

AZ INFLÁCIÓ A GAZDASÁGPOLITIKA SZOLGÁLATÁBAN

MELLÁR TAMÁS – RAPPAI GÁBOR

Az inflációval kapcsolatban leggyakrabban mind az elméleti, mind az empirikus vizsgálatok alapvetően két kérdésre, az infláció okaira, illetve az infláció időbeli alakulásának magyarázatára koncentrálnak. Az infláció okait, illetve fő tényezőit tekintve általában három területet emelnek ki: a keresleti oldalú tényezőket; a költségelemeket (kínálati oldalú elemek) és a külső sokkhatásokat. ([1], [4], [10]) Az infláció időbeli alakulása tekintetében pedig a reálgazdasági hatásokat; a konjunktúra ciklus (az infláció és a munkanélküliség közötti átváltás) jellegét; a gazdaságpolitikai beavatkozások természetét, illetve az inflációs várakozások változását szokták elemezni. ([2], [9])

Jelen tanulmányunkban egy harmadik elemzési területet jelölünk ki, az infláció (pontosabban a fogyasztói árindex) összetevőinek, fő alkotóelemeinek vizsgálatát. Azt kutatjuk, hogy:

- miként és miért úgy alakulnak az aggregált fogyasztói árindex (hétköznapi használatban az infláció) fő alkotóelemei, az egyes kiadási (termék-, illetve szolgáltatás-) főcsoportok árindexei az egészhez képest;
- vajon azonos módon terhelődik-e az áremelkedés az egyes csoportokra, vagy valamilyen átváltás (trade off), illetve tovagyűrűző (spill-over) hatás fedezhető fel köztük;
- mekkora szerepe van az árindex alkotóelemei ezen sajátos mozgásának kialakulásában a kormányzati gazdaságpolitikának, illetve a piaczgazdasági működésre való áttérésnek.

Ezekre a kérdésekre nem elméleti elemzés vagy matematikai modellezés, hanem empirikus, statisztikai–ökonometriai vizsgálat segítségével kísérelünk meg választ találni. Természetesen nem feltételeztük, hogy egy ilyen típusú vizsgálat minden szempontból kielégítő magyarázattal szolgálhat a gazdaságpolitikai akcióknak és az árindex alakulásának kapcsolatára, ám úgy gondoljuk, hogy a kutatás így is új megvilágításba helyezheti az eddig csak kevésbé árnyaltan vizsgált kérdéskört.

Módszertani alapvetés

A tanulmány egyértelműen módszertani indíttatású, ezért az itt alkalmazott módszereket röviden bemutatjuk. A használt módszerek semmiképpen sem nevezhetők újdonságoknak, leírásuk ennek megfelelően tömör, és mindössze a téma korrekt megértését célozza.

A *fogyasztói árindex* tartalma és meghatározása közismert.¹ A vizsgálatunk szempontjából fontos megállapításokat az alábbiakban foglalhatjuk össze:

- a fogyasztói árindex a háztartások által a saját felhasználásra vásárolt termékek és szolgáltatások árváltozását tükrözi, nem tartalmazza az ingatlanok árának, a biztosítási díjak, kamatok mértékének változását; így bizonyos mértékig a vagyontképzés „árától” mentes;
- az árindex mérésének alapja az ún. fogyasztói kosár, amely 160 árucsoportból, ezeken belül 1600 reprezentáns (termék és szolgáltatás) árából tevődik össze; az árucsoportok 7 kiadási főcsoportba rendezettek, ezek: élelmiszerek, szeszes italok és dohányárúk, ruházatkodási cikkek, tartós fogyasztási cikkek, háztartási energia, egyéb cikkek és üzemanyagok, szolgáltatások, és e kiadási főcsoportok árindexen belüli súlya évről évre változik, a változás mértéke azonban nem számottevő;²
- az árindex Laspeyres-szemléletű, vagyis a bázisidőszaki (előző éves) fogyasztási volumeneket használja súlyként, aminek vizsgálatunk szempontjából mindössze az a jelentősége, hogy a kereslet árrugalmasságát csak késleltetve jelzi.

E tanulmány a hét kiadási főcsoport fogyasztói árindexének együttmozgását vizsgálja, és választ kíván adni arra a kérdésre, vajon párhuzamosan és egységesen (természetesen sztochasztikus értelemben) alakultak-e az egyes főcsoportokon belül a fogyasztói árak.

