

**MŰHELYTANULMÁNYOK**  
ÚJ SOROZAT

**DISCUSSION PAPERS**  
NEW SERIES

**MT–DP. 2003/10**

**A FOGYASZTÓI ÁRINDEX  
TORZÍTÓ TÉNYEZŐI**

**KOVÁCS ILONA**

Magyar Tudományos Akadémia  
Közgazdaságtudományi Kutatóközpont

Budapest

---

**MŰHELYTANULMÁNYOK**  
ÚJ SOROZAT 2003/10

---

**DISCUSSION PAPERS**  
NEW SERIES

**A FOGYASZTÓI ÁRINDEX  
TORZÍTÓ TÉNYEZŐI**

**KOVÁCS ILONA**

Budapest  
2003. június

KTK/IE Műhelytanulmányok 2003/10.

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont

Műhelytanulmányaink célja a kutatási eredmények gyors közlése és vitára bocsátása. A sorozatban megjelent tanulmányok további publikációk anyagául szolgálhatnak.

## **A fogyasztói árindex torzító tényezői**

Szerző: KOVÁCS Ilona, az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont tudományos főmunkatársa. Postacím: 1112 Budapest Budaörsi út 45. Telefon: 309-2642 Fax: 319-3136 E-mail: kovacsi@econ.core.hu

Köszönetemet fejezem ki Molnár György kollégámnak, az MTA KTK tudományos főmunkatársának, aki sok észrevételével rávilágított pontatlanságaimra, és ötleteivel segített abban, hogy mondanivalómat érthetőbben fogalmazzam meg, továbbá Éltető Ödönnek és Marton Ádámnak, OTKA társaimnak, a velük folytatott konzultációkban kapott értékes információkért. Köszönöm Szabó Évának, Keszthelyiné Rédei Máriának a tanulmány vitáján tett kritikai megjegyzéseiket, valamint Salamin Juditnak, Szabó Zsuzsának, Demecs Mártának, hogy a számításhoz szükséges ár- és háztartásstatisztikai adatbázist rendelkezésemre bocsátották.

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

ISSN 1419-6328

ISBN 963 9321 85 0

Kiadja az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont; Budapest, 2003.

KOVÁCS ILONA  
A FOGYASZTÓI ÁRINDEX TORZÍTÓ TÉNYEZŐI

*Előszó*

---

*A kilencvenes évtizedben 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. (Lásd Boskin et al., 1998). 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 implikációkkal.*

*A tanulmány célja, hogy a nemzetközi irodalom alapján részletesen elemezze a fogyasztói árindex-számítás körül elvileg fellépő torzító tényezőket és magának a torzításnak lehetséges következményeit. Végül kísérletet tesz a magyar fogyasztói árindex helyettesítési hatásból származó torzításának kimutatására. A magyar adatok nem mutatnak lényegi eltérést a Laspeyres módon számított és Paasche indexek között.*

---

ILONA KOVÁCS  
MEASURING BIAS IN CONSUMER PRICE INDEX IN HUNGARY

*Abstract*

---

*In the nineties studies in the United States have come to the conclusion, that the conventional Consumer Price index during the early and mid 1990s seriously overstated the Cost of Living Index with a best estimate of about 1,1 percentage points of bias at an inflation rate of 3 per cent a year. (See Boskin et al., 1998). As a consequence, not only in the United States, but in many countries in the world, a huge wave of research has been started analysing the potential bias of the consumer price index, the impacts of it, and possible policy implications.*

*The purpose of this study is to analyse the main sources of bias in conventional measures of CPI, and consequences of the bias. The author computes Paasche indices and compares them to Laspeyres ones. Hungarian data dont reveal any substantial differences between Laspeyres and Paasche indices.*

---

## I. BEVEZETÉS

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

A gazdaság reálértéken számított makrogazdasági mutatóit, mint 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 árak pontos mérését. Sorolhatnánk tovább a példák sokaságát akár egyéni életünk mindennapjainból, ahol lépten-nyomon szembesülünk árakkal, árváltozásokkal.

Ugyanakkor minden Statisztikai Hivatal gyakorlata igazolja, hogy a fogyasztói árindexszámítás nem problémamentes. A tanulmány célja, hogy a nemzetközi irodalom alapján részletesen elemezzük a fogyasztói árindexszámítás körül elvileg fellépő torzító tényezőket és magának a torzításnak lehetséges következményeit. Végül kísérletet teszünk a magyar fogyasztói árindex helyettesítési hatásból származó torzításának kimutatására. A kutatás támaszkodik a széleskörű nemzetközi irodalom feldolgozásából adódó eredményekre, valamint arra az ismeretanyagra, amelyet a magyar statisztikai szakirodalom megtestesít.

## II. A BOSKIN BIZOTTSÁG JELENTÉSE

Az amerikai Szenátus Pénzügyi Bizottsága 1995-ben kinevezett egy mindkét pártot reprezentáló, vezető közgazdászokból álló 5-tagú tanácsadó testületet, az ún. Boskin bizottságot, azzal a megbízással, hogy elemezzék a Bureau of Labor Statistics által közzétett fogyasztói árindex mérési hibáit, torzításait. A bizottság tagjai, Michael J. Boskin (a bizottság elnöke), Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zvi Griliches és Dale W. Jorgenson, megbízatásuk teljesítése után 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.** (Lásd Boskin et al., 1998)

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 eddigiekhez nem hasonlítható heves és hatásvos kritikát fogalmazott meg a fogyasztói árindex mérési hibáival szemben. A jelentés olymértékben figyelemfelkeltő volt, nem alaptalanul, hogy ennek nyomán rendkívül széleskörű kutatás bontakozott ki a fogyasztói árindex mérési problémái területén. 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 implikációkkal. A legfontosabb publikációk közül néhány: Brent R. Moulton (1996), Abraham-Greelees-Moulton (1998), Dale W. Jorgenson (1995), W. Erwin Diewert (1998), Peter Hill (1997). 1997-ben az európai statisztikusok Genfben megrendezett konferenciáját a fogyasztói árindexnek szentelték. (Joint ECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices, Geneva, November 24-27, 1997). 1999-ben az amerikai National Bureau of Economic Research két munkatársa Ernst Berndt és Zvi Griliches árstatisztikusokat hívott meg egy konferenciára, s az itt elhangzott eléggé eklektikus véleményeket a Monthly Labor Review 2000. szeptemberi számában jelentették meg.

