

GERGELY ZSOMBOR

## Az áremelkedés differenciáló hatásáról

---

**A fogyasztási szokások különbözősége miatt az áremelkedés nagysága egyénenként, háztartásonként eltérő. Az árváltozás hatását mikroszinten mutató indexek számításának kimunkált elméleti háttere és gyakorlati módszere van, a hazai viszonyokról mégis meglehetősen keveset tudunk. Az írás azt mutatja be, hogy 1990 és 1994 között Magyarországon az eltérések hatása mennyiben járult hozzá a nominális folyamatok további differenciálódásához. A népességet nem előre elkészített kategóriák, hanem a fogyasztási szerkezet szerinti szokástípusok és az ahhoz illeszkedő társadalmi csoportokban vizsgálja. Az eredmények az ismert statisztikákhoz képest lényegesen nagyobb különbségeket mutatnak a társadalom jól körülírható és jelentős méretű csoportjai között.\***

---

Az 1990-es években a magyarországi árrendszer jelentős átalakulásának lehettünk tanúi. Az infláció a politikai-gazdasági váltással párhuzamosan megélnékvült, és 1991-es csúcspontjáról indulva csak közel kilenc év alatt tudott kilépni a „mérsékelt” (évi 10–30 százalék közötti) zónából. A külkereskedelem liberalizálása és a hatósági árak leépülése következtében a relatív árak drasztikusan megváltoztak. A legtöbb évben az átlagos áremelkedést jóval meghaladó mértékben nőtt az élelmiszerek, a háztartási energia és számos olyan termék, szolgáltatás ára, amelyet a korábbi évek szociálpolitikája az árrendszeren keresztül támogatott (gyógyszer, gyermekruha, lakbér stb.).

Az infláció statisztikája a termékárak változásának hatását egyetlen számba sűríti, amely termékek és fogyasztók közötti átlagolás eredményeként áll elő. A termékek áremelkedésének átlagolásakor azonban valamilyen súlyrendszert kell használnunk. Már a indexszámok (közgazdasági alkalmazásának) kidolgozásakor felmerült az a probléma, hogy ha a népességen belül a fogyasztási szerkezet szóródik, akkor nem létezik olyan súlyrendszer, amely mindenki számára reális eredményt adna (*Keynes* [1909]). *Irving Fisher* is tárgyalja a pénz értékének különbözőségét a kölcsönre szerződő felek között (*Fisher* [1931]), az ellentmondást azonban nem oldja fel, hanem felteszi, hogy az értékelésben a középútnak kell elfogadhatónak lennie mindkét fél számára. Ez az egyszerűsítés tükröződik a ma használt árindexeinkben is, ami a népesség egészére vonatkozó elemzések ese-

---

\* Az írás elkészítésében többen és több módon segítettek. Mindenekelőtt szeretném megköszönni *Augusztinovics Mária*nak, hogy támogatta a munkát, és lehetőséget biztosított arra, hogy ahhoz az A. 1617/VI. számú OKTK-kutatás anyagait használjam. Mind a megközelítéssel, mind a kidolgozással kapcsolatban sok hasznos kritikát és tanácsot kaptam *Kertesi Gábor*tól és *Köllő János*tól. A Háztartásfelvétel 1989-es és 1991-es adatbázisait *Gerry Redmond* (és a Központi Statisztikai Hivatal) jóvoltából használhattam, *Révész Tamás* pedig az adatbázissal kapcsolatos rendkívül hasznos tapasztalatait osztotta meg velem. Mindnyájuknak köszönöm a segítséget, de a hibák csak engem terhelnek.

tén célszerű és megengedhető, de elhanyagolása a jóléti hatások számbavételekor jelentősen befolyásolhatja a kapott eredményeket.

A különbségek empirikus vizsgálata Nagy-Britanniában már a második világháború után megkezdődött, de az első olajársokkot követően egyre többeket foglalkoztatott a kérdés. E munkák az adóalap erodálódásának okát, majd a hatvanas-hetvenes évek politikájának jövedelemformáló hatását vizsgálták. *Brittain* [1960] az árindexek különbözőségének vizsgálatát néhány jövedelemosztály szerinti árindexátlag számítására korlátozza. Az 1951 és 1956 közötti időszakban az átlagos 20 százalékos áremelkedéstől 5 százalékpontos eltérést mutatott ki, ahol az infláció a szegényeket sújtja, és a gazdagoknak kedvez leginkább.<sup>1</sup> *Muellbauer* [1974] eljárása jóval összetettebb. Azonos hasznosságot biztosító fogyasztás árának emelkedését vizsgálja 1964 és 1972 között, amihez teljes létfenntartási indexet (COLIT, *cost of living* indexet) konstruál a fogyasztás nagysága szerint elkülönített csoportokra, így képes figyelembe venni a helyettesítési hatásban megnyilvánuló alkalmazkodást is. Átlagosan 5 százalékos évi áremelkedés mellett évi átlag 0,5 százalékpontnyi különbséget tapasztal a legalacsonyabb és legmagasabb index között, a szegények rovására. Hat év múltán *Muellbauer* eredményeit felülvizsgálva *Irvine-McCarthy* [1980] azt találta, hogy azok a valóságos különbségeket bár irányában jól, nagyságában helytelenül (túl-) becsülik. Eredményük 1964 és 1976 között 0,36 százalékpontos különbséget mutat, átlag 9 százalékos infláció mellett, és ismét a szegények rovására. A *Muellbaueri* vizontválasz nemcsak a kritikát fogadja el, de rámutat, hogy a COLI alkalmazása a kapott eredményekhez képest fölöslegesen bonyolult, és szűkre szabja az összehasonlítás lehetőségét. Javaslat az, hogy inkább nagyobb dezaggregáltság mellett lenne célszerű csoportárindexeket számolni. *Maslowe-Rowley* [1974] írása mintha már e kritika szellemében készült volna. 1970 és 1974 közötti kanadai adatokra támaszkodva 0,5 százalék körüli legnagyobb különbségről számol be átlagosan 5 százalékos áremelkedés mellett. Tanulmányában nemcsak jövedelmi csoportok, de lakáshelyzet szerinti bontásban vizsgálja a népeiséget.

Az áremelkedés egyéni volta minden olyan esetben érezteti hatását, amikor reálmenyiségek változását akarjuk számszerűsíteni. Egyik fontos eset a reáljövedelmek (változásának) számítása, amikor a nominális jövedelem változását a fogyasztói árindexszel korrigáljuk. Noha jó ideje felmerült már a gondolat, hogy az áremelkedés hatására „a különböző pénzjövedelmek megváltozott arányban alakulnak át reáljövedelemmé”, és a kialakuló különbség „az arányváltozás jövedelemelosztó hatásának, illetve annak a következménye, hogy az alacsony, a közepes és magas jövedelmű háztartások, a gyermektelen, a kevés és a sokgyermekes családok stb. fogyasztási szerkezete lényeges különbségeket mutat” (*Csikós-Nagy* [1987]), a hatás nagyságára és irányára vonatkozóan igen kevés ismerettel rendelkezünk. Az inflációval a hazai szakirodalom számos írása foglalkozik, de az átfogó munkák is – például *Asztalos és szerzőtársai* [1987], *Bánfi-Hagelmayer* [1990] vagy *Erdős* [1997] – kifejezetten makroökonómiai szemléletűek, a reáljövedelmek alakulását legfeljebb az állományok átértékelődésének szempontjából vizsgálják.

A fentiek alól figyelemre méltó kivételt képez két írás. *Ékes Ildikó* [1999] tanulmánya az infláció mérésével és elosztási hatásaival foglalkozik, melyben érinti az eltérő fogyasztási szerkezetekből fakadó jövedelemelosztó hatást is. *David Newbery* [1995] írása az 1987–1991 közötti időszakban vizsgálja az árváltozásoknak a magyar és a brit társadalomban fennálló jövedelmi egyenlőtlenségekre gyakorolt hatását. A szerző nem számol egyedi vagy csoportárindexeket. Az egyenlőtlenséget változtatható mértékben büntető társadalmi hasznfüggvényt használ, amelyben az elemi hasznosság az alany (nettó) jövedelmétől és a termékek áraitól függ. Eredményei azt mutatják, hogy a vizsgált időszak-

<sup>1</sup> Ez a tanulmány figyelemreméltó eredményekkel szolgál a második világháború előtti (1938–1946) és az közvetlenül követő (1946–1951) időszakról is. Itt a hatás a későbbiekkel éppen ellentétes, illetve semleges.

ban az árváltozások nem fokozták és nem is csökkentették a magyar társadalomban a jövedelmi egyenlőtlenséget. Az alkalmazott módszer igen elegáns, de a háttérben ismét csak egy dimenziót, a jövedelmet használja csoportosító változónak.

A csoportok árindexei közötti különbségekről hazai forrásként a Központi Statisztikai Hivatal táblázatai tanúskodnak, amelyek havi rendszerességgel közlik a társadalom kétszer három csoportjára az azoknak megfelelő árindexet (1. táblázat).

1. táblázat  
A KSH által számított rétegárindexek  
(előző év = 100)

Rétegek	1992	1993	1994	1995
Aktív	122,8	122,3	118,5	127,7
ebből: 3 és több gyermekes	123,0	123,2	119,0	127,4
Inaktív	123,5	123,4	119,8	130,4
Alacsony jövedelmű	123,1	124,6	119,4	129,2
Közepes jövedelmű	123,2	122,7	119,0	128,5
Magas jövedelmű	122,3	121,6	118,1	127,5
Átlagos árindex	123,0	122,5	118,8	128,2
Legnagyobb eltérés	1,2	3,0	1,7	3,0

Forrás: Magyar Statisztikai Évkönyv, 1995.