Az idősorok közötti együttmozgás (esetleges ok-okozati viszony) feltárása igényli az idősort generáló folyamat (Data Generating Process – DGP) előzetes feltárását. Ennek részeként meghatározandó az idősor összetettsége (integráltsága), illetve alkotórészeinek típusa és ezek összefüggései. A sztochasztikus folyamat stacionárius voltának tesztelésére vonatkozó próbákat, a különböző egységgyökteszteket kimerítően tárgyalja [6], amely alapján a különböző típusú folyamatok specifikációja során alkalmazható teszteljárások jellemzőit az 1. táblában foglaljuk össze.

1. tábla

<i>A sztochasztikus folyamatok specifikációs tesztjei</i>		
A folyamat neve	A folyamat formája	Próba
AR1	$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	Dickey–Fuller-féle (DF) ρ , DF τ
AR1MU	$x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	DF ρ_μ , DF τ_μ
AR1T	$x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	DF Φ
ARMA	$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$	ADF (bővített DF)
ARMAMU	$x_t = \mu + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$	ADF (Schmidt-féle korrekció)

Az előzőknek megfelelően az empirikus árindexidősorok (aggregált, illetve kiadási főcsoportra vonatkozó) esetében elsőként tesztelni fogjuk a stacionaritás hipotézisét. Amennyiben az idősorok nem tekinthetők várható értékükben stacionáriusnak (konstansnak), úgy – preconcepcióknak megfelelően – kimondható, hogy az árváltozás mértéke nem tekinthető hosszú távon állandónak. Ebben az esetben meg kell vizsgálnunk, hogy mely változók vannak ok-okozati kapcsolatban egymással, vagyis milyen nem stacioner változó hatása tükröződik az aggregált, illetve szeparált árindexekben. Mindez igényli az idősorok együttmozgásának elemzését.

¹ Pontos leírását a Fogyasztói árindex füzetek 38. KSH kiadvány (Budapest. 1998. 28 old.) 25–27. old. adja.

² Érdekes vizsgálat lenne – talán egyszer el fogjuk végezni – az egyes kiadási főcsoportok súlya változásának vizsgálata. Jelen tanulmányban a súlyok változásának hatásától eltekintettünk.

Az idősorok közötti oksági kapcsolatok kimutatása a folyamat sztochasztikus jellegéből adódóan igényli a *kointegráció* fogalmának bevezetését. [7] Ha az idősorok mindegyike várható értékében stacionárius, akkor a két idősor közötti sztochasztikus kapcsolat szorosságát mérhetjük (tesztelhetjük) korrelációs mérőszámmal (tipikusan lineáris korrelációs együtthatóval, illetve ezen alapuló próbával). A gazdasági idősorok esetében általában kimutatható, hogy nem teljesül a várható érték vonatkozásában a stacionárius-ság feltevése, az idősorok általában integrált folyamatból származnak (empirikus úton kimutatható, hogy a gazdasági idősorok túlnyomó része első-, illetve másodrendű integrált folyamatból származik). Amennyiben az idősorok azonos rendű integráltak, akkor a véletlen bolyongást követő komponensek összefügghetnek, ezáltal olyan lineáris kombinációk is létezhetnek, melyek az előbb említettél alacsonyabb rendű integráltak. Ebben az esetben beszélhetünk az idősorok közös trendjéről vagy más szóval kointegrált idősori rendszerről.

Definíció szerint, amennyiben X_t olyan idősorok vektora, melyek mindegyike d -ed rendű integrált, és van olyan $\alpha \neq 0$ vektor, mellyel képzett $z_t = \alpha' X_t$ lineáris kombináció $(d-b)$ -ed rendű integrált, ahol $b > 0$, akkor X_t komponensei d, b rendű kointegráltak. A definíciót formalizálva, ha X_t valamennyi komponense $I(d)$, és létezik $\alpha \neq 0$ kointegráló vektor, mellyel $z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b)$, $b > 0$, akkor $X_t \sim CI(d, b)$. Tökéletesen kointegrálnak nevezünk egy idősori rendszert, amennyiben $d=b$, vagyis ha $z_t \sim I(0)$. (Ez utóbbi eset fordul elő például akkor, amikor két elsőrendű integrált idősor kombinációja stacionárius.)