Melyek azok a változások, amelyek ilyen megújult intenzitással újra az érdeklődés középpontjába állították a CPI 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 et al., 1996. 10. old.)
- 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, 1990, Griliches, 1961, Reinsdorf, 1993, Moulton, 1993, Triplett, 1975, Greenlees, 1997. 1994-ben hozták létre egyetemi professzorok és statisztikusok az Ottawa csoportot a fogyasztói árindex körül folyó munkálatok koordinálására.
- 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 tömkelegét. Az elektronikai iparban, a számítógépek, valamint alkatrészek és tartozékok árában olyan rohamos, egyedülálló árcsökkenés volt tapasztalható, amihez hasonló analógiát az *Economist*-nak az autózás teréről hozott példájával lehetne illusztrálni: ha az autómotorok hatékonysága olyan arányban nőtt volna, ahogy az említett árak csökkentek, akkor a mai autókkal fél

tucatszor körbeutazhatnánk a földet egy dollár töredékébe kerülő benzinnel

- A legtöbb jegybank a fogyasztói árindexet használja a pénzpiacokon történő közbelépésre. Nem esünk talán túlzásba, ha azt állítjuk, hogy 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?

### III. A FOGYASZTÓI ÁRINDEX ÉS SZÁMÍTÁSÁNAK GYAKORLATA

Mielőtt részletesebben tárgyalni kezdenénk az árindexszámítás lehetséges torzító tényezőit, látnunk kell magát a fogyasztói árindexszámítás gyakorlatát.

Mit mér a fogyasztói árindex, és mire használjuk?

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 az infláció, vagyis a pénzromlás nagyságát mérjük vele. A fogyasztói árindex, mindazon túlmenően, hogy mindenfajta reálmutató kiszámításához használjuk, többfunkciós szerepet tölt be a gazdaságban. A Magyar Nemzeti Bankban Ferenczi-Valkovszky-Vincze (2000) tanulmánya a CPI öt fontos funkcióját sorolja fel, mint megélhetési költségindex, a pénztartás költségindexe, a reálkamat és reálárfolyam kiszámításának alapjául szolgáló mutató, 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.

Maradjunk a minket érdeklő alapkérdésnél, **megélhetési költségindex-e a fogyasztói árindex?**

A Statisztikai Hivatal kiadványaiból (KSH, 1992, 2000) 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 képez a saját tulajdonú lakás, amely egy ún. imputált lakbérrel benne van a kosárban, de hiányoznak a használt cikkek, egy kivételtől, a használt személygépkocsi-



tól eltekintve. Az imputált lakbérnek a kosárban való szerepeltetését ebben a formában nem tartom helyesnek, s osztom Ferenczi-Valkovszky-Vincze álláspontját. Az árindex alapjául szolgáló kosárban szerepel az önkormányzati lakások bérleti díja, de a piaci lakbérek nem, és szerepel a társasházi közös költség, valamint a lakásjavítás és –karbantartás. A saját lakásban élők esetében az imputált lakbért a már egyszer számba vett lakásjavítás és –karbantartás költsége alapján számítják, s ez nem fér össze a vásárolt fogyasztás definíciójával, 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 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.

**A fogyasztói árindex rögzített felíró helyeken megfigyelt *reprezentánsok* egyedi árindexeinek bázis súlyozású átlaga, Laspeyres típusú árindex.** A fogyasztói árindex kiszámítása több lépcsős aggregációs tevékenység. Az első fázisban a megfigyelt heterogén árakból a legalacsonyabb, elemi szinten minden reprezentánsra vonatkozóan egyetlen átlagárát, 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 nem csak a fogyasztási szerkezet szerinti, hanem bármilyen tetszőleges csoportosítású árindex felépíthető”. (KSH,1992) A reprezentánsok súlyainak kialakítása szakértői becsléssel történik, magasabb aggregációs szinteken a súlyok alapjául az 1992 és 2000 között érvényben lévő módszertan szerint a háztartásstatisztika 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 tárgyévet megelőző évre sem állnak rendelkezésre háztartásstatisztikából származó kiadási részarányok. Ezért

mondjuk azt, hogy a fogyasztói árindex Laspeyres típusú, vagy Laspeyres módon számított árindex.

A reprezentánsok súlyainak képzésénél az a kiindulópont, hogy a reprezentáns termékek és szolgáltatások teljesen kitöltsék a következő, magasabb aggregációs szinten lévő, kb 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 kiadáscsoportba tartoznak „A reprezentáns súlya képviselői súlya, 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).

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, de jelenleg még nem helyettesíti a hazai fogyasztói árindexet, de azzal párhuzamosan létezik. Kötelező azonban a „COICOP” nemzetközi nomenklatúrának, a fogyasztás rendeltetés szerinti osztályozásának, a használata. A harmonizált árindex számításához a súlyokat a hazai makro-fogyasztás szerkezetének megfelelően kell figyelembe venni.

Attól függően, hogy a fogyasztói árindex kiszámításához melyik időszak súlyait használjuk, kétféle indexet számíthatunk.

A Laspeyres árindex ( $P_L$ ) képletét termékszinten a következőképpen írhatjuk fel:

$$P_L = \frac{\sum_{i=1}^N q_{oi} p_{li}}{\sum_{i=1}^N q_{oi} p_{oi}}$$

Ahol a  $q_{oi}$ -k a bázisidőszaki mennyiségek,  $p_{oi}$ -k és  $p_{li}$ -k a bázis-, illetve a tárgyidőszakra vonatkozó árak az  $i$ . termékre vonatkozóan.

Ha bevezetjük a következő jelölést

$$w_{oi} = \frac{q_{io} p_{io}}{\sum_{i=1}^N q_{oi} p_{oi}}$$

s ezt átalakítva és behelyettesítve  $P_L$  képletébe, azt kapjuk, hogy a Laspeyres árindex az egyedi árindexeknek a **bázisidőszaki rögzített kiadási hányadokkal súlyozott** számtani átlaga:

$$P_L = \sum_i w_{oi} \frac{p_{1i}}{p_{0i}},$$

ahol  $w_{oi}$  az  $i$ . jószágcsoportra fordított kiadás összkiadáson belüli hányada a bázisidőszakban.

$\frac{p_{1i}}{p_{0i}}$  az  $i$ . jószágcsoport egyedi árindexe.