A bemutatott eltérések között ismét előkelő helyet foglal el a jövedelem nagysága, de hatékony szempontnak bizonyul a gazdasági aktivitás is. Gondolhatjuk-e, hogy az árindexeket (és a fogyasztási szerkezetet) kizárólag a jövedelem nagysága befolyásolja? Valószínűleg nem, hiszen az árindexet adott áremelkedés mellett a fogyasztó választása, azt pedig a költségvetési korlát, illetve a preferenciák bonyolult rendszere határozza meg. A következőkben egy egyszerű módszer segítségével mind a jövedelem, mind a preferenciák – az azokat alakító tényezők – hatását bevonom az elemzésbe. A háztartásokat fogyasztási szerkezetük alapján csoportosítom, és megvizsgálom, hogy a szokásokhoz kapcsolódó csoportok társadalmi és gazdasági jellemzői összhangban vannak-e a az így kialakult képpel. Ezt a felosztást felhasználva, mutatom be az árindex szóródásának egy lehetséges metszetét, az árindexek változékonyságának differenciáló hatását az 1990–1992–1994-es években.

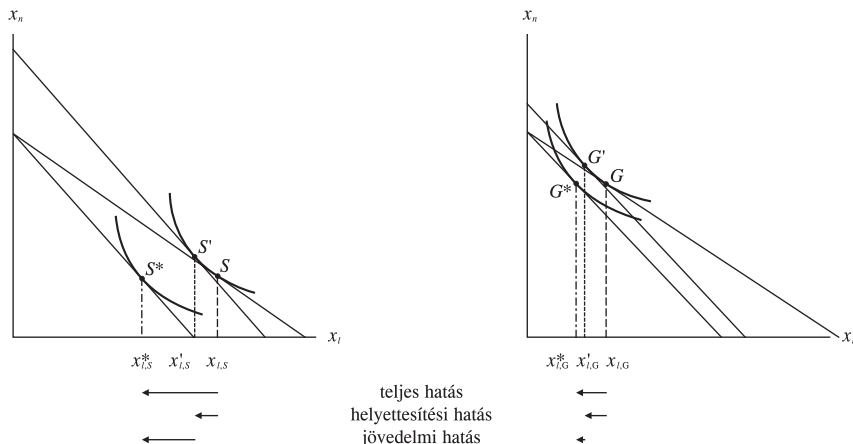
Az írás négy részre tagolódik. Az elsőben a fogyasztás mikroökonómiájának legegyszerűbb elemzési keretében, grafikus eszközökkel vázolom fel az újraelosztás mechanizmusát. A második részben az empirikus vizsgálatához használt adatbázis és az árindex kialakításához, illetve a népesség csoportosításához választott módszert ismertetem. A harmadik részben mutatom be az egyes csoportokra számított árindexek közötti eltérést és e változékonyság jellemzőit. A negyedik rész összefoglalja az eredményeket, és néhány következtetéssel szolgál.

### Az újraelosztás folyamata egy egyszerű világban

Az infláció újraelosztó hatásának vizsgálatára tekintsünk egy egyszerű világot, ahol csak két normál jószág létezik ( $l$  és  $n$ ). Jelölje az ezekre költött pénz nagyságát rendre  $l$ , illetve  $n$ , a belőlük fogyasztott mennyiséget  $x_l$  és  $x_n$ , a termékek árait pedig  $p_l$  és  $p_n$ . A termékeknek két típusú vásárolója van,  $G$  és  $S$ , akikről tételezzük fel, hogy képesek a termékeket a szokásos, a megszokott jó tulajdonságokkal rendelkező (és nem kvázilineáris) prefe-

1. ábra

Különböző ízlésű fogyasztók reakciója a relatív árak változására



renciarendszerben értékelni. A preferenciákat számos külső adottság (iskolázottság, családszerkezet, kor stb.) befolyásolja, amelyeket adottnak veszünk, és feltételezzük, hogy a rendezésben tökéletesen érvényre jutnak. Az árak a kiindulópontban egyenlők:  $p_l = p_n$ . A két fogyasztó költségvetési korlátja megegyezik.

Az 1. ábra két oldala mutatja a két fogyasztó indifferenciagörbéjét és optimális választását [ $G(x_{l,G}, x_{n,G})$  és  $S(x_{l,S}, x_{n,S})$ ] különböző helyzetekben. Látható, hogy  $G$  az  $n$  termékből,  $S$  pedig az  $l$  termékből fogyaszt többet.

Emelkedjen most meg  $l$  relatív ára, legyen az új ár  $p_l' > p_l$ , és  $p_n$  maradjon rögzített! A termékek kereslete mindkét fogyasztó esetében megváltozik, az új egyensúlyi pont alacsonyabb hasznossági szinten alakul ki, az új fogyasztói kosarak  $S^*(x_{l,S}^*, x_{n,S}^*)$ , illetve  $G^*(x_{l,G}^*, x_{n,G}^*)$  lesznek. Az  $l$  termékből többet fogyasztó  $S$  csoport esetében az  $l$ -ből keresett mennyiség erőteljesen csökken, míg a  $G$  csoportban a csökkenés jóval mérsékeltebb. Különbség azonban nemcsak a változás nagyságában van, hanem szerkezetében is, így az árváltozás nemcsak a vásárolt termékek arányát, de a fogyasztásra szánt összeg reálértelmeben vett értékét, a megvásárolható javak össz mennyiségét is befolyásolja. A helyettesítési és jövedelemhatás kettősből az utóbbi éppen azt fejezi ki, hogy az arányok ilyen változása mellett a hasznosság csökkenését mekkora reáljövedelem-csökkenés okozza. Egyszerű világunkban az infláció újraelosztó hatása abban nyilvánul meg, hogy a különböző fogyasztási szerkezetű szereplőkre az áremelkedés eltérő jövedelmi hatást gyakorol.

A fentiekben a fogyasztási szerkezet különbségeit a preferenciáik eltéréseivel magyaráztuk. A bemutatotthoz hasonló eredményre vezet,<sup>2</sup> ha a szereplők megegyező preferenciákkal, de eltérő anyagi lehetőségek mellett választanak, továbbá elképzelhető a két eset kombinációja is. A fogyasztók és a termékek nem véletlenül kaptak  $G$  és  $S$ , illetve  $l$  és  $n$  betűjelet. Ha  $G$ -t gazdagként,  $S$ -t szegényként,  $l$ -t létszükségleti cikk-ként,  $n$ -t pedig nemlétszükségleti cikk-ként értelmezzük, és feltesszük, hogy a fogyasztásra szánt összegek is eltérnek, akkor az ábra sokkal beszédesebb lesz, és – mint azt a későbbiekben látni fogjuk – nagy vonalaiban a valóságot tükröző.

Írjuk most fel a kialakult különbséget az árindexek nyelvén! Mivel az infláció az átla-

<sup>2</sup> Feltéve, hogy nem minden termék jövedelemrugalmassága 1.

gos áremelkedés mértéke, könnyen ki tudjuk számítani a nagyságát.<sup>3</sup> Jelölje  $L = l_s + l_G$  és  $N = n_s + n_G$  az egyes termékre költött összes pénz mennyiségét,  $\lambda = \frac{L}{L+N}$ ,  $\nu = \frac{N}{L+N}$  pedig a temékek súlyát az össz fogyasztásban. Legyen  $\pi_l = \frac{p_l^1}{p_l}$  az  $l$  termék,  $\pi_n = \frac{p_n^1}{p_n}$  pedig az  $n$  termék árváltozása. Az átlagos árváltozás így általános esetben  $\pi = \lambda\pi_l + \nu\pi_n$ , az egyes termékek áremelkedésének a fogyasztási szerkezettel súlyozott átlagaként írható fel. Az átlagos formához hasonló az egyes csoportok árindexe is. Kiszámíthatók, hiszen minden adatot ismerünk a csoportok szintjén is. Itt csak a fogyasztási arányok térnek el, amelyek értéke az  $S$  csoportra  $\lambda_s = \frac{l_s}{l_s+n_s}$ ,  $\nu_s = \frac{n_s}{l_s+n_s}$ , és a  $G$  csoportra is ezzel megegyező módon számítható. Mivel a fogyasztók típusait a fogyasztási szerkezet alapján határoztuk meg, tudjuk, hogy  $\lambda_s > \lambda_G$  és  $\nu_s < \nu_G$ . Így már felírható az egyes csoportok árindexe, és a rendelkezésre álló adatokból megállapíthatjuk a köztük fennálló relációt is. Egy csoport árindexe tehát aszerint kisebb vagy nagyobb az átlagosnál, hogy a relatíve olcsóbbá váló vagy dráguló cikk szerepel a fogyasztásában nagyobb súllyal. Ha az áremelkedés előtt mind a két csoportnak  $w = w_s = w_G$  nominális jövedelem állt rendelkezésére, és ez nem változik, akkor az áremelkedés után ezek reálértéke már nem lesz egyenlő.

### Egyéni árindexek és alakulásuk 1990–1992–1994-ben

A bevezetőben láttuk, hogy az áremelkedés hatásának számszerűsítésére több lehetőség adódik, amelyek közül általános a megélhetési (COLI) vagy az árindex számítása. A kettő között különbséget az árváltozások következményének számbavétele tesz. Míg a COLI a jövedelmi és a helyettesítési hatást is magában foglalja, a közvetlen árindexszámítás a helyettesítési hatástól eltekint, így ez a COLI speciális esete azzal a fenntartással, hogy csak jövedelmi hatást mér. <sup>4</sup>A kitűzött célok és a megközelítés jellegéből adódik, hogy esetünkben célszerű az indexet közvetlenül árindexként számítani. Veszünk-e fontos információt ezzel a választással?