Egy rendszer statikus egyensúlyban van, ha a változóknak van olyan lineáris kombinációja, melynek összértéke várható értékében állandó. Dinamikus értelemben az egyensúly úgy értelmezhető, hogy a változók lineáris kombinációja egy stacionárius pont megadott környezetében mozog, ahova a gazdaságban ható erők rendszeresen „visszajuttatják” az indikátorok értékét. A dinamikus egyensúly vizsgálata igényli az ún. hibakorrekciós modell vizsgálatát. A hibakorrekciós modell értelmében az előző időpontban bekövetkezett egyensúlytalanság a következő időpillanatra egy negatív visszacsatolás következtében korrigálódik. (Az árindexek esetében ez – kicsit egyszerűsítve – úgy értelmezhető, hogy egy túlfűtött inflációs periódus a gazdaságban ható erők (esetleg a gazdaságpolitika?) visszajuttatják az árindexek értékét az egyensúlyi szintre.)

Definíció szerint felírható a hibakorrekciós mechanizmus, ha létezik a következő összefüggés:

$$A(B)(I - B)X_t = -\gamma z_{t-1} + u_t$$

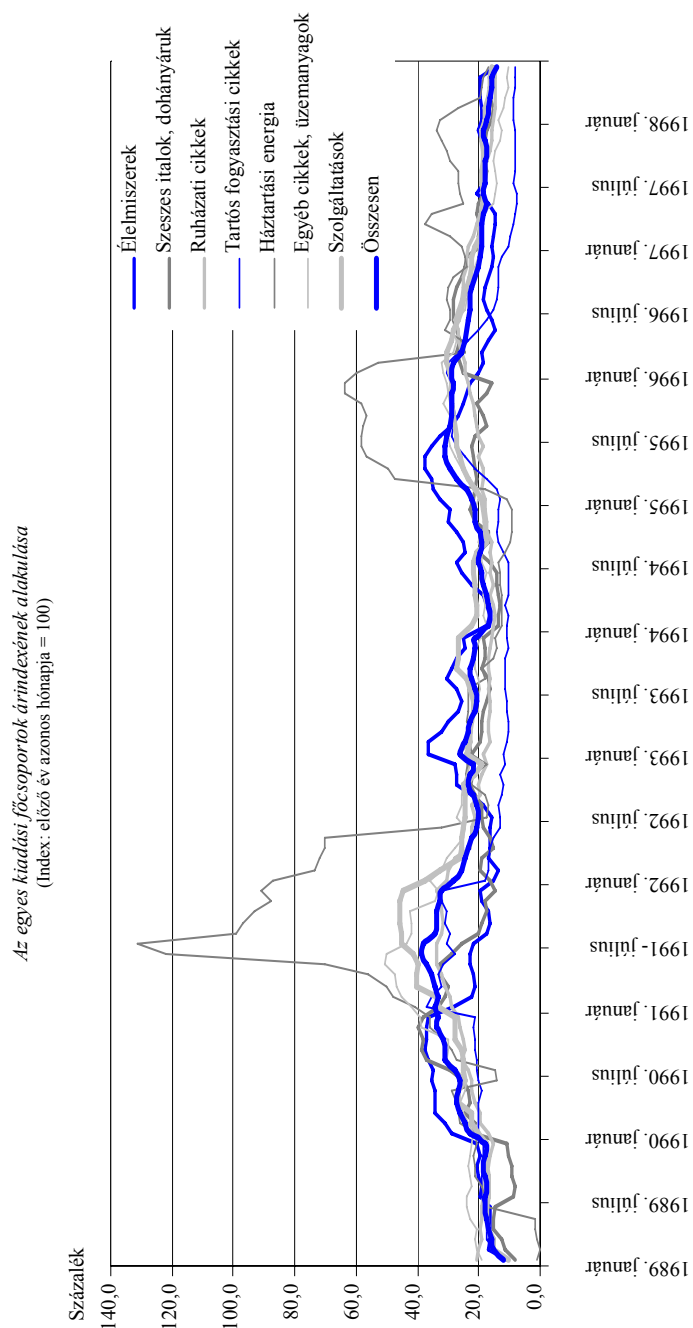
ahol:

- u_t – fehér zaj,
- I – egységmátrix,
- $A(B)$ – a modell együtthatómátrix polinomja ($A(0)=I$),
- B – a késleltetési operátor,
- $z_{t-1} = \alpha' X_{t-1}$, és $\gamma \neq 0$ – a visszacsatolási paraméter.