**A Paasche árindex ( $P_P$ ) termékszinten felírva:**

$$P_P = \frac{\sum_{i=1}^N q_{1i} p_{1i}}{\sum_{i=1}^N q_{1i} p_{0i}}$$

Ezután  $w_{1i}$ -t  $w_{oi}$ -vel analóg módon definiálva, átalakítva és behelyettesítve a Paasche index képletébe, kapjuk, hogy a Paasche index az egyedi árindexek tárgyidőszaki súlyokkal ( $w_{1i}$ ) számított harmonikus átlaga.

$$P_P = \frac{1}{\sum w_{1i} \left( \frac{p_{0i}}{p_{1i}} \right)}$$

Nézzük meg röviden mi a közgazdasági tartalma a két indexnek?

Alapjában véve mindkét index arra ad választ a maga módján, hogy hogyan változott az árszínvonal, miközben az elsőnél azzal a feltételezéssel élünk, hogy a megváltozott árak mellett a fogyasztási szerkezet a tárgyévben ugyanaz marad, mint a bázisévben. A második indexnél pedig azzal a feltételezéssel élünk, hogy az árváltozás előtt, már a bázisidőszakban is ugyanaz a kiadási szerkezet volt érvényben, mint a tárgyidőszakban. Természetesen mindkét index ellentmond a valóságnak, mindkettő torzítást visz az árszínvonal változását kifejező mérőszámba.

A két index geometriai átlagából képezhető az ún. ideális **Fisher index**:

$$P_F = \sqrt{P_L \times P_P},$$

**Diewert (1976, 1983, 1992) kimutatta, hogy az igazi megélhetési költségindexnek (COLI) indexnek) legjobb megközelítése a Fisher index ( $P_F$ ), amelyet a Laspeyres és a Paasche indexek mértani átlagaként számíthatunk ki, következésképpen e két index közé kell esnie.**

**A megélhetési költségindex** 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.

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 and Voeller (1976), Forsyth and Fowler (1981). Magyarországon is nagyon sokan és mélyrehatóan foglalkoztak a kérdéskörrel (Köves, 1981. Drechsler, 1958, 1962, 1973, Laczó 1972, 1976).

Ami az indexszámítás gyakorlati kivitelezését illeti, 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 háztartásstatisztikai kiadási részarányok. A magyar Statisztikai Hivatal, 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.

#### **IV. A FOGYASZTÓI ÁRINDEX TORZÍTÓ TÉNYEZŐI**

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

- a termékek egymás közötti helyettesítéséből,

- az üzletek közötti helyettesítésből,
- a termékek és szolgáltatások minőségjavulásából,
- az új jószágok megjelenéséből fakadó torzítások, valamint
- az elemi indexek számítása során fellépő hibaforrások.

A cikk terjedelmi korlátai nem teszik lehetővé, hogy minden egye torzító tényezővel részletesen foglalkozzam, ezért csupán a helyettesítési hatásból fakadó torzításokat emelem ki, röviden érintem a többi tényezőt.

### **A hivatalos fogyasztói árindex nem veszi figyelembe a helyettesítési hatást.**

Vásárlásaink során ugyanazt a terméket, vagy szolgáltatást különböző áron és különböző üzletekben is beszerezhetjük. A termékek és szolgáltatások egymás közötti helyettesítése azért következik be, mert áremelkedés esetén ezek árai gyakran és különböző mértékben változnak (leginkább emelkednek). A fogyasztók, érzelve az egyes termékek és szolgáltatások relatív árainak eltérő mértékű változását, részben kivédhetik a nagyobb mértékben dráguló termékeknek fogyasztási kiadásaikra gyakorolt negatív hatását, oly módon, hogy áttérnek a relatíve olcsóbb áruk és szolgáltatások vásárlására.

A közgazdászok körében már régóta ismert, hogy 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 Laspeyres árindex **mind a tárgyi, mind a bázisidőszakban rögzített bázisidőszaki kiadási hányadokkal operál, holott a tárgyidőszakban éppen a relatív árak eltérő mértékű változása következtében módosul a kiadási szerkezet, ezt a módosult kiadási szerkezetet a Laspeyres index definíciójánál fogva nem tudja figyelembe venni,** tehát eleve kizárja a fogyasztói magatartás helyettesítő hatásának figyelembevételét.

A Paasche indexről tudjuk, hogy éppen ellenkező irányú torzítást visz bele az indexbe, vagyis alulbecsüli a megélhetési költségek változását. Ezért javasolják sokan az ideális megélhetési költségindex, a COLI megközelítésére a Fisher indexet.

A Laspeyres típusú fogyasztói árindex definíciója azt feltételezi, hogy a fogyasztóknak a javak közötti, illetve üzletek közötti helyettesítése nulla. Ez a feltételezés azonban közgazdasági abszurdum, hiszen a helyettesítés a keresletelmélet egyik sarokköve. Általános feltételezés a szakirodalomban, hogy ha az általános fogyasztói árindexen belül magas a relatív árindexek szórása, a racionális fogyasztói magatartás szerint fellép a helyettesítés,

amit a Laspeyres típusú árindex nem tud tükrözni. Tehát 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, a Laspeyres típusú indexet nagyobbban tekinti, mint a Paasche indexet. (Aizcorbe-Johnson, 1993; Podpiera, 2002; Filer-Hanousek, 2000).

Találunk 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 tojáskeresletet, annak ellenére, hogy a tojás relatív ára időben csökkenő (lásd Brown and Schrader, 1990).

Erwin Diewert (1998) a javak egymás közötti helyettesítéséből fakadó torzítást a következő becsléssel adja meg:

$$P_L - P_F = 0.5(1+i) \text{Var}(\mathbf{R}),$$

ahol  $i$  a Laspeyres index által mért inflációs ráta és  $\text{Var}(\mathbf{R})$  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 árak szórásnégyzete is (Hanousek and Filer, 2001). Erre vonatkozóan azonban nincsenek egzakt bizonyítékaink. Paasche és Fisher indexet, mint tudjuk, csak retrospektíve lehet számítani, hiszen a tárgyévben eladott összlakosságra vonatkozó mennyiségekről nem állnak rendelkezésre adatok az indexszámítás időpontjában.

Az amerikai inflációs ráta a 90-es évek során rendkívül alacsony volt, s jelentős mértékű torzítást mégis itt mutattak ki. A Kelet- és Közép-európai átmeneti országokban az 1990 és 1997 között mért infláció 200 százalék (Cseh és Szlovák Köztársaság) és 24,000 százalék (Ukrajna) között változott, miközben Magyarországon ezen időszak alatt 460 százalékos 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 and Kutan, 2000; Filer and Hanousek, 2000; Koen and de Masi, 1997; Duchene and Gros, 1994). Márpedig, ha ilyen

torzítás létezne, akkor ennek súlyos, a magyar gazdaságot és gazdaságpolitikai döntéseket is érintő következményei lennének. Elegendő csak azokra a fontos makrogazdasági mutatókra gondolnunk, amelyeket a bevezetőben említettünk.