A gyakorlatban a helyettesítés lassú folyamat, amely évtizednyi távlatban nem hagyható figyelmen kívül, évek közötti indexek számításakor viszont nem feltétlenül számottevő, s ha az is, nem mutatható ki egykönnyen. <sup>5</sup>Ennél az általános megfontolásnál talán fontosabb a vizsgált helyzet és időszak sajátosságaira utalni. Ha a költségvetési korlát nem „túl szoros”, akkor a helyettesítési hatás mellőzésével a különbségek felülbecslését kockáztatjuk, hiszen nem engedjük meg, hogy a relatíve dráguló termékeket a fogyasztó olcsóbbakkal helyettesítse. Alacsony átlagos jövedelem mellett azonban az árak emelkedése nem feltétlenül jár a dráguló termékből keresett mennyiség csökkenésével, hiszen például élelmiszert mindenki kénytelen fogyasztani a túlélés érdekében, így az árának emelkedése következtében a ráköltött pénzösszeg és a fogyasztási hányad is megnőhet. Ehhez hasonló folyamatot magyar kutatók már a politikai rendszerváltás küszöbén vártak (KSH [1989]), ami lényegében be is következett. A két eljárás közötti különbség tehát olyan empirikus kérdés, amelyre a kedvező választ csak sejtjük, a részletes és pontos választ azonban nem ismerjük.

<sup>3</sup> Az itt használt indexforma persze nem az egyetlen lehetőség, de célszerűen megegyezik azzal, amelyet a Központi Statisztikai Hivatal is használ.

<sup>4</sup> A két eljárás között az a különbség, mint a Szluckij- és Hicks-féle kompenzáció között. Az egyik esetben változatlan fogyasztói kosár, a másik esetben a változatlan hasznosság melletti áremelkedés hatására vagyunk kíváncsiak.

<sup>5</sup> Az azonos jellegű termékek közötti helyettesítés – márkák, típusok közötti váltás – pedig a rendelkezésre álló adatok jellege miatt nem mérhető.

A számított index évente utazó bázisidőszaki súlyozású<sup>6</sup> (Laspayeres) láncindex, szerkezete megegyezik a KSH által használttal.<sup>7</sup> Értéke a  $\pi_t = \sum_{i=1}^k w_i \pi_i$  képlet alapján számítható, ahol az adatok a  $k$  darab fogyasztási főcsoportokra vonatkoznak,  $\pi_i$  a főcsoport árának emelkedése,  $w$  pedig súlya a bázisidőszak fogyasztásában. Az árindexszel dolgozó korábbi megoldásoktól annyiban térnek el, hogy az árindexet nem egyes csoportokra, hanem minden háztartásra kiszámítom. Ezeket az indexeket nevezem a következőkben egyéni árindexeknek. Olyan célváltozót számítok tehát, amely a minta minden elemére felvesz értéket, és a csoportok képzése pedig csak ezután következik. Ennek alapjául pedig nem egyetlen háttérváltozót, hanem a jóval komplexebb, több változó együtteséből kialakuló fogyasztási szerkezetet használom. A csoportképzés így több dimenzióban folyik – olyan ismérvek alapján, amelyekben a különbség egyben az árindex lehetséges értékeit is széles spektrumon alakítja ki.

Az egyéni árindexek számításához két adatforrásra – az egyes termékcsoportok árindexeire, illetve a hozzájuk tartozó súlyokra – van szükség. A termékcsoportok (mindenkinek azonos) árindexei a KSH Fogyasztói árindexek című éves kiadványaiból, a (háztartásonként változó) súlyok pedig a KSH háztartási költségvetési felvételének (a továbbiakban: HKF) 1989-es, 1991-es és 1993-as adatbázisából származnak.<sup>8</sup> Ezek azok az adatbázisok, amelyekből a KSH is számítja a hivatalosan publikált fogyasztói árindexet.

A HKF nemcsak a kiadásokról, hanem a bevételekről, a vagyoni helyzet alakulásáról, és a kérdezettek társadalmi háttéréről is részletes információkkal szolgál. Ezek az adatok teremtik meg annak a lehetőségét, hogy a fogyasztási döntéseket összefüggésbe hozzuk társadalmi, gazdasági jellemzőkkel. Noha rendelkezésre állnak, az elemzés során – ellenőrizetlen minőségük miatt – nem használom a jövedelmi adatokat, helyettük a fogyasztási kiadás nagysága jelzi a költségvetési korlátot.<sup>9</sup> Az egyes évek HKF mintáinak elemszáma rendre  $n_{1989} = 11\,834$ ,  $n_{1991} = 11\,809$ ,  $n_{1993} = 8100$ , ahol a mintatorzulást is korrigáló teljeskörűsítő súlyok alkalmazásával 3781, 3844, illetve 3651 ezer háztartás adatait kapjuk meg. A korábbi tapasztalatok azt mutatják, hogy az adatbázis reprezentativitásával kapcsolatban problémák merülhetnek fel. Noha a jelen elemzést nem veszélyeztetik, a *Függelék A*) része érinti a legkritikusabb kérdéseket.

Annak érdekében, hogy több év adatai azonos fogyasztási tételeket tartalmazzanak,

<sup>6</sup> E döntésnek az összehasonlíthatóság mellett a kérdésfeltevés az intuitív oka. „Mennyivel értékelődne át reálértelemben a jövedelem az áremelkedés hatására, ha a fogyasztás szerkezete változatlan lenne?” Egy korábbi meghozott döntésnek a következményét vizsgáljuk a jelenben. A döntés eredménye pedig az, hogy a kapott index a COLI értékének felső határát adja. Adat hiányában az alsó határt megadó (Paasche) index nem számítható ki.

<sup>7</sup> Az egyezés hasonló előnyökkel és hátrányokkal jár, mint amit a makroszintű mutatónál tapasztalunk. Az egyik lényeges hátrány, hogy az index egy termék kategórián belül sem a minőségi különbséget, sem a minőség megváltozását nem érzékeli. Mivel itt nem a vásárláskor aktuális árat, illetve választott termék egyedi áremelkedését használjuk, felmerülhet a kérdés, hogy tekinthető-e az egyéni árindexek *árindexnek*, vagy valójában költségindexek. A válasz részben hasonló ahhoz, amit a nagy összegű kifizetések esetében adhatunk (erről lásd később), hogy az egyéni szintű árindexek használata átmeneti jellegű, a végeredmény csoportszinten fog kialakulni. Paneladatok hiányában csak remélhetjük, hogy a minőségi különbségek, ha tendenciózusak is, kellően nagy esetszám mellett kioltják egymást. Fontos szempont azonban, hogy a minőség leggyorsabban és a legnagyobb mértékben a tartós fogyasztási cikkek esetében változik (javul), amit a fogyasztás elemzésénél figyelembe vehetünk (Muellbauer [1974]).

<sup>8</sup> Mivel a fogyasztói árindex bázissúlyozású, az árindexek, illetve a HKF tárgyvelei eltérők. A páratlan évekre vonatkozó adatok az írás egészében a HKF-ből, a párosak pedig az árstatisztikából származnak, de megfelelő értékeik (1989–1990, 1991–1992, 1993–1994) ugyanarra az időszakra vonatkoznak.

<sup>9</sup> Ezzel feltételezzük, hogy a fogyasztás és a jövedelem azonos, tehát nincs megtakarítás. Ez nyilvánvalóan nem igaz, viszont e feltételezés torz jövedelmi adatok felhasználásánál jóval kisebb kárt okoz. A fogyasztás fogalmába itt csak a vásárolt termékek tartoznak, azokból viszont nemcsak azok a tételek, amelyek az árindexben szerepelnek, hanem a vásároltak (nem saját termelésűek) közül mindegyik.

összehasonlíthatók legyenek, új, a hivatalostól összetételében eltérő indexet konstruáltam. Az eltérést néhány termék elhagyása és mások értelemszerű összevonása jelenti (a referenciaként használt KSH-indexeket is erre a szerkezetre számítottam át). Noha a fő szempont itt a kiszámíthatóság volt, nem kellett olyan kompromisszumot kötni, amely tartalmi torzulást okozott volna.<sup>10</sup> Az index felépítésére vonatkozó részletes információkat a *Függelék B*) része tartalmazza.

A 2. táblázat a számított árindexek átlagos értékét a KSH által publikált indexszel veti össze. Az átlagok – a fogyasztási mikro- és makroadatokat illeszkedéséhez képest – jól közelítenek, az árindexek szórása viszont meglehetősen kicsinek tűnhet. Minthogy az árindex  $k$  darab részindex alkalmasan súlyozott átlagaként számítható, a variancia- és kovarianciaoperátorokat alkalmazva kiszámíthatjuk az átlagos árindex varianciáját

$\text{Var}(\pi) \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \pi_i \pi_j \text{Cov}(w_i, w_j)$  alakban, ahol  $\pi$  a fogyasztói árindex,  $w_i$  és  $w_j$  az egyes főcsoportok súlya,  $\pi_i$  és  $\pi_j$  pedig a hozzájuk tartozó árindexek. Az árindex varianciája tehát a főcsoportsúlyok varianciájának, illetve egymás közötti kovarianciájának az árindexekkel súlyozott átlaga. A fogyasztói árindex varianciája annál nagyobb, 1. minél nagyobbak a termékcsoportok áremelkedései közötti különbségek és 2. minél nagyobbak a főcsoportsúlyok varianciái, valamint 3. a főcsoportok közötti kovariancia. Az első tényezőnek a piaci verseny szab bizonyos határt,<sup>11</sup> itt azonban inkább 2. és 3. tényező a fontos. Mivel a főcsoportok árindexei mindenki számára azonosak, különbségeik a szóródást kizárólag indirekt módon érintik, a változékonyságot teljes egészében a súlyok hordozzák.

