendszerben a kiadási részarányok évenkénti változásai. Az összehasonlítási időszak rövid, de elegendő ahhoz, hogy képet kapjunk a változás tendenciájára az 1997 és 2000 közötti időszakban.

3. táblázat

A korrigált és a nem korrigált kiadási részarányok évenkénti változása közötti korreláció (1997–2001)

Év	aggregációs szinten		
	Egyjegyű	Kétjegyű	Háromjegyű
1998/1997	0,37	0,12	0,22
1999/1998	0,44	0,28	-0,03
2000/1999	-0,60	0,03	-0,06

4. táblázat
A fő kiadáscsoportok árindexei és az általános fogyasztói árindex alakulása, 1992–2002
(előző év = 100)

Megnevezés	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2002/ 1991
Élelmiszerek	119,40	129,20	123,40	131,10	117,30	117,40	114,40	102,90	109,2	113,80	105,40	529,90
Szeszes italok, dohányárak	119,60	118,60	116,40	120,10	126,60	118,90	115,30	111,50	111,0	111,20	109,70	519,60
Ruházkodási cikkek	123,00	116,70	116,10	120,20	125,60	118,70	114,10	110,00	105,80	105,30	104,00	434,29
Tartós fogyasztási cikkek	114,30	111,00	111,80	124,00	119,20	108,40	108,10	106,60	101,7	101,00	98,40	264,70
Háztartási energia	143,20	120,30	111,60	150,00	132,50	129,90	117,90	109,40	109,00	110,30	105,50	812,03
Egyéb cikkek, üzemanyagok	127,10	121,60	119,00	127,30	125,80	116,00	110,70	114,70	115,0	104,90	104,10	544,79
Szolgáltatások	126,00	124,10	120,30	126,00	126,40	119,20	116,20	114,80	109,7	109,80	106,40	610,52
Fogyasztói árindex	123,00	122,50	118,80	128,20	123,60	118,30	114,30	110,00	109,80	109,20	105,30	532,65

Forrás: KSH [2002].

Ha a mintában szereplő fogyasztók racionálisan viselkednek, vagyis minden évben hasonlóan, szisztematikusan felejtik el és/vagy tagadják le vásárlásaikat, és feltételezve, hogy az ároosztály is ennek megfelelően szisztematikusan változtatja meg a háztartás-statisztikai adatokat, akkor azt is fel kell tételeznünk, hogy a kiadási részarányok kétféle rendszerének évenkénti változása között szoros és pozitív irányú kapcsolatnak kell lennie. Ennek azonban ellentmondanak a 3. táblázatban látható korrelációs együtthatók. Ez a laza és főként negatív korreláció arra utal, hogy a háztartás-statisztikai adatok módosításának elve az ároosztályon *ad hoc* gyakorlattal párosul.

A 4. táblázat tartalmazza a fő kiadáscsoportok árindexeit és az általános fogyasztói árindex alakulását. A fogyasztó árindex az 1991 és 2002 közötti időszakban több mint ötszörösére nőtt, évi átlagban 18 százalékkal. A legnagyobb áremelkedés az évtized első felében történt, de még 1997-ben is 17 százalékos volt az infláció. Az átlagos fogyasztói árindexhez képest az egyes kiadáscsoportok relatív árindexe nagyon eltérő mértékben változott. A tartós fogyasztási cikkek ára emelkedett legkevésbé, relatíve közel 50 százalékkal csökkent az általános fogyasztói árindexhez képest. Az élelmiszerek, szeszes italok, dohányárak, valamint a ruházatkódás indexei 4–17 százalékkal az átlag alatt nőttek, míg a legnagyobb mértékű árnövekedés, közel 50 százalékkal az átlag felett, a háztartási energia esetében következett be. Átlag feletti az egyéb cikkek, üzemanyagok, valamint a szolgáltatások árnövekedése is. Ha alacsonyabb aggregációs szintre megyünk, akkor néhány kirívó példát hozhatunk: a gyógyszerek ára 29-szeresére emelkedett, a tankönyveké, könyveké és a legtöbb kulturális szolgáltatásé 8-10-szeresére.