A Boskin bizottság kemény szavakkal illette az amerikai fogyasztói árindex számításának azon gyakorlatát, hogy nem veszi figyelembe a helyettesítési hatást, amit „extrém, irreális és szükségtelen” feltételezésnek tekint.

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, mint pl. diszkontüzletek, szupermarketek, hipermarketek, s ezek megjelenésük évében szükségszerűen kimaradnak a statisztikai adatfelvételtől, 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.

Az üzletek közötti helyettesítés különösen akkor erősödik meg egy társadalomban, amikor az elosztó hálózat mechanizmusában jelentős változások mennek végbe, olyasmiről, mint ami a kelet és közép-európai országokban történt a rendszerváltás óta, amikor a bevásárlóközpontok sokasága árasztotta el a nagyvárosokat, gyakran kiszorítva a kicsi helyi üzleteket, a sarki fűszereket, amelyeknek korábban jelentős szerepük volt a fogyasztók vásárlási szokásaiban.

### **A minőségjavulásból és az új jószágok megjelenéséből fakadó torzítás**

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 jószágok 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 ugyancsak az átmeneti országok gazdaságai adják a legegyszerűbb példákat a minőségváltozásra. Ezekben az országokban a minőségjavulás a legalapvetőbb jószágoknál tömegméretekben nyilvánult meg. Ennek a problémának a megoldása is

óriási kihívást jelent a statisztikusok számára. Valójában talán csak a gyártó cégek 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 kiszámításánál.

Történtek próbálkozások hedonikus függvények alkalmazásával a minőségjavulás mérésére (lásd Fisher and Shell, 1971; Deaton and Muellbauer, 1980; Shapiro and Wilcox, 1996; Greenlees, 1997).

**Az új jószágok 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. Talán még kritikussabb az a tény, hogy az új jószágok fokozatosan terjednek el a fogyasztók körében, ami ezen javak fogyasztásának folyamatos alulbecsléséhez vezet. Ehhez még hozzáadódik az a körülmény, hogy az árak általában a bevezetés utáni első években csökkennek, legalábbis a nyugati fejlett országok tapasztalatai ezt mutatják.

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 (lásd Hoch, Kovács, Ördög, 1982; Szakolczai 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 stimulálóan hatott az eltűnő és újonnan megjelenő javak kezelésével kapcsolatos eljárások kimunkálására is. A holland statisztikai hivatal például szándékozik az országos kiterjedésű kereskedelmi hálózatok szkennelt (vonalkóddal leolvasott) adatait felhasználni (Jan de Haan, 2002). Az alapötlet az, hogy a jószágcsoportok szintjén az összes termékre és szolgáltatásra adatokat gyűjtsenek, mint semhogy reprezentánsokkal dolgozzanak, s így módon áttérhetnek a Fisher formula használatára.



## V. A FOGYASZTÓI ÁRINDEX TORZÍTÁSÁNAK KÖVETKEZMÉNYEI

Mivel a fogyasztói árindex az egyik legfontosabb jelentőségű mérőszám, nem csupán önmagában, hanem az egész nemzetgazdaság teljesítménye értékelése szempontjából is, ezért rendkívül fontos, hogy mind a gazdaságpolitikusok, politikusok, szakemberek tisztán lássák a fogyasztói árindex esetleges felfelé való torzításának, mérési hibáinak következményeit, implikációit. Ezek a következmények, noha a dolog illusztrálására leginkább az Egyesült Államok példáit mutatjuk be, általános, egyetemes érvényűek, de vannak olyan következmények, amelyek az átmeneti gazdaságokban erőteljesebben mutatkozhatnak meg, országoként 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 gazdaság reálértéken számított makrogazdasági mutatói, mint a GDP növekedési üteme, a reálfogyasztás, a reálbérek, a reáljövedelem, a nyugdíjak reálértéke, nagyobbak a mért értékeknél. A Boskin jelentés alapján vélelmezik, hogy a CPI felülbecslése nemcsak az infláció, hanem a teljes nemzetgazdaság teljesítménye tekintetében visszamenőleg jobb képet fest Amerika számára: az elmúlt 25 év alatt az átlagreálbérek inkább nőttek, mint csökkentek, a medián reáljövedelem inkább nőtt, mint stagnált, s valószínűleg a szegénységi ráta is alacsonyabb volt a számítottnál. (Boskin et al., 1998). Ugyanezeket a kérdéseket felvethetjük hazai viszonylatban is, de ahhoz, hogy ezekre konkrét választ is tudjunk adni, konkrét számításokat kell végeznünk.
2. Függetlenül a fogyasztói árindex torzításától, az inflációnak akkor is hozama vagy vesztesége van, ha az infláció eltér a tervezettől. Ha a valóságos infláció a tervezett inflációt meghaladja, tehát a kormányzat alultervezte az inflációt, akkor 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, anélkül, hogy erről bárki is tudna.
3. A fogyasztói árindex felfelé való torzításának drámai hatása lehet a költségvetési egyenlegre, valamint a munkáltatók költségeire is. Tény, hogy az Egyesült Államok költségvetésének jelentős részét képezik a különböző szociális programokra (Medicare, Medicaid) fordított hatalmas összegek. Ezeket a kiadásokat ugyanis a bérekhez és egyéb társadalmi jövedelmekhez hasonlóan az árindex alapján kell valorizálni. Ezért is váltott ki nagy meglepetést a Boskin jelentés megállapítása

4. A termelékenység mérésében ugyancsak fontos szerepe van az árváltozások pontos mérésének. A Boskin bizottság arra is rámutat, hogy az Egyesült Államokban, a nyolcvanas évtizedben kimutatott lassuló termelékenység-növekedés jelentős részben valószínűleg az időszakban felülbecsült inflációs rátának tulajdonítható.
5. A gazdasági helyzet realitását szem előtt tartva, a kormányzatoknak gazdaságpolitikai szempontból azzal a kényszerű döntéssel kell szembe nézniük, 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.

## **VI. KÍSÉRLET A FOGYASZTÓI ÁRINDEX HELYETTESÍTÉSI HATÁSBÓL EREDŐ TORZÍTÁSÁNAK MÉRÉSÉRE**

A hazai irodalomban a Ferenczi – Valkovszky – Vincze (2000) tanulmányon s néhány, a Statisztikai Szemlében megjelent külföldi szakirodalmi ismertetésen (Éltető, 2001) kívül nem találok olyan anyagokkal, amelyek a fogyasztói árindex torzító tényezőinek számszerűsítésével foglalkoztak volna.