2. táblázat

Az egyéni árindex főbb tulajdonságai (előző év = 100)

Megnevezés	1990	1992	1994
KSH	128,9	123,0	118,8
Az egyéni árindex átlaga	128,8	125,3	119,6
szórása (százalékpont)	1,5	2,0	1,2

*Forrás:* KSH-adatok alapján saját számítás.

A 3. táblázatból látható, hogy a fogyasztási arányok szóródása viszonylag nagy, tehát az árindex kis szóródásáért a súlyok közötti kovariancia a felelős. Ez nem is meglepő, hiszen a főcsoportok súlyának számítása során nem teszünk mást, mint a fogyasztás 100 százalékát osztjuk fel részekre, így a súlyok legalább részben szisztematikusan egymás rovására változnak. Az egyes főcsoportok „ereje” a 2. és 3. tényező együttes hatását méri, tehát azt, hogy mennyivel járultak hozzá az együttes varianciához saját változékonyságuk és más főcsoportsúlyokkal tapasztalt együttmozgásuk által, és ezt a hozzájárulást a hozzájuk tartozó árindex (itt: mint súly) milyen mértékben érvénye-

<sup>10</sup> Lényeges különbségként említendő a saját tulajdonú lakások „bérleti díjának” kihagyása az indexből. A HKF-ben ilyen adat természetesen nincsen, hiszen a lakás igénybevételének alternatív költsége, az elmaradt haszon/költség közvetlenül nem figyelhető meg. A makroszintű árindexhez a KSH külső forrásból veszi át, imputálja az adatokat, amelyek azonban nem vezethetők vissza a mikroadatokra, a lakbérek imputálásának problémája pedig messze túlmutat a jelen írás határain. A tétel elhagyása azt jelenti, mintha árának változását a mindenkorin átlaggal tekintenénk egyenlőnek. A valóságban az átlag alatt marad, és így – mint látni fogjuk – nem gyengíti a következtetéseket.

<sup>11</sup> Elméletileg egy cég, ágazat sem emelhet árat korlátlanul, de a kereslet másként reagál az egyes termékek drágulására. Különös helyzetet teremt a gazdasági átalakulás is, amikor szerkezeti okok miatt a rugalmatlan keresletű létszükségleti cikkek ára a szokottnál is jobban, a rugalmas keresletű „luxus” cikkeké pedig annál is kevésbé emelkedik.

3. táblázat  
Az árinдекс szóródásának összetevői  
(százalék)

Megnevezés	1990					1992					1994					
	$w_i$	$\sigma_i^2$	$\pi_i$	$h_i$	$w_i$	$\sigma_i^2$	$\pi_i$	$h_i$	$w_i$	$\sigma_i^2$	$\pi_i$	$h_i$	$w_i$	$\sigma_i^2$	$\pi_i$	$h_i$
Átlagos index	100,0	2,2	128,9	2,17	100,0	4,2	123,0	4,01	100,0	1,6	118,8	1,56				
Élelmiszer	35,9	170	135,2	18,90	34,6	162	119,4	-7,25	38,8	178	123,4	13,56				
Élvezeti cikk	5,5	36	130,7	4,49	5,3	37	119,6	-3,71	5,2	41	116,4	-0,42				
Ruházkodás	10,2	49	123,3	-3,59	9,3	54	123,0	-2,69	3,9	15	116,1	-1,09				
Tartós fogyasztási cikk	8,3	161	120,8	-18,27	4,5	73	114,3	-9,46	4,6	98	111,8	-9,67				
Háztartási energia	11,3	46	127,6	-0,39	13,3	68	143,2	19,23	14,3	70	111,7	-4,81				
Egyéb cikk	15,2	76	128,9	1,07	15,8	83	127,2	2,47	17,0	105	119,0	-0,67				
Szolgáltatás	13,6	97	125,6	-0,09	17,2	136	126,0	5,42	15,9	103	120,3	4,67				

Megjegyzés: A  $w$  oszlop az adott sornak átlagos súlyát mutatja a fogyasztásban,  $\pi$  pedig árának emelkedését.  $\sigma^2$  varianciáját, ami az átlagos árinдекс esetében az árinдексre ( $\mu = \pi$ ), a többi esetben a súlyokra ( $\mu_i = w_i$ ) értendő. A  $h_i$  oszlop elemei az adott főcsoport nettó hozzájárulását mutatják, összegük az árinдекс számított varianciája.



síti a többivel szemben. A nettó hozzájárulás nem más, mint a korábbi képlet átalakítása

$$\text{Var}(\pi) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \pi_i \pi_j \text{Cov}(w_i, w_j) = \sum_{i=1}^k h_i$$

$$h_i = \sum_{j=1}^k \pi_i \pi_j \text{Cov}(w_i, w_j)$$

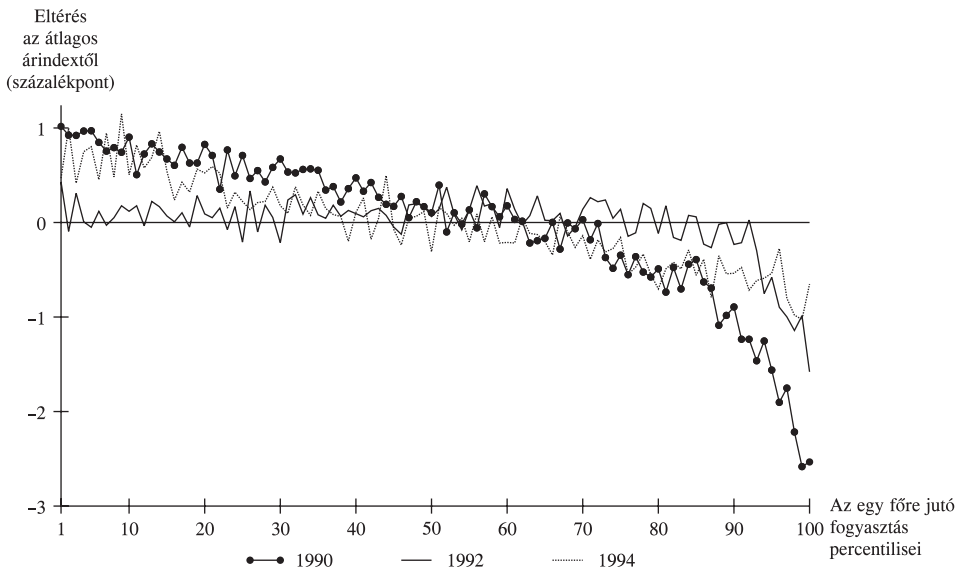
1990-ben mindkét összetevő pozitív hatásának eredményeképpen az élelmiszerek voltak a szóródást leginkább növelő, a tartós fogyasztási cikkek pedig a leginkább csökkentő javak. 1992-ben fordult a kocka. Az élelmiszer és a többi, korábban erőteljesen dráguló termék áremelkedése az átlagos alatt maradt. Ennek megfelelően alakult a „dominancia-sorrend” is: a háztartási energia lett a szóródás szempontjából legfontosabb, a tartós fogyasztási cikkek korábbi negatív hatása mérséklődött, az élelmiszereké pedig előjelet is váltott. 1994-ben a négy évvel korábbi helyzethez hasonló alakult ki, bár a „mellékszereplők” helyzete megváltozott. Az élelmiszer-fogyasztás visszanyerte vezető szerepét, de a korábbinál alacsonyabb szinten. A háztartási energia értéke ismét negatívvá vált, a tartós fogyasztási cikkek hatása pedig közel változatlan. Ezekből az eredményekből már látható, hogy az áremelkedés egészen különböző mintázatával találkozunk majd az 1990-es és 1994-es, illetve az 1992-es évet vizsgálva.

### Csoportképzés a fogyasztási szerkezet alapján

Az, hogy a fogyasztói árindex minden háztartásra rendelkezésre áll, rugalmassá teszi a számításokat, hiszen bármilyen módon képzett csoport árindexe előáll az egyéni árindexek csoportátlagaként. Ezt a lehetőséget kihasználva, több szempont szerint kiszámítottam a fogyasztói árindexeket. Az átlagos árindextől érdemleges eltérés az egy főre jutó fogyasztás, a település nagysága, illetve a háztartásfő kora szerinti metszetben mutatkozott. Az árindexeltérések az egy főre jutó fogyasztás decilisei szerint mind a három vizsgált évben monoton csökkenő tendenciát mutatnak, amit a 2. ábra mutat be. Jól látható, hogy bár az

2. ábra

Az árindexek eltérése az átlagostól az egy főre jutó fogyasztás percentilisei szerint



összefüggés stabil,<sup>12</sup> az eltérések az alacsony, illetve magas fogyasztási szinteknél jelentősebbek, mint máshol. Feltételezhetjük, hogy a tendencia háttérében a jövedelem és az ételmszer fogyasztási arányának összefüggése, Engel törvényének mikroszintű hatása áll. Mivel az ételmszerek ára két évben az átlagot meghaladó mértékben emelkedett, a törvény az árindex és a jövedelem közötti kapcsolatot is megteremti, mégpedig éppen abban a formában, ahogyan azt korábban a szakirodalmat vizsgálva találtuk.

Az árindexeltérések és háztartásfő korcsoportja, illetve a település nagysága közötti kapcsolatot a 4. táblázat mutatja be. A kormegoszlás összesen értékei hasonló tendenciát mutatnak, mint ahogyan azt a KSH rétegindexeket közlő tábláiból az aktív és az inaktív háztartásfőjű csoportok között ismerjük,<sup>13</sup> azaz minél idősebb a háztartásfő, annál magasabb az árindex. A településtípus szerinti eltérések 1990-ben és 1994-ben is hasonló képet mutatnak: mind a két évben a nagyobb városokban vált relatíve drágábbá az élet, a kisebb településeken pedig olcsóbbá. A különbséget ismét az ételmszer árváltozásának tudhatjuk be. 1992-ben az energia árának hatása a domináns, így az fordított képet mutat.