Az egyedi árindexek szórásának alakulásából (5. táblázatot) két viszonylag egyértelműnek látszó tendencia olvasható ki. Egyfelől, minél magasabb az aggregációs szint, annál kisebb az egyedi árindexek szórása. Ez természetes is, hiszen a javak közötti helyettesítés legkevésbé a nagyobb fogyasztói kiadáscsoportok között történik, hanem inkább a termékválasztékok szintjén. Másfelől, az aggregáció foka alapvetően és egyértelműen befolyásolja az infláció és a szórás nagysága közötti összefüggést: alacsony aggregációs szinten minél magasabb az infláció, annál nagyobb az egyedi árindexek szórása. Ez utóbbi azért is természetes, mert az évtized folyamán éppen az árstruktúra drasztikus megváltozása is részben okozója volt a magas inflációnak. Magasabb aggregációs

5. táblázat

A relatív árindexek szórása különböző aggregációs szinteken

Év	Fogyasztó árindex 1991=100	aggregációs szinten		
		Egyjegyű	Kétjegyű	Háromjegyű
1992	123,00	5,07	6,80	18,81
1993	122,50	4,98	6,77	14,82
1994	118,80	3,20	6,68	11,62
1995	128,20	3,97	6,37	11,72
1996	123,60	3,23	4,37	8,51
1997	118,30	4,90	4,51	6,13
1998	114,30	2,69	3,83	7,03
1999	110,00	3,73	5,54	6,34
2000	109,80	4,23	6,37	6,81
2001	109,20	4,20	5,08	6,74
2002	105,30	3,16	3,66	4,82

Forrás: Saját számítások.

szinteken csak átlagban érvényesül, hogy ha nagyobb az infláció, akkor nagyobb az egyedi árindexek szórása, miközben vannak olyan évek, amikor magas volt az infláció, s a szórás mégis kisebb volt, mint egy olyan évben, amikor az infláció alacsonyabb volt.

A Paasche-indexek számítása különböző aggregációs szinteken

A Paasche-indexek kiszámítása két lépcsőben történt.

1. A háromjegyű, 160 csoportos aggregációból kiindulva, 34 jószágcsoportra, 1991 és 2000 között minden évre az ároosztály által korrigált tárgyidőszaki súlyokkal számítottunk Paasche-indexeket.

2. A következő fázisban a 34 termék- és szolgáltatáscsoport kiadási hányadainak újrásúlyozásával 7 kiadásfőcsoportra s végül – ezek súlyainak felhasználásával – egyetlen fő Paasche-indexet számítottunk évenként.¹⁶

Elemzésünk legalacsonyabb aggregációs szintje a kétjegyű kóddal ellátott kiadáscsoportok, ahol a rendelkezésünkre álló legalacsonyabb aggregációs szintű 160 csoport mindegyike besorolódik egy fölötte lévő kétjegyű csoportba. Ezen az aggregációs szinten összehasonlítottuk a kiszámított Paasche- és Laspeyres-indexeket. Illusztrációképpen a 6. táblázatban bemutatjuk néhány kétjegyű termék- és szolgáltatáscsoport árindexeit.

A bemutatott évenkénti Paasche-indexek legfeljebb 1-2 százalékponttal kisebbek a Laspeyres-indexeknél, tehát ezen esetekben megmutatkozik a helyettesítési hatás, de vannak olyan évek, amikor éppen fordított a helyzet, a Paasche-index nagyobb, mint a Laspeyres.¹⁷ A számítások alapján megállapíthatjuk, hogy a magasabb aggregációs szinteken (7 kiadás-csoport) lényegében eltűnik a helyettesítési hatás, nincs eltérés a Laspeyres- és a Paasche-árindex között.

A nemzetközi kutatásoknak azt a feltételezését, hogy az átmeneti országokban, amelyek nagyon magas ütemű inflációt éltek meg, magasabb lenne a torzítás mértéke, a magyar adatok ezen az elemzési szinten nem támasztják alá.

A tapasztalat alapján nagy valószínűséggel állítható, hogy a fogyasztó a reprezentánsoknak megfelelő termék- és szolgáltatásszinten helyettesítéssel reagál a relatív árakban bekövetkező változásokra, s a Laspeyres-index éppen ezt a hatást küszöböli ki. Feltűnt, hogy az évente megjelenő KSH [2002] kiadványban szerepeltetett reprezentánsok száma az *élelmiszerek és szeszes italok*, *dohányárúk* és a *ruházat* tekintetében feltűnő aránytalanságot mutat. Az összkiadáson belül több mint 30 százalékot kitevő első csoportnak lényegében ugyanannyi reprezentánsa van, mint a 6-7 százalékot kitevő ruházatnak.