2000–2001-ben részt vettem egy Phare ACE projectben, 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. Project-társaim egyedül a Cseh Köztársaságban tudták kimutatni, hogy 1993 és 1999 között a Laspeyres index meghaladta a Paasche indexet átlagosan kb. évi 1 százalékponttal (lásd Hanousek and Filer, 2001).

A felsorolt torzító tényezők közül jómagam is csupán csak a helyettesítésből fakadó torzítást tudom vizsgálni. A feladat tehát az, hogy visszamenőleg Paasche típusú fogyasztói árindexet számoljunk, majd ebből, s a már rendelkezésünkre álló Laspeyres index segítségével Fisher indexet a megélhetési költségindex megközelítésére.

## 1. A súlyadatok és a fogyasztói árindex bemutatása

Rendelkezésemre 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 rendelkezésemre állnak. A később bemutatandó számításokban ezekre a csoportokra a megadott kódszámok alapján háromjegyű (160 csoport), kétjegyű (34 csoport) és egyjegyű (7 főcsoport) aggregációs szint elnevezéssel utalok. Az 1. sz. táblázatban 1992 és 2002 között néhány termékre bemutatom azokat a súlyokat, amelyeket a Hivatal használ a CPI kiszámítására.

Az árindexszámítás alapjául szolgáló 160 termék- és szolgáltatáscsoportból mintegy háromnegyed részének a súlya, a táblázatban illusztrációképpen bemutatottakéhoz hasonlóan, tendenciózusan 3 évenkénti állandóságot mutat. 1991-ben, 1994-ben és 1998-ban majd minden tételnek változott a súlya, miközben a közbeeső években mintegy a háromnegyed részüké

*1. sz. táblázat*

### Néhány termék árindexszámításnál használt kiadási részaránya

1992 és 2000		1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Sertéshús	A	1,97	<u>1,73</u>	1,73	1,73	<u>1,76</u>	1,76	1,76	1,76	1,22	1,21	1,32
	B						1,96	1,95	1,69	1,80	1,88	
Marha-és borjúhús	A	0,26	<u>0,23</u>	0,23	0,23	<u>0,24</u>	0,24	0,24	0,24	0,17	0,16	0,16
	B						0,19	0,20	0,20	0,19	0,16	
Hal	A	0,06	<u>0,07</u>	0,07	0,07	<u>0,10</u>	0,10	0,10	0,12	0,11	0,12	0,10
	B						0,17	0,16	0,15	0,14	0,15	
Tojás	A	0,43	<u>0,40</u>	0,40	0,40	<u>0,44</u>	0,44	0,44	0,44	0,40	0,37	0,41
	B						0,57	0,48	0,37	0,43	0,44	
Kenyér	A	1,53	<u>1,86</u>	1,86	1,86	<u>1,85</u>	1,85	1,85	1,80	1,49	1,45	1,49
	B						2,77	2,40	2,00	1,91	1,95	
Könyv	A	0,55	<u>0,52</u>	0,52	0,52	<u>0,53</u>	0,53	0,53	0,52	0,63	0,61	0,56
	B						0,30	0,30	0,29	0,33	0,34	
Lakásjav.-karbant.	A	1,59	1,09	1,08	<u>1,50</u>	<u>1,50</u>	1,50	1,50	1,51	1,53	1,55	1,56
	B						0,46	0,46	0,52	0,70	0,66	

*Megjegyzés:* „A” súlyok, az Árstatisztikai osztály által használt kiadási részarányai  
 „B” súlyok, a Háztartásstatisztikai osztály kiadási részarányai

változatlan maradt. Ez a körülmény természetesen indokolja, hogy a Laspeyres módon számított index lényegében azonos a Paasche indexszel, mert ha nem változnak a tárgyévra a kiadási hányadok, nincs miért eltérnie a két indexnek.

Noha az árstatisztika metodikai leírása szerint a súlyok a háztartásstatisztikai felvételekből származnak, ennek ellentmond az, hogy a tényleges háztartásstatisztikai súlyok azon túl, hogy nem mutatják a 2. sz. táblázatban látható tendenciát, nem is egyeznek ezekkel a számokkal.

A 2. sz. táblázat 7 fő kiadáscsoportra vonatkozóan az árindexszámításhoz ténylegesen használt, valamint a háztartásstatisztikából vett kiadási részarányokat mutatja be. A Fogyasztói Árstatistikai Osztály által számított 1992 és 2002 közötti árindexekhez értelemszerűen rendre két évvel korábbi, tehát 1990 és 2000 közötti súlyok tartoznak. A háztartásstatisztikai osztálytól kapott kiadási részarányok 1997 és 2001 közöttiek, mivel az 1997 előtti háztartásstatisztikából származó adatokhoz saját hibámból nem jutottam hozzá. Következésképpen a kétféle súlyrendszert az 1997 és 2000 közötti időszakra tudom összehasonlítani.

2. sz. táblázat

### A kiadási részarányok két változatban, 1997-2000

		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, dohány- árak	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 cik- kek	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, üzem- anyagok	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

Megjegyzés: „A” az Árstatistikai osztály által használt kiadási részarányok  
„B” a Háztartásstatisztikai osztály kiadási részarányai

A két súlyrendszer közötti éles különbség magyarázatát a már említett, 1992-ben kiadott, az akkor megújított fogyasztói árstatisztika metodikáját leíró kiadványban találtam. (Lásd KSH, 1992). A kiadvány megállapítja,

hogya a „háztartásstatisztika adatai további munkálatok nélkül nem fejezik ki a fogyasztás egészét és valóságos szerkezetét. Egyrészt azért nem, mert a háztartásstatisztika bizonyos rétegeket nem tényleges arányuknak megfelelően képvisel, másrészt azért nem, mert az adatok elfelejtés és letagadás miatt hiányosak”. A háztartásstatisztika alapját képező 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.