#### 4. táblázat

Eltérések az átlagos árindextől településtípus és a háztartásfő korosztályi besorolása alapján (százalékpontok)

Településtípus	30 éves alatt	31–40 éves	41–50 éves	51–65 éves	66 éves és felette	Együtt
<i>1990</i>						
Budapest	-0,3	+0,2	+0,2	+0,5	+0,6	+0,3
Megyeközpont	-0,5	-0,3	-0,2	+0,2	+0,5	0,0
Város	-0,5	-0,2	-0,1	+0,1	+0,6	0,0
Község	-0,3	-0,3	-0,3	0,0	+0,4	-0,1
Együtt	-0,4	-0,2	-0,1	+0,2	+0,5	
<i>1992</i>						
Budapest	-1,0	-1,1	-0,8	-0,3	+0,1	-0,5
Megyeközpont	-1,1	-1,0	-0,7	0,0	+0,4	-0,4
Város	-0,6	-0,7	-0,5	+0,2	+0,7	-0,1
Község	-0,7	-0,2	-0,1	+0,7	+0,9	+0,3
Együtt	-0,8	-0,7	-0,4	+0,3	+0,6	
<i>1994</i>						
Budapest	+0,8	+0,5	+0,7	+0,6	+0,9	+0,7
Megyeközpont	+0,2	+0,2	+0,4	+0,4	+0,7	+0,4
Város	-0,1	0,0	+0,1	+0,1	+0,3	+0,1
Község	-0,5	-0,3	-0,3	-0,3	-0,1	-0,3
Együtt	0,0	0,0	+0,1	+0,1	+0,4	

Az eltérések egy-egy tulajdonság szerinti vizsgálata azonban továbbra sem garantálja, hogy a különbségek lehető legrészletesebb skáláját találjuk meg. Az árindex szóródásának felbontásakor láttuk, hogy az akkor a legnagyobb, ha a fogyasztási szerkezet súlyai a leginkább eltérnek. A legnagyobb különbségek megtalálásához az eljárásokat aszerint kell értékelnünk, hogy azok az árindex teljes szóródásából mennyit képesek a csoporto-

<sup>12</sup> Ha az árindexeltérést a percentilisérték függvényében lineáris regresszióval becsüljük, 1990 és 1992 esetében 0,8 feletti  $R^2$  értéket kapunk, 1994-re azonban elromlik az összefüggés, és az  $R^2$  0,3 alá esik.

<sup>13</sup> Noha itt ilyen adatot nem közlök, a gazdasági aktivitás hatása önmagában nem túl jelentős, az aszerint megjelenő különbséget, úgy tűnik, az életkori jellegzetességek alakítják ki.

sító ismérvek számlájára írni. Ha módszerként klaszterelemzést,<sup>14</sup> csoportosító ismérvek pedig a fogyasztási hányadokat használjuk, akkor választásunk a legjobb abból a szempontból, hogy ez az összeállítás az egymástól leginkább eltérő fogyasztási szerkezetű, így a leginkább eltérő árindexszel rendelkező csoportokat hozza létre. Kérdés azonban, hogy mikor tekinthető a csoportosítás jónak, mi tekinthető korlátnak az árindex szórásának csoportok közötti maximalizálásakor. A választás kétlépcsős folyamat eredménye, amelyben – lévén a klaszterelemzés „felfedező” jellegű technika – a szokottnál is puhább kritériumok alapján kell döntést hoznunk. Elsőként azt vizsgáljuk, hogy a csoportosítás módszertani szempontból elfogadható-e.

A kialakult csoportok nagyságát (a teljes népességen belüli arányát) és fogyasztási szerkezetét az 5. táblázat mutatja be. A cellákban található számok azt mutatják, hogy az adott évben a vizsgált csoport (sor) 100 forintból hányat költött a megfelelő fogyasztási főcsoportra (oszlop). Az átlagos fogyasztási arányok az egyes évszámokkal megegyező sorokból olvashatók le. A csoportokra a következőkben sorszámuk segítségével hivatkozom. Minden lényeges fogyasztási hányad értékében határozott eltérés mutatkozik a csoportok között – a csoportátlagok pontbecsléseként kapott értékek közötti eltérések legalább 0,05-os szinten szignifikánsak. Az egyes éveket záró sorban látható  $R^2$  annak a regressziós egyenletnek a magyarázóerejét mutatja, amelyben a fogyasztási arányokat egy változóval, a csoporttag-

5. táblázat

Az elkülönített csoportok aránya és fogyasztási szerkezete, valamint a csoporttagságnak a fogyasztási arányokat előrejelző képessége az egyes években

Csoport	Százalék- arány	Élelmi- szer	Élvezeti cikk	Ruház- kodás	Tartós fogyasztási cikk	Háztar- tási energia	Egyéb cikk	Szolgál- tatás
1990	100	36	6	10	8	11	15	14
1.	24	53	5	7	2	13	11	9
2.	26	38	8	10	3	13	12	16
3.	28	29	5	14	7	10	24	11
4.	13	22	4	9	35	8	13	9
5.	9	25	4	8	4	10	13	36
$R^2$		70	3	13	69	13	42	59
1992	100	35	5	9	5	13	16	17
1.	20	53	5	6	1	12	11	12
2.	29	36	7	10	2	19	12	14
3.	27	27	4	13	3	11	27	15
4.	10	24	5	10	25	10	13	13
5.	14	25	4	7	3	10	12	39
$R^2$		65	2	16	64	27	43	59
1994	100	39	5	4	5	14	17	16
1.	33	52	3	3	2	16	13	11
2.	13	42	16	4	3	13	11	11
3.	22	29	4	5	4	13	31	14
4.	6	22	3	4	35	10	15	11
5.	26	33	4	4	2	15	14	28
$R^2$		64	1	2	65	38	52	56

<sup>14</sup> Itt:  $k$  középpontú klaszter, a klaszterközéppontok esetenkénti frissítésével.

## 6. táblázat

A kialakított csoportok különböző tulajdonságok szerinti átlagai, illetve megoszlása a kiválasztott szempontok szerint  
(ahol nincs külön jelezve, százalékban)

Megnevezés	1990					1992					1994							
	1.	2.	3.	4.	5.	Együtt	1.	2.	3.	4.	5.	Együtt	1.	2.	3.	4.	5.	Együtt
Fogyasztás/fő*/év (ezer forint)	59	75	110	171	120	97	79	82	123	136	168	110	119	124	181	257	156	151
Tartós fogyasztási cikkek száma	8	10	13	14	11	11	9	10	14	13	12	11	9	9	12	13	10	10
<i>A háztartásfő korcsoportja</i>																		
30 év alatti	5	6	10	14	8	8	5	5	9	14	8	7	10	17	16	19	11	13
31–40 éves	14	20	33	29	15	23	14	18	30	28	18	22	18	27	29	30	20	23
41–50 éves	13	21	25	25	24	21	14	19	29	24	20	21	15	25	25	20	22	21
51–65 éves	27	29	24	23	30	26	25	29	24	22	29	26	25	21	20	21	24	23
66 év felett	41	24	8	9	23	22	42	29	8	12	25	24	32	10	10	10	23	20
<i>A háztartásfő iskolai végzettsége</i>																		
8 általános iskolai osztály	74	58	34	38	38	51	69	64	28	39	40	50	61	51	24	29	37	43
Középfokú	22	34	51	47	40	38	25	31	52	48	43	38	34	46	59	56	45	46
Felsőfokú	4	8	15	15	22	11	6	5	20	13	17	12	5	3	17	15	18	11
<i>A háztartásfő gazdasági aktivitása</i>																		
Aktív kereső	41	59	83	82	61	64	38	50	80	76	55	59	44	64	78	76	57	60
Nyugdíjas	58	40	17	18	39	35	60	48	19	22	43	39	50	24	18	20	37	34
Egyéb	1	1	0	0	0	1	2	2	1	2	1	2	6	12	4	4	6	6
<i>A háztartásfő állománycsoportja</i>																		
Fizikai	82	76	65	67	47	69	80	81	59	68	55	68	77	87	62	65	55	68
Szellemi	18	24	35	33	53	31	20	19	41	32	45	32	23	13	38	35	45	32

A 6. táblázat folytatása

Megnevezés	1990					1992					1994							
	1.	2.	3.	4.	5.	Együtt	1.	2.	3.	4.	5.	Együtt	1.	2.	3.	4.	5.	Együtt
	csoporthoz					csoporthoz					csoporthoz							
<i>A lakás tulajdoni jellege</i>																		
Családi ház jellegű	72	58	65	65	34	62	64	73	60	62	42	62	69	65	62	67	39	59
Társasházi lakás	6	8	15	15	14	11	11	9	19	14	16	13	11	10	20	18	31	19
Önkormányzati tulajdonú	16	28	11	13	45	20	20	13	13	17	35	18	13	17	8	6	18	13
Egyéb tulajdonú	6	6	9	7	7	7	5	5	8	7	7	6	7	8	10	9	12	9
<i>A lakás használati jogcíme</i>																		
Tulajdonlás	80	68	85	82	50	76	77	84	83	79	59	79	83	76	88	90	74	81
Bérlés	18	31	14	17	49	23	21	15	16	20	40	20	14	20	10	8	24	16
Egyéb	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	3	4	2	2	2	3
A lakás nagysága (m <sup>2</sup> )	63	67	76	77	64	70	62	70	76	73	66	70	68	67	79	79	67	70
A lakók átlagos száma	2,3	2,6	3,2	3,1	2,3	2,7	2,3	2,5	3,1	3,0	2,4	2,6	2,6	3,1	3,1	3,1	2,5	2,8
A gyermekek átlagos száma	0,5	0,7	1,1	1,0	0,5	0,8	0,5	0,6	1,0	1,0	0,6	0,7	0,7	1,0	1,0	1,0	0,7	0,8
Központi- és távfűtés aránya	13	24	21	21	38	21	17	17	27	24	34	23	23	21	30	26	41	29
<i>A lakhely településtípusa</i>																		
Budapest	20	23	15	16	45	21	25	14	21	17	34	21	21	18	16	11	33	22
Megyekeközpont	12	16	17	17	18	16	14	13	18	16	22	16	12	11	15	13	21	15
Egyéb város	27	23	28	25	19	25	26	24	26	28	22	25	25	22	28	26	24	25
Község	41	38	40	42	18	38	35	49	35	39	22	38	42	49	41	50	22	38