Kiszámítottuk az ároosztály által még nem korrigált, a háztartás-statisztikai osztálytól kapott kalibrált súlyokkal is a Paasche-indexeket 1997 és 2000 között. Meglepetésünkre az így kapott eredmények csupán tizedesjegyben mérhető különbséget mutatnak a korrigált súlyokkal számított Laspeyres-indexekhez képest. Ebből arra a következtetésre juthatunk, hogy a fogyasztói árindex nagysága a reprezentánsok szintjén alakul ki, amikor szakértői becsléssel megállapítják a reprezentánsok súlyát.

*

¹⁶ A vizsgált időszakban 2000 az utolsó év, amelyre a korrigált súlyok alapján Paasche-indexeket számolhatunk, mivel a 2002/2001-es fogyasztói árindex kiszámításához az ároosztály értelemszerűen a 2000. évi súlyokat tudja használni korrigált változatban.

¹⁷ Annnyit azért megfigyelhetünk, hogy még az időszak elején a Paasche-index javára írható különbség a tárgyidőszak évéhez közeledve fokozatosan átváltozik a Laspeyres javára írható különbséggé.

6. táblázat
A Paasche- és Laspeyres-indexek összehasonlítása
(1991–2000)

Kód	Megnevezés	Index	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
10	Hús-, halkészítmények	Laspeyres	124,90	126,40	123,70	134,20	108,60	119,30	113,30	92,70	111,60
		Paasche	124,36	125,76	124,23	133,21	108,24	119,35	113,41	92,55	110,90
11	Tej, tejtermék, tojás	Laspeyres.	124,90	132,90	125,90	125,00	118,30	126,30	113,10	105,50	114,80
		Paasche	124,67	132,32	126,44	123,89	118,94	126,25	112,67	105,29	114,49
12	Zsiradékok	Laspeyres.	117,40	135,60	120,10	138,30	123,60	115,80	121,90	99,80	97,80
		Paasche	114,34	135,95	120,21	139,54	122,79	115,85	119,59	98,10	98,31
14	Zöldség, gyümölcs, burgonya	Laspeyres.	110,60	124,70	121,50	144,40	110,10	114,10	123,00	101,70	106,50
		Paasche	109,53	123,24	121,28	145,60	105,47	112,24	118,30	102,88	106,36
18	Szeszes italok	Laspeyres	117,50	116,60	114,80	121,50	125,30	118,70	113,40	109,60	109,50
		Paasche	117,06	116,57	114,81	121,46	125,33	118,59	113,45	109,55	109,54
50	Háztartási energia	Laspeyres	143,20	120,30	111,60	150,00	132,50	129,90	117,90	109,40	109,10
		Paasche	145,02	120,42	110,58	145,27	131,59	129,76	118,59	109,08	108,81
64	Közlekedési szolgáltatás	Laspeyres	134,60	129,80	119,60	127,50	128,00	125,90	115,40	115,40	109,60
		Paasche	135,16	128,17	118,35	126,46	127,55	125,70	115,37	115,31	109,69

A tanulmány célja, hogy bizonyítsa vagy cáfolja, hogy a Laspeyres-típusú fogyasztói árindex túlbecsüli a megélhetési költségindexet.¹⁸ Kiindulva abból a bizonyosságból, hogy minden olyan tényező, amely a fogyasztók magatartásában helyettesítési hatást vált ki, jelen van a magyar gazdaságban is, sőt ezek a folyamatok éppen az átmeneti időszakban gyorsultak fel, nagyobb eltérést vártunk a Laspeyres- és a Paasche-index között.

Mivel a KSH fogyasztóiár-statisztikai osztálya minden évben átdolgozza a reprezentánsok súlyrendszerét, természetes, hogy a kétféle index nem tér el lényegesen egymástól. Tehát az átdolgozás magát a Laspeyres-típusú árindexet változtatja meg, s azt lefelé nyomja.