Bizonyítható, hogy minden $CI(1,1)$ kointegrált rendszerhez található hibakorrekciós mechanizmus.

Elsőrendű integrált idősorok esetében a modell egyszerűbb formában írható fel:

$$A(B)\Delta X_t = -\gamma z_{t-1} + u_t$$



Mindez két változó esetében:

$$\Delta Y_t = \alpha \Delta X_t + \gamma(Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

ahol látható, hogy amennyiben Y_t és X_t elsőrendű kointegráltak, akkor az egyenlet valamennyi változója stacionárius, így az egyenlet valós hatásokat tükröz. A hatások közül β a hosszú távú, α pedig a rövid távú kapcsolatot mutatja.

Az adatbázis

A fogyasztói árindex vizsgálata során az index havi bontású idősorát alkalmaztuk, vagyis az „éves infláció havi bontású” idősorát. Ezen értékek megmutatják, hogy az elmúlt 12 hónapban milyen mértékben emelkedtek a fogyasztói árak az egyes főcsoportokban, illetve együttesen. (Mivel az adatsor vélelmezhetően 12 periódusú szezonalitást tartalmaz, ezért a modellekben a szezonálisan tisztított értékekkel számoltunk.)

A vizsgálat adatbázisául az 1989. január és 1998. június közötti időszakot választottuk. Tettük ezt egyrészt azért, mert megítélésünk szerint az 1989. év már feltétlenül a „piacgazdaság” periódusához számítható (legalábbis az áremelkedések szempontjából), másrészt azért, mert a sztochasztikus idősorelemzési eljárások adatigénye meglehetősen nagy, a szezonális tisztítás ugyanakkor – ezzel ellentétes hatást kiváltva – rövidíti az idősorok hosszát. (Az időszak végső dátuma a tanulmány írásakor ismeretes utolsó adat időpontja.) A nyolc idősor 1989. január és 1998. június közötti 114 értékét az ábra mutatja be.

A háztartási energia főcsoport árindexében mutatkozó hatalmas szórás kissé nehezíti az árindexek alakulásának elemzését, de jól látható három alapvető jelenség:

1. valamennyi árindex valamilyen (kisebb-nagyobb mértékű) hullámzást mutat, amelyen belül a helyi maximumok 1991 nyarán–őszén és 1995 nyarán–őszén mutathatók ki; ezek két sokszerű gazdaságpolitikai intézkedéscsomagnak tudhatók be: az 1991. évi új törvények (csőd-, pénzügyi és számviteli törvény) restriktív hatásának, illetve az 1995. márciusi ún. Bokros-csomagot követő visszafogásnak;

2. az előbbi „főszabálytól” eltekintve, az egyes főcsoportok árindexei korántsem esnek egybe, változásuk nem nevezhető „párhuzamosnak”;

3. a tartós fogyasztási cikkek relatíve alacsony árindexe az egész időszakban; ennek magyarázata a külkereskedelem liberalizálása miatti ugrásszerű kínálatnövekedés, illetve a rendszerváltás kezdeti időszakában koncentráltan megvalósult áremelkedés.

Az éves fogyasztói árindexek elemzése

Elsőként tekintsük át az éves szinten aggregált inflációs adatokat. Érdekes az éves fogyasztói árindexeket kiadási főcsoportok szerinti bontásban (lásd a 2. táblát) tanulmányozni.

A 2. tábla önmagában is érdekes, még érdekesebb, ha a 3. és a 4. „segédtáblát” is fityelembbe vesszük, azaz megállapítjuk, hogy az egyes kiadási főcsoportok árindexei nagyobbak, vagy kisebbek az összesen árindexnél, illetve, hogy az eltérés mértéke alapján hogyan alakul a főcsoportok sorrendje.