\*Az egy főre jutó fogyasztás az OECD-ekvivalenciaként szerinti korrigált, ahol az első felnőtt súlya 1, minden továbbié 0,7, a 14 év alatti gyermekek pedig 0,5.

sággal becsüljük.<sup>15</sup> Ennek tanulsága szerint a csoportosítás az élvezeti cikkek és a ruházkodás kivételével minden főcsoportnak a fogyasztásban betöltött szerepét jól magyarázza. Különös helyzetben van a háztartási energia, mert bár a ruházkodáshoz hasonló 13 százalékos részarányról indul, 1994-re értéke 38 százalék lesz, majdnem elérve ezzel a fogyasztásban meghatározó szerepet játszó tényezőket. Ha jelentősége pontosan nem is állapítható meg, a növekedést nem hagyhatjuk figyelmen kívül.

A három évben egymástól függetlenül kialakított csoportok fogyasztási szerkezetében az időbeli távolság ellenére is határozott jellegzetességet fedezhetünk fel. Az első és második csoportot az élelmiszerek túlsúlya különbözteti meg a többtől, a harmadik csoportban az egyéb cikkek, a negyedikben a tartós fogyasztási cikkek, az ötödikben a szolgáltatások dominánsak. Mindezek ellenére a csoportoknak a népességen belüli aránya időben változó. Az első, a második és az ötödik csoport részaránya megnő, a harmadik és a negyedik pedig csökken a három (öt) év alatt. Ez azt jelentené, hogy a csoportosítás sikertelen? Noha erre még nem adhatunk választ, fontos szem előtt tartani, hogy az eljárás nem közvetlenül társadalmi csoportokat, hanem szokásokat különít el. Az öt fogyasztási szerkezet mögött öt életstílus, öt fogyasztási stratégia húzódik meg, és bár sejtjük, hogy társadalmi-gazdasági jellemzőkkel körülhatárolható csoportokat takarnak, amíg nem ismerjük ezek jellemzőit, nem lehetünk biztosak benne. Az emberek szokásai változnak. Az egyik csoport tagjai az idő múltával megmaradhatnak szokásaiknál, de újakat is felvehetnek. Az életstílusok arányai éppen ezért változhatnak, de a tény, hogy újak nem bukkannak fel, a kialakult szerkezet valóságosságát erősíti meg.

A választás második lépcsőjében azt kell ellenőrizni, hogy a kialakított fogyasztói életstílusok milyen hitelesen írhatók le háttérváltozókkal, mennyire homogének e szempontok szerint, mennyire köthetők valóban egy társadalmi csoporthoz. A 6. táblázat számos tulajdonság átlagos értékét és megoszlását mutatja be az öt életstílus között. Noha az értékek az évek során változnak, a fogyasztási arányok mintázataihoz hasonlóan ismét határozott különbségeket mutatnak, és értelmezhető tartalommal töltik meg a kialakult csoportosítást. Ezen a ponton ismét érdemes hangsúlyozni: a csoportok kialakítása kizárólag a fogyasztási szerkezetek különbözőségén alapul, a csoportok nevei pedig csak a tárgyalást hivatottak segíteni. A szokásrendszerek ilyen ellenőrzése azonban nem jelenti, hogy azokat a társadalmi rétegződést modellező vagy akár csak ezt megkísérlő konzisztens rendszernek tekintem. Egy ilyen modell kialakítása a jelen írás kereteit messze meghaladó feladat.<sup>16</sup>

**A „rossz anyagi helyzetűek” – 1. csoport: a „szegények” és 2. csoport: a „kapszkodók”.** Az első és a második két – egymáshoz nagyon hasonló – csoport együtt a teljes népesség mintegy felét teszi ki. Fogyasztásukban döntő többségben van az élelmiszer, annak szerkezetét ezen túl szinte semmi sem különbözteti meg. Ebben a két csoportban a legalacsonyabb az egy főre jutó fogyasztás, a tartós fogyasztási cikkek száma, és a legkiseb a lakások. Itt a legkevésbé iskolázottak és gazdaságilag a legkevésbé aktívak a háztartásfők, az aktívak közül pedig relatíve sok végez fizikai munkát. A két csoport között lényegi különbség a háztartásfők korában van. Míg az első csoportban túlnyomórészt idősek, addig a másodikban inkább fiatalok a háztartásfők, átlagosan nagyobbak a háztartások és több a gyermek is.

**A „jó anyagi helyzetűek” – 3. csoport: a „középosztály” és 4. csoport: a „felhalmozók”.** A harmadik és a negyedik csoport 1990-ben a lakosság negyven százalékát,

<sup>15</sup> Illetve csoportonként egy dummyval, tehát összesen négy változóval.

<sup>16</sup> A csoportok között a vizsgált szempontok szerint átfedés van, ugyanakkor nem fognak át minden, szociológiai szempontból fontosnak értékelhető réteget, ezért szerepük hangsúlyozottan illusztratív. A társadalmi rétegződés és a fogyasztási, gazdálkodási stratégiák kapcsolatáról lásd például *Fábián-Róbert-Szívós* [1998] munkáját.

1994-ben már csak 28 százalékát teszi ki. Jellemzőik szinte szöges ellentétben állnak az első két csoportéival. Itt a legmagasabb az egy főre jutó fogyasztás, a legtöbb a tartós fogyasztási cikk, itt a legnagyobbak a jellemzően saját tulajdonú lakások és (a tanácsi lakások privatizációját megelőzően) itt a legtöbb közülük a társasházi. Ezek a legnépesebb háztartások, és itt találjuk a legtöbb gyermeket is. Az anyagi lehetőségeket a háztartásfők kiemelkedő gazdasági aktivitása, és az teremti meg, hogy közöttük jóval több a közép- és felsőfokú végzettségű, valamint a szellemi munkát végző, mint az első két csoportban. Ezekből a csoportokból az átlagosnál kevesebbet találunk Budapesten.

A két csoport között különbséget a háztartásfők kora, a lakáshasználat és a fogyasztási szerkezet jellemző elemei tesznek. A negyedik csoport háztartásfői fiatalabbak, és fogyasztásukban az átlagosnál jóval nagyobb részt foglalnak el a tartós fogyasztási cikkek, míg a harmadik csoportban a háztartásfők leginkább középkorúak és fogyasztásukban az „egyéb cikkek” töltenek be jelentős szerepet. A fogyasztás tételes vizsgálata megmutatja, hogy az arányokat nem csupán néhány csoporttag nagy összegű (például személygépkocsi) vásárlása alakítja, hanem kiegyensúlyozott, szinte minden termékcsoporthoz kiterjedő sajátos kereslet. Ennek hátterében a hármas csoportnál a saját lakásokat, házakat fenntartó tulajdonosok, a négyesnél a modern berendezéseket kereső fiatalság igényeit sejthetjük.

**5. csoport: a „városias polgárok”.** A számarányát tekintve időben növekvő ötödik csoport merőben eltér a két korábbtól. Anyagi helyzete (az egy főre jutó fogyasztás, a tartós fogyasztási cikkek száma és a lakás nagysága) alapján a két korábbi nagy kategória között mozog, életkörülményei, adottságai és igényei azonban erőteljesen megkülönböztetik attól. Szembeötlő a lakások jellege és elhelyezkedése, hiszen jelentős részük központi fűtéssel rendelkező (tehát potenciálisan összkomfortos) és bérlakás (amelyek jó részét 1994-re privatizálják), és nagy része Budapesten található. Az ötödik csoport háztartásfői a legiskolázottabbak, és bár aktivitásuk átlagosan elmarad a harmadik és negyedik csoportétól, az aktívak között itt a legtöbb a szellemi munkát végző. A gyermekek és így a háztartások átlagos száma is átlag alatti.

Az ötödik csoport fogyasztását a többtől a szolgáltatások aránya különbözteti meg, amely kirajzolja a városi vagy inkább városias élet jellemző igényeit. Erről tanúskodik, hogy ezekben a háztartásokban minden évben relatíve sokat költenek lakbérre (főként az idősek és a fiatalok), az egészségükre és szépségükre, csináltatnak női ruhát (főként a középkorúak), javíttatják háztartási gépeiket és takaríttatják lakásukat másokkal, utaznak belföldre és külföldre egyaránt. Ismét nem egyetlen tényező növeli meg a szolgáltatások arányát, hanem sok apró, amelyben a városi ember preferenciái tükröződnek. A csoport növekedését ennek az életstílusnak a térhódításaként értékelhetjük.

### Különbségek a csoportok árindexében

Az öt, egymástól karakterisztikusan eltérő csoport elkülönítésének alapja a fogyasztási szerkezet, életstílus volt, de az eredmények számos társadalmi és gazdasági helyzetüket jellemző ismérvvel is összhangban vannak. Az első fejezet egyszerű modelljének kategóriáival gondolkodva tehát ez a felosztás mind a fogyasztás nagysága, mind a preferenciák közötti különbözőségét megragadja. Minthogy az árindex a fogyasztási szerkezettől függ, amelyet e tényezők alakítanak, most már megvizsgálhatjuk, hogy a kialakult csoportok árindexei között milyen eltérés mutatkozik.