Az említett tényezők miatt a háztartásstatisztikában mintegy 15-20 százalékos hiány mutatkozik a makro-fogyasztási adatokhoz képest. Mintegy 10 százalékra becsülik a letagadásból és elfelejtésből fakadó hiányt. A letagadás különösen a szeszfogyasztás esetében kirívó, a valóságos fogyasztásnak mintegy negyede-harmada jelenik meg a háztartásstatisztikában, de vannak olyan nagyobb jövedelem-rugalmasságú 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 háztartásstatisztikai adatokat átdolgozzák, „hogya a fogyasztásról valóságos struktúrát mutassanak.” Egyfelől a valóságos jövedelemarányokhoz való közelítéssel, másfelől az elfelejtés és letagadás miatti hiánnyal korrigálják, kijavítják az érintett tételeket a nemzeti számlarendszer makroadataihoz igazítva. A fogyasztás végösszegét megemelik a hiányzó összeggel, miközben az egyes fogyasztási tételek értékösszegeit jövedelem-rugalmasságuknak megfelelően változtatják.

A háztartásstatisztikai osztálytól származó vásárolt fogyasztásra vonatkozó kiadási súlyokon végzett korrekcióval kapcsolatban a következő aggályaim vannak:

1. A Háztartásstatisztikai Osztálytól kapott információim szerint, mivel a minta tökéletlen reprezentációjával ők is tisztában vannak, a reprezentációból fakadó, s az adatokban megjelenő torzítást, ún. kalibrálással kiigazítják. Ha ugyanez az árostályon még egyszer megtörténik, kétszeres lesz a korrekció?
2. Jó lenne látni azokat a jövedelemrugalmasági számításokat, amelyeket a Hivatal felhasznál a háztartásstatisztikai adatok elfelejtés és letagadás miatti, jövedelemrugalmaság szerinti korrekciójánál. Való igaz, hogy amikor a fogyasztó vásárol, akkor a jövedelem nagysága meghatározó, ebben nagy szerepet játszik a jövedelemrugalmaság, de legalább ugya-

nakkora szerepe van az ár rugalmasságnak is. Az elfelejtés és a letagadás nem feltétlenül a jövedelem rugalmasság szerint történik.

3. Az átdolgozás nyomán legnagyobb a különbség a kétféle súlyrendszerben a szeszes italok, dohányárak, a háztartási energia, valamint az élelmiszerek kiadáscsoportoknál, de nem jelentéktelen a különbség a tartós fogyasztási cikkekénél sem. A szeszes italok részarányát jelentősen megemelték, az élelmiszereket csökkentették. Itt azonban arról sem szabad elfelejtkeznünk, hogy a lakossági hazai fogyasztásban benne van az országban tartózkodó külföldiek vásárlása is. A tartósan Magyarországon élő külföldiek átlagosan több alkoholt vásárolnak, mint az átlagos magyar fogyasztó.
4. Látható, hogy a kiadáscsoportok közül az energia tételt változtatták a legdrasztikusabban, a háztartásstatisztikai adatokhoz képest lefelé. Ez a lépés nem világos annak a koncepciónak a fényében, hogy a korrigálásokkal a valóságos fogyasztási struktúrához kívánnak közelíteni: különösen arra való tekintettel, hogy a háztartásstatisztikai osztályon azt a hiányosságot már korrigálták, hogy a gazdagabb háztartások alulreprezentáltak a mintavételben. Az energia tétel ilyen mértékű lefelé való korrekciója véleményem szerint nem a helyes fogyasztási szerkezet irányába vezet, hiszen a jobb módúak mennyiségileg úgy fogyasztanak több energiát, hogy ez kiadásaikban is nagyobb hányadot képvisel, mint a kevésbé jómódúak esetében.
5. Az energiafogyasztás kiadási részarányának drasztikus csökkentése a háztartásstatisztikában mérthez képest, kételyt ébreszt annak fényében, hogy éppen ennek a kiadáscsoportnak nőtt legjobban az ára. **Ha az energia súlya a fogyasztási kosárban valóságos súlyánál kisebb súllyal szerepel, akkor ez lefelé nyomja a hivatalos fogyasztói árindexet.**
6. A konkrét metodika, hogy valójában mi is történik a háztartásstatisztikai adatokkal, számomra nem ismert.

Hogyan viszonyulnak egymáshoz a kétféle, az árstatisztikai osztály által korrigált és háztartásstatisztikai osztály kiadási részarányainak évenkénti változásai? Az összehasonlítási időszak rövid, a már említett okok miatt, de elegendő ahhoz, hogy képet kapjunk a kétféle súlyrendszer változási tendenciájára az 1997 és 2000 közötti időszakban. Eredményeinket a 3. sz. táblázat mutatja be.

Ha abból indulok ki, hogy a mintában szereplő fogyasztó racionálisan viselkedik, vagyis minden évben hasonlóan, szisztematikusan felejtik el és/vagy tagadják le vásárlásaikat, és feltételezve, hogy az árosztály is ennek megfelelően szisztematikusan változtatja meg a háztartásstatisztikai adatokat, akkor ebből következne, hogy a kiadási részarányok kétféle rendszerének évenkénti változása között szoros és pozitív irányú kapcsolatnak kellene lennie. Ennek azonban ellentmondanak a 3. sz. táblázatban látható korrelációs együtthatók. Ez a laza és főként negatív korreláció arra utal, hogy a háztartásstatisztikai adatok módosításának elve az árosztályon ad hoc-szerű gyakorlattal párosul.

3. sz. táblázat

**A két súlyrendszer változása közötti összefüggés 1997-2001**

Év	A korrigált és a nem korrigált kiadási részarányok évenkénti változása közötti korreláció		
	Egyjegyű	Kétjegyű	Háromjegyű
	Aggregációs szinten		
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. sz. táblázat

**A fő kiadáscsoportok árindexei és az általános fogyasztói árindex alakulása, 1992-2002 (előző év =100)**

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2002/ 1991
<b>Élelmiszerek</b>	119,40	129,20	123,40	131,10	117,30	117,40	114,40	102,90	109,2	113,80	105,40	529,90
Szeszesitalok, dohány	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 fogy. 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 en.	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, üzema.	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
Fogy. 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: Fogyasztói árindexek, Budapest, 2002, KSH

Az 5. sz. táblázat alapján kiszámítható a relatív árindexek alakulása a megadott időszak alatt, ezt a táblázatot nem közöljük, csupán a relatív árindexek szórását.

5. sz táblázat

### A relatív árindexek szórása különböző aggregációs szinteken

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

Forrás: A szerző számításai

Az 5. sz. táblázat adatai alapján megállapíthatjuk, hogy 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 árindex emelkedéséhez képest. Az élelmiszerek, szeszes italok, dohányárúk, valamint a ruházatok 4-17 százalékponttal az átlag alatt nőttek, míg a legnagyobb mértékű árnövekedés, közel 50 százalékkal az átlag felett, a háztartási energiánál 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 (lásd az 5. sz. 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 termék-választékok 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 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.