A 3. táblából látható, hogy például a tartós fogyasztási cikkek árának emelkedése 1989-et kivéve valamennyi évben kisebb mértékű volt, mint az aggregált árnövekedés. Majdnem teljesen fordított változás figyelhető meg a háztartásienergia-árak vonatkozása-

sában. Tehát erőteljes árányváltás ment végbe, amelynek „vesztése” a tartós fogyasztási cikkek csoportja volt, „nyertese” pedig a háztartási energia. A változás magyarázata minden bizonnyal jövedelem- és árugalmaságuk nagy különbségében keresendő. A rendszerváltás után bekövetkezett jelentős és többé-kevésbé tartós jövedelemcsökkenés erőteljesebben fogta vissza a rugalmas keresletű tartós fogyasztási cikkek, mint a háztartási energia fogyasztását. S ugyancsak ilyen irányú elmozdulást eredményezett az árliberalizálás és a központi árintézkedések sorozata is: az erőteljesen árugalmas cikkek esetében már kis áremelkedés hatására is túlkínálat lépett fel, míg az alacsony rugalmasságú cikkeknel sokkal nagyobb volt a „terhelhetőség”.

2. tábla

*A fogyasztói árindexek százalékos növekedése
az előző évihez viszonyítva kiadási főcsoportok szerint*

Kiadási főcsoport	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.*
	évben									
Élelmiszerek	17,7	35,2	21,9	19,4	29,2	23,4	31,1	17,3	17,5	18,6
Szeszes italok, dohányárúk	11,1	30,7	25,1	19,6	18,6	16,4	20,1	26,6	18,9	15,9
Ruházati cikkek	18,2	23,3	32,1	23,0	16,7	16,1	20,2	25,6	18,7	14,8
Tartós fogyasztási cikkek	17,6	20,8	31,7	14,3	11,0	11,8	24,0	19,2	8,5	8,4
Háztartási energia	11,4	27,6	81,0	43,2	20,3	11,7	50,0	32,5	29,9	22,3
Egyéb cikkek, üzemanyagok	22,4	28,9	43,4	27,2	21,6	19,0	27,3	25,7	16,1	11,5
Szolgáltatások	16,6	25,6	41,9	26,0	24,1	20,3	26,0	26,4	19,2	16,9
Összesen	17,0	28,9	35,0	23,0	22,5	18,8	28,2	23,6	18,3	16,2

* Itt és a továbbiakban az év első hat havi fogyasztói árindexe alapján becstülve.

Forrás. Magyar statisztikai évkönyv, 1996. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1997. 315 old.; Fogyasztói árindex füzetek 38. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1998. 20 old.

3. tábla

*Az egyes kiadási főcsoportok árindexének összehasonlítása
a fogyasztói árindexszel*

Kiadási főcsoport	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.*
	évben									
Élelmiszerek	+	+	-	-	+	+	+	-	-	+
Szeszes italok, dohányárúk	-	+	-	-	-	-	-	+	+	-
Ruházati cikkek	+	-	-	0	-	-	-	+	+	-
Tartós fogyasztási cikkek	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Háztartási energia	-	-	+	+	-	-	+	+	+	+
Egyéb cikkek, üzemanyagok	+	0	+	+	-	+	-	+	-	-
Szolgáltatások	-	-	+	+	+	+	-	+	+	+

Megjegyzés. A táblában „+” jelöli, ha az adott kiadási főcsoport árnövekedése nagyobb mértékű; „0”, ha azonos ütemű; és „-”, ha alacsonyabb mértékű volt, mint az éves infláció.

Talán még többet mutat a 4. táblában a kiadási főcsoportok árnövekedés szerinti sorrendje.

4. tábla

Az egyes kiadási főcsoportok árnövekedés szerinti rangszáma

Kiadási főcsoport	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.*
	évben									
Élelmiszerek	3	1	7	6	1	1	2	7	5	2
Szeszes italok, dohányárúk	7	2	6	5	5	4	7	2	3	4
Ruházati cikkek	2	6	4	4	6	5	6	5	4	5
Tartós fogyasztási cikkek	4	7	5	7	7	6	5	6	7	7
Háztartási energia	6	4	1	1	4	7	1	1	1	1
Egyéb cikkek, üzemanyagok	1	3	2	2	3	3	3	4	6	6
Szolgáltatások	5	5	3	3	2	2	4	3	2	3