A kialakított csoportok árindexei és az éves átlagos árindexek közötti különbséget a 7. táblázat mutatja be. A táblázat évszámokkal jelölt sorai a csoportok árindexeit, *alatta*,

## 7. táblázat

Az egyes csoportok megoszlása az átlagos fogyasztói árindex egy szórásnyi környezetéhez képest és az alcsoportok átlagos árindexeinek eltérése az éves átlagtól (százalék)

Alcsoport	Összes	1. csoport		2. csoport		3. csoport		4. csoport		5. csoport	
		eltérés	százalékarány	eltérés	százalékarány	eltérés	százalékarány	eltérés	százalékarány	eltérés	százalékarány
<i>1990</i>		+1,3	24	+0,5	26	-0,1	28	-2,5	13	-0,3	9
Alatta	14	-1,6	0	-1,8	2	-1,8	9	-2,8	83	-2,1	9
Benne	72	+0,8	61	+0,3	85	0,0	87	-1,0	17	-0,2	91
Felette	14	+2,1	39	+2,0	13	+1,8	4	-	-	+1,8	0
<i>1992</i>		-1,1	20	+0,8	29	+0,1	27	-2,4	10	+0,6	14
Alatta	14	-3,1	25	-2,8	6	-2,5	3	-3,4	57	-2,4	2
Benne	72	-0,6	73	0,0	66	-0,1	86	-1,0	42	+0,2	80
Felette	14	+2,4	2	+3,6	28	+2,9	11	+3,0	1	+3,0	18
<i>1994</i>		+0,7	33	0,0	13	-0,1	22	-2,6	6	+0,4	26
Alatta	14	-1,7	5	-1,7	12	-1,6	14	-2,7	92	-1,7	8
Benne	73	+0,4	70	+0,2	85	+0,1	84	-0,9	8	+0,3	78
Felette	13	+1,9	25	+0,1	3	+1,6	2	-	-	+1,8	14

*felette* és *benne* sorai pedig a csoportok „szélén” képzett alcsoportok, illetve a két határoló között maradtak árindexének az éves átlagtól való eltérését mutatják. Az alcsoportokba azok a háztartások kerültek, amelyek indexe az árindexek teljes népességen vett eloszlásának alsó és felső 15 percentiliséen (itt közelítőleg az átlag  $\pm$  szórás) belülre, illetve kívülre esik, tehát amelyek a kijelölt tartományban *benne*, illetve *alatta* és *felette* találhatóak. A százalékarány elnevezésű oszlop a csoportnak a népességen belüli, illetve az alcsoportnak a csoporton belüli arányát mutatja.<sup>17</sup>

A legmagasabb és a legalacsonyabb csoportárindex között minden évben legalább 4,5 százalékpontos eltérés mutatkozik, ami jóval nagyobb, mint amit az egydimenziós metaszetek mentén kaptunk. E különbség az első és az utolsó évben a legszegényebb 1. és a legmódosabb 4. csoport között, míg 1991-ben az energia árának erőteljes emelkedése következtében a 2. és a 4. csoport között alakul ki. A három év együttes hatását<sup>18</sup>

$d_r^3 = \pi_S^3 / \pi_G^3 = d^{90} d^{92} d^{94}$  formában számíthatjuk ki. Ha az  $S$  helyébe az 1. csoportot,  $G$  helyébe pedig a 4. csoportot helyettesítjük be, akkor  $d_r^3 = 1,07$  adódik,<sup>19</sup> tehát három év alatt a társadalom két számottevő méretű csoportjának reáljövedelme közötti különbség csak a fogyasztási szerkezet eltérése következtében hét százalékkal nőtt meg. Ugyanez az érték a 2. és a 4. csoport között  $d_r^3 = 1,074$ . Ennél is nagyobb különbséget tapasztalunk, ha nem a kialakított csoportok, hanem azok alcsoportjai (tehát részletes táblázatunk egy évre vonatkozó összes cellája) között keressük a legnagyobb eltéréseket. Így a mutató-

<sup>17</sup> E cellák értéke 0, ha a csoportnak kisebb, mint 0,5 százaléka tartozik ide, a - jel jelentése: egy ember sem.

<sup>18</sup> A vizsgált évek nem követik egymást, de a közbülső időszakok árváltozásai lényegében nem befolyásolják az eredményeket. Ezért - e módszeren belül - a kapott eredmények az 1992 és 1994 közötti időszakban kialakult különbségek alsó becslésének tekinthetők.

<sup>19</sup> 1990-re 128,9, 1992-re 123,0 1994-re 118,8 az áremelkedés átlagos értéke. Ebből  $d^{90} = (128,9 + 1,3) : (128,9 - 2,5) = 130,2 : 126,4 = 1,063$  és a többi évre is hasonlóan számítható.



szám értéke az 1. és a 4. csoport között  $d_r^3 = 1,131$ , az eltérés a korábbinak közel kétszerese, több mint 13 százalék lesz. Ezeknek a csoportoknak a „létszáma” már jóval kisebb a korábbiakénál, de még így is a népesség körülbelül 10-10 százalékát reprezentálják. A 7. táblázatból kitűnik, hogy elsősorban nem azért magas egy csoport árindexe, mert *felette* alcsoportjának átlagos indexe nagyon magas, hanem azért, mert ennek az egész csoporton belüli részaránya nagy. A megfelelő változtatással ugyanez igaz az alacsony átlagos indexű csoport(ok)ra is.

Az eredmények alátámasztják sejtésünket, amely szerint a kilencvenes évek elején az áremelkedések jóléti hatása nem volt semleges. Hasonló újraelosztó hatást mutattunk ki, mint a korábban más országban, de hasonló áremelkedés mellett készült tanulmányok. Az áremelkedés differenciáltsága elsősorban az alacsony jövedelmű, gyenge munkaerőpiaci potenciállal rendelkező háztartásokat sújtja, míg az élelmiszerre relatíve kevesebbet költő, vagyonos, jómódú, képzett háztartásokat előnyösen érinti.

\*

Ebben az írásban az egyenlőtlenségek kevéssé ismert tényezőjét, azt kíséreltem meg számszerűsíteni, hogy a fogyasztási szokások eltérése miként befolyásolja a jellemző fogyasztási stratégiát követő háztartás árindexét. Ismert elemekből építkező, de új, elsődlegesen leíró módszert alkalmaztam, amely két fő eredményt hozott. Az árindexek dezagregált kezelése lehetővé teszi a különböző szempontok metszeteinek a korábbinál szabadabb és eredményes használatát, és ha nem egy, hanem több tényező mentén vizsgáljuk az eltéréseket, akkor a társadalom széles rétegei között a korábban ismertnél jóval nagyobb különbségek mutathatók ki. E módszert alkalmazva azt találtuk, hogy változatlan nominális jövedelmeket feltételezve az 1990 és 1994 közötti időszakban az árindexek különbözősége a társadalom „rossz” és „jó” helyzetben levő részének reáljövedelmében 7–12 százalékos különbséget eredményezett. Figyelemre méltó, hogy bár az eredmények több, a vizsgált helyzettől térben és időben távoli esetet feldolgozó tanulmánnyal összhangban vannak, az egyetlen írásnak, amely a vizsgált időszak magyarországi viszonyait tárgyalja, alapvetően ellentmond.

A módszer egyszerűsége következtében számos kérdést megválaszolatlanul hagy. Egy, a jelenleginél átfogóbb elemzés célja lehet a helyettesítés explicit kezelése, a saját árak, árindexek használata, valamint a nagy értékű cikkek (kiemelt helyen a lakással kapcsolatos kiadások) fogyasztásának és áremelkedésének pontosabb kezelése. Végül pedig az áremelkedés homogenitását megbontva, lehetőség nyílik annak vizsgálatára, hogy a reáljövedelem változásában az áremelkedés a nominális folyamatokat erősíti, vagy azoknak ellene hat.

Elképzelhető, hogy az írás több kérdést vet fel, mint amennyit megold. Remélem azonban, hogy e kérdések is hozzájárulnak a téma alaposabb megismeréséhez, és értékes gondolatokat ébresztenek az olvasóban.

### Hivatkozások

- KSH [megfelelő évek]: Fogyasztói Árindex Füzetek. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.  
KSH [1992] Fogyasztói árstatisztika. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.  
ALLEN, R. G. D. [1989]: The economic theory of index numbers. *Economica*, Vol. 16, 197–203. o.  
ASZTALOS ÉS SZERZŐTÁRSAI [1987]: Infláció és pénzügyek Magyarországon. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.  
BÁNFI TAMÁS–HAGELMAYER ISTVÁN [1990]: Árszínvonal, áremelkedés, infláció. Aula, Budapest.