## **2. Paasche indexek számítása különböző aggregációs szinteken**

A Paasche indexeket két lépcsőben számítottam ki:

- A háromjegyű, 160 csoportos aggregációból kiindulva Paasche indexeket számoltam 34 jószágcsoportra 1991 és 2000 között minden évre az árostály által korrigált tárgyidőszaki súlyokkal.
- A következő fázisban a 34 termék és szolgáltatáscsoport kiadási hányadainak újrasúlyozásával 6 kiadásfőcsoportra, s végül ezek súlyainak felhasználásával egyetlen fő Paasche indexet számítottam évenként.

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

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. sz. táblázatban bemutatjuk néhány kétjegyű termék- és szolgáltatáscsoport árindexeit.

**Paasche és Laspeyres indexek összehasonlítása  
kétjegyű kiadáscsoportokra 1991-2000**

Kód	Megnevezés	Index	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
10	Hús, hal, készítmények	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 bemutatott évenkénti Paasche indexek legfeljebb 1-2 százalékponttal kisebbek a Laspeyres indexeknél, tehát megmutatkozik ezen esetekben a helyettesítési hatás, de vannak olyan évek, amikor éppen fordított a helyzet, a Paasche index nagyobb, mint a Laspeyres. Annyit azért megfigyelhetünk, hogy még az időszak elején a Paasche index javára írható különbség a tárgyidőszak évéhez közeledve fokozatosan átváltozik a Laspeyres javára írható különbséggé.

A számítások alapján megállapíthatjuk, hogy **a magasabb aggregációs szinteken lényegében eltűnik a helyettesítési hatás, nincs eltérés a Laspeyres és a Paasche árindex között** (lásd a 7. sz. táblázatot).

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 gyakorlati tapasztalat alapján nagy valószínűséggel állítható, hogy a fogyasztó a reprezentánsoknak megfelelő termék és szolgáltatás szinten helyettesít a relatív árakban bekövetkező változásokra, s a Laspeyres index éppen ezt a hatást küszöböli ki. Feltűnt, hogy az évente megjelenő „Fogyasztói árindexek” kiadványban szerepeltetett reprezentánsok az „Élelmi-

szerek és szeszesitalok, dohányárúk” és a „Ruházat” tekintetében feltűnő aránytalanságot mutatnak. Az összkiadáson belül több mint 30 százalékot kitevő első csoportnak lényegében ugyanannyi reprezentánsa van, mint a 6-7 százalékot kitevő ruházatnak.

7. sz. táblázat

**Árindexek összehasonlítása a főbb kiadáscsoportokra**

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
	<b>Laspeyres árindexek</b>								
Fogyasztói árindex	123,00	122,50	118,80	128,20	123,60	118,30	114,30	110,00	109,80
<b>Élelmiszerek</b>	119,40	129,20	123,40	131,10	117,30	117,40	114,40	102,90	109,20
Szeszes italok, dohányár.	119,60	118,60	116,40	120,10	126,60	118,90	115,30	111,50	111,00
Ruházat	123,00	116,70	116,10	120,20	125,60	118,70	114,10	110,00	105,80
Tartós fogy. cikkek	114,30	111,00	111,80	124,00	119,20	108,40	108,10	106,60	101,70
Házt. energia és egyéb	130,70	121,30	116,70	133,90	127,70	120,40	113,20	112,80	113,00
<b>Szolgáltatások</b>	126,00	124,10	120,30	126,00	126,40	119,20	116,20	114,80	109,70
	<b>Paasche árindexek</b>								
Fogyasztói árindex	123,38	122,41	118,90	128,24	123,60	118,31	114,16	109,98	109,67
<b>Élelmiszerek</b>	118,92	129,02	123,44	130,59	117,43	117,33	114,56	102,97	107,33
Szeszes italok, dohányár.	119,60	118,73	116,50	120,19	126,51	118,87	115,17	111,45	110,98
Ruházat	123,06	116,73	116,06	120,36	125,59	118,67	114,11	110,34	105,73
Tartós fogy. cikkek	114,49	110,91	111,76	123,00	119,34	108,61	108,06	106,49	101,68
Házt. energia és egyéb	131,30	121,44	117,19	133,86	128,05	120,43	112,98	112,46	112,66
<b>Szolgáltatások</b>	125,94	123,48	120,09	125,93	126,32	119,05	116,34	114,77	109,56
	<b>Fisher árindexek</b>								
Fogyasztói árindex	123,19	122,46	118,85	128,22	123,60	118,30	114,23	109,99	109,74
<b>Élelmiszerek</b>	119,16	129,11	123,42	130,85	117,36	117,36	114,48	102,94	108,26
Szeszes italok, dohányár.	119,60	118,67	116,45	120,14	126,56	118,89	115,24	111,48	110,99
Ruházat	123,03	116,71	116,08	120,28	125,60	118,69	114,10	110,17	105,76
Tartós fogy. cikkek	114,39	110,96	111,78	123,50	119,27	108,50	108,08	106,55	101,69
Házt. energia és egyéb	131,00	121,37	116,94	133,88	127,88	120,42	113,09	112,63	112,83
<b>Szolgáltatások</b>	125,97	123,79	120,20	125,96	126,36	119,13	116,27	114,79	109,63

Kíváncsiságképpen kiszámítottam 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 tizedes jegyben mérhető különbséget mutatnak a korrigált súlyokkal számított Laspeyres indexekhez képest. Ebből arra a következtetésre juthatunk, hogy a fogyasztói árindex nagysága meghatározódik a reprezentánsok szintjén, amikor szakértői becsléssel megállapítják a reprezentánsok súlyát.

## VII. ÖSSZEFOGLALÓ GONDOLATOK

Azzal a céllal vágtam bele ebbe a kutatásba, minden fajta elfogultságtól és előítélettől mentesen, hogy bizonyítsam, vagy cáfoljam, hogy a Laspeyres típusú fogyasztói árindex túlbecsüli a megélhetési költségindexet. 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 időszakokra koncentráálódtak és gyorsultak fel, nagyobb eltérést vártunk a Laspeyres és a Paasche index között.

A Statisztikai Hivatal Fogyasztóiár-statisztikai osztály részéről természetesnek tartják, hogy a kétféle index nem tér el egymástól, azzal érvelve, hogy minden évben átdolgozzák a reprezentánsok súlyrendszerét. Ezzel kapcsolatban azt gondolom, hogy ha a két index között emiatt nincsen különbség, akkor az átdolgozás magát a Laspeyres típusú árindexet változtatja meg, s azt lefelé nyomja.