A 4. tábla elemeinek értelmezése a következő: például 1989-ben a kiadási főcsoportok közül legnagyobb mértékben az egyéb termékek és üzemanyagok főcsoport árai emelkedtek, a legkevésbé a szeszes italok és dohányárúk főcsoporté. Szinte hihetetlen, hogy e kétes dicsőségű „listavezető” helyezést a kilencvenes években csak az élelmiszereknek, illetve csak a háztartási energiának sikerült elérnie. Ezt a jelenséget is lehet – legalább részlegesen – az imént említett rugalmatlansági különbségekkel, például az élelmiszer és az energia áremelkedésének vonatkozásában magyarázni: a mindennapi életfeltételek megteremtéséhez ezek a javak elengedhetetlenek, tehát mind a piaci, mind a központi áremelést az érintettek nagyrészt kénytelenek voltak elfogadni. Kérdéses azonban, hogy hasonló megfontolások alapján a szeszes italok és dohányárúk vajon miért nem kerültek előkelőbb helyre a rangsorban.

E jelenség alaposabb elemzéséhez meghatároztuk a kiadási főcsoportok éves árindexei közötti rangkorrelációs együtthatók mátrixát. (Lásd az 5. táblát.) A csoportok közötti együttmozgás, illetve ellentétes irányú mozgás ugyanis fontos információkat hordoz.

5. tábla

A kiadási főcsoportok éves árindexei közötti rangkorrelációs együtthatók mátrixa

Kiadási főcsoport	Élelmiszerek	Szeszes italok, dohányárúk	Ruházati cikkek	Tartós fogyasztási cikkek	Háztartási energia	Egyéb cikkek, üzemanyagok	Szolgáltatások
Élelmiszerek	1,000						
Szeszes italok, dohányárúk	-0,060	1,000					
Ruházati cikkek	-0,443	-0,362	1,000				
Tartós fogyasztási cikkek	-0,141	-0,686	0,508	1,000			
Háztartási energia	-0,611	0,090	-0,147	-0,244	1,000		
Egyéb cikkek, üzemanyagok	-0,041	-0,572	0,320	0,598	-0,435	1,000	
Szolgáltatások	-0,156	0,213	-0,188	-0,462	0,149	-0,455	1,000

A mátrixban dőlt számokkal jelöltük az 5 százalékos szinten szignifikáns együtthatóértékeket. Anélkül, hogy az éves adatokból és a meglehetősen egyszerű módszertani apparátus eredményeiből messzemenő következtetéseket vonnánk le, kijelenthetjük, hogy jelentős negatív irányú kapcsolat mutatható ki (értsd a fenti értelemben) az élelmiszerek,

valamint a háztartási energia, illetve a szeszes italok és dohányárak, valamint a tartós fogyasztási cikkek áremelkedési üteme között. Ez első látásra azt sugallja, hogy e kiadási főcsoportok árának együttes erőteljes emelését a gazdaságpolitikai beavatkozásoknak mind ez idáig sikerült elkerülni. Ez a magyarázat azonban igen gyenge lábakon áll, hiszen mindkét ellentétesen mozgó pár esetében az egyik fél (az élelmiszer, illetve a tartós fogyasztási cikkek) árai majdnem teljesen liberalizáltak, míg a másik fél (a háztartási energia, illetve a szeszes italok és dohányárak) árait erőteljesen befolyásolták a központi ár- és adóintézkedések. Ezért tehát sokkal inkább úgy lehet érvelni, hogy a központi intézkedések által érintett termékcsoportok árainak emelkedését ellentételező, azt mérséklő tényezőt a liberalizált termékcsoportok adják.

Az eddigieknél árnyaltabb megközelítést a havi bontású idősorok adnak.

A havi bontású inflációs adatok elemzése

Elsőként tekintsük át az egyes kiadási főcsoportok, illetve az aggregált árindex DGP-jét tesztelő próbák eredményeit, amelyeket a 6. táblában foglaltunk össze.