Az a tény, hogy a kimutatott helyettesítési hatás Magyarországon elmarad a várakozástól, azt sugallja, hogy egyfelől a fogyasztók helyettesítési törekvéseit más tényezők nagymértékben ellensúlyozhatták.

– A rendszerváltás előtt az ország gazdaságát hiány és nagyfokú kielégítetlen kereslet jellemezte. Az árak lényegesen alacsonyabbak voltak a piacszabályozó egyensúlyi árnál. A kilencvenes évtized elején végbemenő árliberalizációval párhuzamosan a kínálat jelentős mértékben bővült, a nyugati világból ismert modern, új termékek és szolgáltatások özönlötték el a piacot, felszámolódott a hiány. A fogyasztók sok esetben annak ellenére növelték keresletüket, hogy az árak nőttek. Ilyen körülmények között előfordulhat, hogy a bázissúlyozású Laspeyres-index alulbecsüli a megélhetési költségek növekedését.

– A fogyasztói árindex képzésének metodikai eljárása, az Eurostat ajánlásainak követése kifogástalan. Számomra egyetlen lépés kéréses: a legalacsonyabb szinten, a reprezentánsok szintjén átdolgozzák a háztartás-statisztikai kiadási részarányokat. Belátva és elfogadva a kiadási részarányok korrekciója mellett felsorakoztatott érvek egy részét, a gyakorlatban már nem tükröződnek a leírt elvek. Az árosztály által módosított kiadási hányadok évenkénti változásainak követnie kellene a háztartás-statisztikából származó súlyadatok változását, ennek pedig ellentmond a változások között mért korreláció abszolút lazasága, ami különösen aggályos a reprezentánsok szintjéhez közelálló legalacsonyabb aggregációs szinteken. Ebből arra lehet következtetni, hogy a fogyasztói kosár által megjelenített kiadási szerkezet szinte semmilyen kapcsolatban sincs a háztartás-statisztikai felmérésekből származó kiadási struktúrával, amely ha nem tökéletesen is, de leképezi a magyar lakosság vásárolt fogyasztásának szerkezetét.

– Nagy valószínűséggel állítható, hogy a fogyasztói árindex kiszámításának meghatározó mozzanata a kutató számára nem teljesen látható és követhető fázisban, azon a szinten dől el, amikor a reprezentánsokat besorolják magasabb szintű, a háromjegyű aggregáltságú csoportokba, s ezeknek a csoportoknak a kiadási súlyai szétosztódnak a reprezentánsok között. Ez a mozzanat meghatározza az általános fogyasztói árindex nagyságát. Éppen ezért nem mindegy az, hogy mekkora súlyt osztunk szét a reprezentánsok között, magasabbat vagy alacsonyabbat, mint ami a valóságos fogyasztási szerkezetnek megfelel. Különösen az nem mindegy, hogy hogyan alakul ebben a körben a reprezentánsok egyedi árindexe. A reprezentánsok szintjén a reprezentánsok egyedi árindexe adott, de abba szubjektív döntések is belejátszanak, hogy például a legjobban dráguló *háztartási energia* reprezen-

¹⁸ Meg kell jegyeznünk, hogy a Boskin-jelentést többen politikai indíttatású vizsgálatnak tekintik, mondván, hogy a Clinton-adminisztráció alatt felduzzadt költségvetési deficit lefaragásához a Boskin-jelentés jó támogatásnak bizonyulna. Azért nem tekintjük megalapozottnak ezeket a véleményeket, mert egyfelől a felkért szakértők a két politikai pártot egyformán képviselték, másfelől ha valóban politikai indíttatású lett volna a vizsgálat célja, akkor a jelentés nem gerjesztett volna világszerte olyan nagyméretű kutatásokat a fogyasztói árindex-elmélet terén, amihez fogható a 20. század második felében egyetlen kutatási területen sem tapasztalhattunk. Véleményem szerint, túlzás lenne azt gondolni, hogy a világ statisztikusai csatasorba álltak azért, hogy az Egyesült Államoknak segítséget nyújtsanak költségvetési deficitje lefaragásához. Nem gondolhatjuk azt, hogy a fogyasztói árindex bármely országban olyan tökéletes a maga mivoltában, hogy ne lenne érdemes elgondolkozni, kísérletezni annak jobbá tételén. Ha az amerikai árindex valóban felfelé torzít, akkor ennek alapjában véve a gazdaságra nézve vannak súlyos következményei.

tánsai mennyivel kapjanak kisebb súlyt a fogyasztói kosárban, mint amekkora a háztartás-statisztikai felmérésekben. Ennek hatása a továbbiakban végiggyűrűződik a háromjegyű és magasabb aggregációs szintekre számított egyedi árindexekben is. Hogy a „szakértői becslés” milyen és mekkora szubjektív elemet visz ezen a szinten a súlyarányok kialakításába, arra vonatkozóan semmilyen képet nem tudunk alkotni.