- BRITAIN, J. A. [1960]: Some neglected features of Britain's income leveling. *American Economic Review*, Vol. 50 (papers and proceedings), 593–603. o.
- CSIKÓS-NAGY BÉLA [1987]: *Szocializmus, piac, gazdaság*. Kossuth Könyvkiadó, Budapest.
- DEATON, A.–MUELLBAUER, J. [1980]: *Economics and consumer behavior*. Cambridge University Press, Cambridge.
- ERDŐS TIBOR [1997]: *Infláció, különös tekintettel az 1990-es évek magyar gazdaságára*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- FÁBIÁN ZOLTÁN–RÓBERT PÉTER–SZÍVÓS PÉTER [1998]: *Anyagi-jóléti státuscsoportok társadalmi milliői*. Megjelent: *Társadalmi Riport*, Társadalmi, Budapest.
- FISHER, I. [1931]: *The Purchasing Power of Money*. Macmillan, New York, reprint: (1985), Augustus M. Kelley, Publishers.
- IRVINE, I.–MCCARTHY, C. [1980]: Further Evidence on Inflation and Redistribution in the United Kingdom. *The Economic Journal*, december, 907–911. o.
- KEYNES, J. M. [1909]: *Index numbers*. Macmillan, London, reprint in: *The Collected Writings of John Maynard Keynes Vol. 11*. (1983), Cambridge University Press.
- KSH [1989]: *Az 1989–1991. évi életszínvonal-csökkenés réteghatásai*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH [1997]: *A Háztartási Költségvetési Felvétel Módszertana*. Statisztikai Módszertani Füzetek, 37., Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- MASLOVE, A. M.–ROWLEY, J. C. R. [1975]: *Inflation and Redistribution*. *Canadian Journal of Economics*, augusztus, VIII(3), 399–409. o.
- METAWALLY, M.M.–TAMASHKE H. U. [1984]: *The Effects of Inflation on the Patterns of Consumption*. *Indian Economic Journal*, július–szeptember 32(1), 81–93. o.
- MUELLBAUER, J. [1974]: *Prices and Inequality: The United Kingdom Experience*. *The Economic Journal*, március, 32–55. o.
- MUELLBAUER, J. [1980]: Reply to Irvine and McCarthy. *The Economic Journal*, december, 902–913. o.
- NEWBERY, D. M. [1995]: *The Distributional Impact of Price Changes in Hungary and the UK*. *Economic Journal*, július, 847–863. o.
- PERSKY, J. [1998]: *Price Indices and General Exchange Values*. *Journal of Economic Perspectives*, tél, 12(1), 197–205. o.
- RÉVÉSZ TAMÁS [1994]: *An Analysis of the Representativity of the Hungarian Household Budget Survey*. Discussion Papers on Economic Transition, No. DPET 9403, University of Cambridge, Cambridge.
- WILLIAMSON, J. G. [1977]: *Strategic' wage goods, prices and inequality*. *American Economic Review* Vol. 67, 29–41. o.

## Függelék

### A) A fogyasztási arányok reprezentativitása

Noha a háztartási költségvetési felvételt (HKF) több kritika érte adatainak reprezentativitása miatt, ezeket tényszerűen összefoglaló írás csak egy született. Az 1989–1991-es évekről írott ellenőrző tanulmányában Révész Tamás rámutat, hogy mivel a HKF rendkívül sok információt tömörítő adatforrás, demográfiai reprezentativitása önmagában nem garantálja az egyes tematikus alegységek reprezentativitását, illetve azt, hogy az ezekből aggregálással nyerhető eredmények összhangban vannak a makroszintű adatokkal (Révész [1994]). A probléma két fő okra vezethető vissza. Az egyik a részvétel elmaradása és a megtagadása (rendre a nagyon alacsony és nagyon magas jövedelműek esetében), a másik a valós adatok elferdítése, nem megfelelő közlése (főleg egyes termékcsoportok és a jövedelem esetében).

Mivel itt a teljes adatforrás ellenőrzése nem lehet célom, csak a legalapvetőbb tényező, a fogyasztási szerkezet vizsgálatára szorítkozom. Az *F1. táblázat* megmutatja, hogy a

## F1. táblázat

A KSH fogyasztói árstatistikájában szereplő (1), illetve a kiszámított (2) fogyasztási szerkezetek és viszonyuk (1)/(2) az egyes években (százalék)

Fogyasztási főcsoport	1989			1991			1993			HKF*
	(1)	(2)	(1)/(2)	(1)	(2)	(1)/(2)	(1)	(2)	(1)/(2)	
Élelmiszer	30,6	35,9	1,2	28,0	34,6	1,24	26,6	38,8	1,46	33,8
Élvezeti cikk	13,8	5,5	0,4	12,3	5,3	0,43	10,3	5,2	0,50	6,0
Ruházkodás	9,3	10,2	1,1	8,3	9,3	1,12	8,5	3,9	0,46	7,4
Tartós fogyasztási cikk	9,3	12,7	1,4	10,2	4,5	0,44	7,8	4,7	0,60	
Háztartási energia	6,2	6,8	1,1	4,8	13,3	2,77	7,7	14,3	1,86	
Egyéb cikk	16,0	8,7	0,5	16,8	15,8	0,94	17,5	17,1	0,98	
Szolgáltatás	14,9	9,9	0,7	19,6	17,2	0,87	21,6	16,0	0,74	

*Forrás:* Fogyasztói Árinдекс Füzetek, Háztartási Költségvetés.

HKF átlagosan igen gyengén reprezentálja a nemzetgazdasági szinten mért fogyasztási arányokat. A hiba korrekciójára ugyanakkor nem létezik megfelelő eszköz, mert termék-csoportokra bontott statisztika nemhogy háztartási, de nemzetgazdasági szinten sem érhető el közvetlenül, a HKF-től független forrásból.

Figyelmet érdemel az 1993-as év HKF\* jelű töredékes oszlopa. Ez az egyetlen év, amikor a HKF-ből az árinдексben használt formában ismerjük a fogyasztási szerkezetet, de itt is csak részben. A legkritikusabb elem, a szeszes italok, dohányáru esetében a HKF-ben publikált adatok a saját számításaimhoz jóval közelebb állnak, és hasonló a helyzet az élelmiszerek esetében is.

Mivel célom nem az infláció mértékének a korábbinál pontosabb meghatározása, hanem egy bizonyos értéktől való eltérés nagyságának és rendszerességének azonosítása, az adatokat nem korrigáltam. Noha ez a döntés a kapott fogyasztási szerkezeteket a KSH által makroszinten számítottal összehasonlíthatatlanná teszi, számunkra fontosabb az a tulajdonsága, hogy az eredeti szóródást a leghívebben őrzik meg. Mindez azonban az eredmények értékelésekor óvatosságra is int. A fogyasztási szerkezetekre vonatkozóan fel kell tételezni, hogy az egyes termékcsoportok adatai minden háztartás esetében hasonlóan torzulnak, az aggregálás során a torz értékek kioltják egymást, vagy ha nem, akkor ez nem befolyásolja az említett sorrendet.

## B) A felhasznált árinдекс konstrukciója

A fogyasztói árinдекс áremelkedések súlyozott átlaga, amelynek számítására két lehetőség nyílik. Az egyik az, hogy minden egyes termék súlyát kiszámoljuk, és hozzárendeljük a megfelelő árinдексet. A másik az, hogy valamilyen nagyobb aggregátum – például a fogyasztási főcsoportok – súlyát számoljuk ki, és az ezekhez tartozó átfogóbb árinдексeket súlyozva kapjuk meg a teljes fogyasztói árinдексet. Az első változat előnye, hogy minden rendelkezésre álló információt felhasznál, hátránya azonban, hogy ha az ilyen mértékben dezaggregált adatok zajosak, a pontosság esetleg csak látszólagos. A második módszernél éppen fordított a helyzet. Itt az összevonással információt veszítünk (elvész a főcsoportokon belüli heterogenitás), de tisztább, „nyugodtabb” adatokhoz jutunk. Ehhez az elemzéshez a második utat választottam. Ha részarányokkal dolgozunk – márpedig itt

az egyes termékeknek a teljes fogyasztásból vett részét kapnánk –, az alapadatok zajossága fokozottan érvényesülhet. Az egyenletlenség nemcsak az egyes változókat torzítja el, de az összfogyasztásra (ami az arányoknál nevezőként szerepel) gyakorolt hatáson keresztül kontrollálhatatlanul gyűrűzik át a többire is. Kellően nagy aggregátumoknál – mint amilyen a főcsoportok – ez a zaj jó eséllyel elvész.

Az *F2. táblázat* csak azokat a tételeket mutatja, amelyek az egyes évek árindexszerkezetének eltérése miatt vagy/és a HKF adathiánya miatt maradtak ki. Itt láthatjuk, hogy milyen mértékű volt a kihagyott tételek áremelkedése, és mi volt ezek súlya az eredeti árindexben.<sup>20</sup>

*F2. táblázat*

Az árindex képzésekor az eredeti KSH-árindexből elhagyott tételek, hatásuk a konstruált és a hivatalos árindex különbségére

Kihagyott csoportok	1990		1992		1994	
	súly (százalék)	árindex	súly (százalék)	árindex	súly (százalék)	árindex
<i>Lakás fűtés, világítás</i>						
Építőanyagok	1,7	129,2	–	–	–	–
Építési szolgáltatások	3,4	123,2	–	–	–	–
Készletvásárlás	2,7	124,1	–	–	–	–
<i>Egyéb cikkek</i>						
Virág, ajándéktárgyak	–	–	1,1	123,8	0,9	118,7
<i>Szolgáltatások</i>						
Saját tulajdonú lakások	–	–	3,9	120,8	4,2	115,0
Gépkocsikölcsönzés	–	–	0,1	148,5	0,2	120,9
Tagdíj, adomány	–	–	0,4	123,8	0,4	119,0
Fényképészeti szolgáltatás	–	–	0,4	130,6	0,4	117,9
Fel nem sorolt szolgáltatás	1,7	123,5	1,0	124,8	0,8	117,9
KSH eredeti árindexe		128,9		123,0		118,8
Átszámolt KSH-árindex		129,3		122,9		119,4
Különbség a két árindex között		0,4		0,1		0,6

Az árindex átszámolásakor keletkezett különbség minden esetben 0,6 százalékpont alatt marad. Ennek eldöntésére, hogy ez sok vagy kevés, támpontot legfeljebb a vizsgálat során tapasztalt különbségek adhatnak.

<sup>20</sup> A használt árindex szerkezete megkapható úgy, hogy e táblázat elemeit elhagyjuk az aktuális év árindexének elemeiből.