6. tábla

Az egyes kiadási főcsoportok árindexének DF τ -próbája

Kiadási főcsoport	Az eredeti idősor	Az első differencia
	alapján	
Élelmiszerek	-0,503	-7,586
Szeszes italok és dohányárak	-0,453	-8,946
Ruházati cikkek	-0,709	-8,841
Tartós fogyasztási cikkek	-0,736	-9,323
Háztartási energia	-1,070	-7,801
Egyéb cikkek és üzemanyagok	-0,622	-9,252
Szolgáltatások	-0,245	-7,957
<i>Fogyasztói árindex</i>	<i>-0,220</i>	<i>-7,615</i>

Jól láthatóan valamennyi idősor elsőrendű integráltnak tekinthető, így értelmet nyer az idősorok kointegráltságának (tökéletes kointegráltságának) tesztelése. Az alkalmazandó próba (az egyedi idősorok jellegéből adódóan a hagyományos, illetve az általánosított Dickey–Fuller-teszt (Dickey–Fuller Test – DF; Augmented Dickey–Fuller Test – ADF) lesz.

Az idősorok kointegráltságának tesztelését két szempontból végeztük el:

1. melyik kiadási főcsoport árindexe tekinthető együttmozgónak az aggregált fogyasztói árindexszel?
2. mely kiadási főcsoportok árindexei között mutatható ki hibakorrekciós mechanizmus?

A DF-próba és az ADF-próba eredményeit a 7. tábla mutatja be. Látható, hogy az egyes kiadási főcsoportok és az aggregált infláció között kevés esetben volt kimutatható együttmozgás. E némiképp meglepő megállapítás magyarázata, hogy az egyes főcsoportok árai szinte teljesen különböző inflációs stratégiák hatására alakultak, vagyis a gazdaságpolitika a közöttük történő különbségtételt tudatos eszközként használta.

7. tábla

*Az aggregált árindex és a kiadási főcsoportok
árindexeinek együttmozgása*

Kiadási főcsoport	DF τ -próba	ADF τ -próba
Élelmiszerek	-1,906	-2,746
Szeszes italok és dohányárúk	-2,567	-3,507
Ruházati cikkek	-2,534	-2,686
Tartós fogyasztási cikkek	-3,179	-3,076
Háztartási energia	-2,341	-2,826
Egyéb cikkek és üzemanyagok	-3,411	-3,186
Szolgáltatások	-2,240	-2,753

Megjegyzés. Az 5 százalékos szinten szignifikáns kointegrációt mutató értékek dőlt számokkal jelölve.

A kiadási főcsoportok egymás közötti kointegrációjának „próbaérték-mátrixát” a 8. tábla tartalmazza.

8. tábla

DF-próba és az ADF-próba empirikus értékei

Kiadási főcsoportok	Élelmiszerek	Szeszes italok, dohányárúk	Ruházati cikkek	Tartós fogyasztási cikkek	Háztartási energia	Egyéb cikkek, üzem- anyagok
	DF-próba					
Szeszes italok, dohányárúk	-2,066					
Ruházati cikkek	-2,125	-3,058				
Tartós fogyasztási cikkek	-2,197	-2,748	-2,082			
Háztartási energia	-4,211	-2,483	-2,448	-2,495		
Egyéb cikkek, üzemanyagok	-2,201	-2,813	-2,700	-3,918	-2,697	
Szolgáltatások	-2,122	-2,524	-3,179	-2,408	-3,513	-3,184
	ADF-próba					
Szeszes italok, dohányárúk	-2,424					
Ruházati cikkek	-2,472	-3,304				
Tartós fogyasztási cikkek	-2,731	-3,336	-2,233			
Háztartási energia	-4,575	-3,091	-2,751	-2,342		
Egyéb cikkek, üzemanyagok	-2,756	-3,323	-3,039	-2,367	-3,012	
Szolgáltatások	-2,607	-3,327	-2,361	-1,973	-3,254	-2,666

A 8. táblából kitűnik, hogy egyértelműen kimutatható együttmozgás csak

- az élelmiszerek, valamint a háztartási energia,
- a háztartási energia, valamint a szolgáltatások

főcsoportok között mutatható ki.