Hivatkozások

- ABRAHAM, K. G.–GREELEES, J. S.–MOULTON, B. R. [1998]: Working to Improve the Consumer Price Index. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12. No. 1. 27–36. o.
- ADELMAN, I. [1958]: A New Approach to the Construction of Index Numbers. *Review of Economics and Statistics*, 40. 240–249. o.
- AIZCORBE, A. M.–JOHNSON, P. C. [1993]: The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982–91. *Monthly Labor Review*, 116. 25–33. o.
- BOSKIN, M. J.–DULBERGER, E. R.–GORDON, R. J.–GRILICHES, Z.–JORGENSEN, D. [1996]: Final Report of the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index. US Government Printing Office for the Committee on Finance, U.S. Senate, 104 th Congress, Second Session, Washington DC.
- BRADA, J. C.–KING, A. E.,–KUTAN, A. M. [2000]: Inflation Bias and Productivity Shocks in Transition Economies: The Case of the Czech Republic. *Economic Systems*, 24. 119–138. o.
- BROWN, D. J.–SCHRADER, L. F. [1990]: Cholesterol Information and Shell Egg Consumption. *American Journal of Agricultural Economics*, 72. 548–555. o.
- CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE [1994]: Is the Growth of the CPI a Biased Measure of Changes in the Cost of Living? Congressional Budget Office, Washington, D.C.
- DEATON, A.–MUELLBAUER, J. [1980] *Economics and consumer behavior*. Cambridge University Press, New York.
- DIEWERT, W. E. [1976]: Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*. 4. 115–145. o.
- DIEWERT, W. E. [1995]: Prepared Statement. In *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate*. Senate Hearing 104-69, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C., 115–118. o.
- DIEWERT, W. E. [1996]: Comment on CPI Biases. *Business-Economics*; 31. 30–35. o.
- DIEWERT, W. E. [1998]: Index Number Issues in the Consumer Price Index. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12. No. 1. 47–58. o.
- DRECHSLER LÁSZLÓ [1962]: *Az árváltozások mérése*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- DUCHENE, G.–GROS, D. [1994]: *Cases of Output Decline in Reforming Economies*. Center for European Policy Studies, Brüsszel.
- EICHHORN, W.–VOELLER, J. [1976]: *Theory of the Price Index: Fisher's Test Approach and Generalizations*. Springer Verlag, Berlin.
- ÉLTETŐ ÖDÖN [2001a]: White Alan G.: Mérési torzítások a fogyasztói árindexben c. cikkének ismertetése. *Statisztikai Szemle*, január.
- ÉLTETŐ ÖDÖN [2001b]: John Greenlees: Fogyasztói árindexek: minőség- és választékváltozásnál alkalmazható módszerek című cikkének ismertetése. *Statisztikai Szemle*, 2. sz.
- FERENCZI BARNABÁS–VALKOVSKY SÁNDOR–VINCZE JÁNOS [2000]: Mire jó a fogyasztói árstatisztika? *Közgazdasági Szemle*, 10. sz.
- FILER, R. K.–HANOUSEK, J. [2000]: Output Changes and Inflationary Bias in Transition. *Economic Systems*, 24. 285–294. o.
- FILER, R. K.–HANOUSEK, J. [2001]: Survey-Based Estimates of Biases in Consumer Price Indices During Transition: Evidence from Romania. CERGE-EI Working Paper, 178. Prága.
- FISHER, I. [1927]: *The Making of Index Numbers: A Study of Their Varieties, Tests, and Reliability*. Augustus M. Kelly, New York.