Megjegyzem, 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 tekintem 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 nem erjesztett volna a jelentés 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 ér-

demes elgondolkozni, kísérletezni annak jobbá tételén. Ha az amerikai árindex valóban felfelé torzít, akkor ennek alapjában véve a gazdaságra nézve vannak súlyos következményei.

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 következő tényezőkben látom a magyarázatot.

- 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 végbe menő árliberalizációval párhuzamosan ment végbe a kínálat jelentős bővülése, 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 képezi kifogás tárgyát, ahogyan a legalacsonyabb szinten, a reprezentánsok szintjén átdolgozzák a háztartásstatisztikai kiadási részarányokat. Belátva és elfogadva a kiadási részarányok korrekciója mellett felsorakoztatott érvek egy részét, a gyakorlati megvalósításban már nem látszanak tükröződni a leírt elvek. Az árosztály által módosított kiadási hányadok évenkénti változásainak követnie kellene a háztartásstatisztikából 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 háztartásstatisztikai felmérésekből származó kiadási struktúrával, amely ha nem is tökéletesen, 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 reprezentánsok besorolódnak egy magasabb szintű, a háromjegyű aggregáltságú csoportokba, s ezeknek a csoportoknak a kiadási súlyai szétosztódnak a reprezentánsok között. Ezzel a mozzanattal az általános fogyasztói árindex

nagysága meghatározódott! Éppen ezért nem mindegy, hogy, mekkora súlyt osztunk szét a reprezentánsok között, magasabbat vagy alacsonyabbat, mint ami a valóságos fogyasztási szerkezetnek megfelel. Különösen az nem mindegy, hogy a reprezentánsok egyedi árindexe ebben a körben hogyan alakult. A reprezentánsok szintjén a reprezentánsok egyedi árindexe adott, de abba szubjektív döntések is belejátszanak, hogy például a legjobban dráguló „Háztartási energia” reprezentánsai mennyivel kapjanak kisebb súlyt a fogyasztói kosárban, mint amekkora a háztartásstatisztikai felmérésekben mért súlyuk. Ennek hatása a továbbiakban végiggyűrűződik a 3-jegyű 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.

#### FELHASZNÁLT IRODALOM

- Abraham, Katharine G.– Greelees, John S.– Moulton, Brent R. (1998): Working to Improve the Consumer Price Index. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12. Number 1. 27–36.
- Adelman, Irma (1958): A New Approach to the Construction of Index Numbers. *Review of Economics and Statistics*, 40, 240–249.
- Aizcorbe, Ana M., Johnson, Patrick C. (1993): The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982–91. *Monthly Labor Review*, 116, 25–33.
- Boskin, Michael J., Dulberger, Ellen R., Gordon, Robert J., Griliches, Zvi and Jorgenson, Dale (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, Arthur E., Kutan, Ali M. (2000): Inflation Bias and Productivity Shocks in Transition Economies: The Case of the Czech Republic. *Economic Systems*, 24, 119–138.
- Brown, Deborah J., Schrader, Lee F. (1990): Cholesterol Information and Shell Egg Consumption. *American Journal of Agricultural Economics*, 72, 548–555.
- 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.

- Diewert, W. Erwin (1976): Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*. 4, 115–145.
- (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, 115–118, Washington, D.C.
  - (1996): Comment on CPI Biases. *Business-Economics*; 31, 30–35.
  - (1998): Index Number Issues in the Consumer Price Index. *Journal of Economic Perspectives, Volume 12, Number 1*, 47–58.
- 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, Brussels.20
- Eichhorn, W., Voeller, J. (1976): *Theory of the Price Index: Fisher's Test Approach and Generalizations*. Springer Verlag, Berlin.
- Éltető, Ödön (2001): White Alan G.: Mérési torzítások a fogyasztói árindexben c. cikkének ismertetése. *Statisztikai Szemle*, 2001. január
- Greenlees, John (2001): Fogyasztói árindexek: minőség- és választékváltozásnál alkalmazható módszerek c cikkének ismertetése. *Statisztikai Szemle*, 2001. február
- Ferenczi B., Valkovszky S., Vincze J.: Mire jó a fogyasztói árstatisztika? *MNB Füzetek*, 2000/5
- Filer, R. K., Hanousek J. (2000): Output Changes and Inflationary Bias in Transition. *Economic Systems*, 24, 285–294.
- 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*, Prague.
- Fisher, Irving (1927): *The Making of Index Numbers: A Study of Their Varieties, Tests, and Reliability*. Augustus M. Kelly, New York.
- 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.
- Frisch, Ragnar (1936): Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers. *Econometrica* 4, 1–38.
- Gordon, Robert J. (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, pp. 122–126, Washington, D.C.

- Griliches, Zvi (1995): Prepared Statement. In *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate*. Senate Hearing 104–169, U.S. Government Printing Office, pp. 129–132, Washington, D.C.
- 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*, Prague.
- 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, Geneva, 3–5. November.
- Hoch R., Kovács I., Ördög M. (1982): Fogyasztás és jövedelem. KJK, Budapest
- Jorgenson, Dale W. (1995): Statement. In *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate*. Senate Hearing 104–169, Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office, pp. 36–41, Washington, D.C.
- KSH (1992): Fogyasztói árstatisztika. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH (2000): A fogyasztóiár-statisztika módszere. *Statisztikai módszertani füzetek* 39. sz. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- Köves Pál (1981): Indexelmélet és közgazdasági valóság. Akadémiai Kiadó, Budapest
- Koen, Vincent, De Masi, Paula (1997): Prices in Transition: Ten Stylized Facts. *IMF Working Paper* No. 97/158, Washington, D.C.
- Manser, Marilyn, McDonald, Richard (1988): An Analysis of the Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959–1985. *Econometrica* 56, 909–930.
- Moulton, Brent R. (1996): Bias in the Consumer Price Index: What Is the Evidence? *Journal of Economic Perspectives*. 10, 159–177.
- 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, Jiří (2002): Correcting Superlative Indices for Income Bias in Transition: The Case of the Czech Republic. Mimeo, Prague: CERGE-EI
- Reinsdorf, Marshall B. (1988): Formula Bias and Within Stratum Substitution Bias in the U.S. CPI. *Review of Economics and Statistics* 80, 175–187.



- Stigler, Gerge (ed.) (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, Jack E. (2001): Should the Cost-of-living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index? *Economic Journal*, 111, 311–334.
- Wynne, Mark A., Sigalla, Fiona D. (1994) The Consumer Price Index. *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, Second Quarter, 1–22.