- FISHER, F. M.–SHELL K. [1971]: Taste and quality change in the pure theory of the true cost-of-living index. Megjelent: *Griliches, Z.* (szerk.): Price indexes and Quality change. Harvard University Press, Cambridge.
- FORSYTH, F. G.,–FOWLER, R. F. [1981]: The Theory and Practice of Chain Price Index Numbers. *Journal of the Royal Statistical Society, ser. A*, 144. 224–246. o.
- FRISCH, R. [1936]: Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers. *Econometrica*, 4. 1–38. o.
- GORDON, R. J. [1995]: Prepared Statement. Megjelent: Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate. Senate Hearing 104-69, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C. 122–126. o.
- GRILICHES, Z. [1995]: Prepared Statement. Megjelent: Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate. Senate Hearing 104-69, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C. 129–132. o.
- HAAN, J. DE [2002]: Generalised Fisher Price Indexes and the Use of Scanner Data in the Consumer Price Index (CPI). *Journal of Official Statistics*, Vol. 18. No. 1. 61–85. o.
- HANOUSEK, J.–FILER, R. K. [2001]: Consumers' Opinion of Inflation Bias Due to Quality Improvements in Transition in the Czech Republic. CERGE-EI Working Paper 184, Prága.
- HILL, P. [1999]: Inflation, the Cost of Living and the Domain of a Consumer Price Index. Paper presented at the Joint ECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices, Genf, november 3–5.
- HOCH RÓBERT–KOVÁCS ILONA–ÖRDÖG MIKLÓS [1982]: Fogyasztás és jövedelem. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- JORGENSEN, D. W. [1995]: Statement. Megjelent: Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate. Senate Hearing 104-69, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C., 36-41. o.
- KOEN, V.–DE MASI, P. [1997]: Prices in Transition: Ten Stylized Facts. IMF Working Paper No. 97/158, Washington, D.C.
- KÖVES PÁL [1981]: Indexelmélet és közgazdasági valóság. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- KÖVES PÁL–PÁRNICZKY GÁBOR [1981]: Általános statisztika. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- KSH [1992]: Fogyasztói árstatisztika. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH [2000]: A fogyasztóiár-statisztika módszere. Statisztikai módszertani füzetek 39. sz. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH [2002]: Fogyasztói árindexek. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- MANSER, M.–MCDONALD, R. [1988]: An Analysis of the Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959–1985. *Econometrica*, 56. 909–930. o.
- MOULTON, B. R. [1996]: Bias in the Consumer Price Index: What Is the Evidence? *Journal of Economic Perspectives*, 10. 159–177. o.
- MUSZÉLY GYÖRGY [1980]: Ökonometriai modellek felhasználása a fogyasztás elemzésére és előrejelzésére. Számki, Budapest.
- ÖRDÖG MIKLÓS [1973]: Árrugalmassági becslések a fogyasztás hosszú távú tervezéséhez. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Budapest.
- PODPIERA, J. [2002]: Correcting Superlative Indices for Income Bias in Transition: The Case of the Czech Republic. Kézirat, CERGE-EI, Prága,
- REINSDORF, M. B. [1998]: Formula Bias and Within Stratum Substitution Bias in the U.S. CPI. *Review of Economics and Statistics*, 80. 175–187. o.
- SHAPIRO–WILCOX [1996]: Mismeasurement in the consumer price index: an evaluation. Megjelent: *Bernanke B.–Rotemberg, J.* (szerk.): NBER Macroeconomics Annual 1996. MIT Press, Cambridge, MA, 93–142. o.
- STIGLER, G. (szerk.) [1961]: The Price Statistics of the Federal Government. Report to the Office of Statistical Standards. Bureau of the Budget. National Bureau of Economic Research, New York.
- SZAKOLCZAI GYÖRGY–HULYÁK KATALIN–LOSONCZY ISTVÁNNÉ–MUSZÉLY GYÖRGY [1979]: Klasszikus fogyasztáselemzési modellek felhasználása a fogyasztói árpolitika megalapozására. *Közgazdasági Szemle*, 1. sz.
- TRIPLETT, J. E. [1999]: Should the Cost-of-living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index? *Economic Journal*, 111. 311–334. o.
- WYNNE, M. A.–SIGALLA, F. D. [1994]: The Consumer Price Index. *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 2. n. é., 1–22. i.