Felírhatók a hibakorrekciós mechanizmusokat leíró modellek a korábban bemutatott formában, azaz:

$$\Delta Y_t = \alpha \Delta X_t + \gamma (Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Az élelmiszerek és a háztartási energia közötti kapcsolatot leíró modell:

$$\Delta P_{ELEM_t} = 0,005 \Delta P_{ENERG_t} + 0,013 (P_{ELEM_{t-1}} - 1,790 P_{ENERG_{t-1}}) + \varepsilon_t$$

A szolgáltatások és a háztartási energia közötti hibakorrekció modellje:

$$\Delta P_{SZOLG_t} = 0,058 \Delta P_{ENERG_t} - 0,002 (P_{SZOLG_{t-1}} + 47,825 P_{ENERG_{t-1}}) + \varepsilon_t$$

A második hibakorrekciós modell paraméterei meglehetősen nehezen értelmezhetők. Ráadásul a kapcsolat közgazdasági magyarázata is nehézségeket okoz, mert a szolgáltatásoknál két hatás érvényesül egyidejűleg: a struktúraváltás következtében növekedés, térnyerés, a magas jövedelem- és árugalmasság miatt pedig kontraciklikus mozgás, ezért nem adható egyértelmű magyarázat a háztartásienergia-árakkal való kapcsolatára, bár annyi feltétlenül megemlítené, hogy az energiaárak hosszú távon erőteljesen árfelhajtó hatást gyakorolnak a szolgáltatások tekintetében.

Az *élelmiszerek és a háztartási energia* esetében sokkal egyértelműbb a helyzet. Itt a hibakorrekciós modell alapján a következő állítások fogalmazhatók meg: a rövid távú hatást tekintve az energiaárak csak kismértékben épülnek be az élelmiszerárakba. Hosszú távon vizsgálva a jelenséget megállapíthatjuk, hogy a két főcsoport árindexe között negatív kapcsolat mutatható ki, vagyis az egyik emelkedése a másik visszafogásához vezet.

Az élelmiszer és a háztartási energia áralakulása közötti átváltás magyarázata során abból indulunk ki, hogy a fogyasztói árindex ciklikus mozgást végez (ahogy ez az ábrán is látható), mégpedig a gazdaságpolitika négyéves ciklusainak megfelelően. A választások utáni két évben az infláció a restriktív politikának megfelelően emelkedik, ugyanis ezen a módon akarják és tudják a döntéshozók a reáljövedelmeket és az aggregált keresletet korlátozni. A választásokat megelőző két évben pedig az infláció mérséklődik annak megfelelően, hogy a gazdaságpolitika engedékenyebbé válik, mert nincs szükség a kiáramló jövedelmek és vásárlóerő „elinfálására”.³

Az energiaárak erőteljesen az inflációval egy irányba mozognak, bár sokkal nagyobb ingadozással. Az együttmozgást az az empirikus kapcsolat is jól bizonyítja, amelynek értelmében Magyarországon az elmúlt nyolc év adatai alapján az energiaárak minden 1 százalékos emelkedése a fogyasztói árindex átlagosan 0,4 százalékos növekedését idézte elő. [1] Az energiaárakat a kormányzat hatósági áras körben közvetlenül, vagy az árfolyam, az adók és az indexálási szabályok változtatása révén közvetve szabályozza. Jól mutatja ezt a központi árintézkedéseknek tulajdonítható infláció és a háztartási energia árindexe alakulása közötti kapcsolat.

A 9. tábla adataival kapcsolatban pontosítanunk kell. Két esetben az energiaárak jobban nőttek, mint amit a központi intézkedések indokoltak volna. Egyrészt 1992-ben van eltérés, amelyet az 1991-es nagy áremelkedés tovagyrúzó hatása idézett elő, másrészt pedig 1997–1998-ban, ami viszont az energiaszektor privatizációja után bevezetett árképlet alkalmazásának a következménye.

A háztartásienergia-árakkal ellentétesen mozgó élelmiszerárak magyarázatát nem a komplementaritásban kell keresni. Tehát nem arról van szó, hogy amikor a kormányzat nem tudja, vagy nem akarja az árszínvonal emelkedését az energiára terhelni, akkor (a

³ Ennek a mechanizmusnak egy részletesebb leírása és empirikus alátámasztása megtalálható [9] tanulmányában.

változatosság kedvéért) az élelmiszerre terheli. Sokkal inkább az ellenkezőjéről van szó: amikor a kormányzat nem akarja az infláció növelésével csökkenteni a reáljövedelmeket (vagyis amikor nincs visszafogás), akkor emelkednek erőteljesebben az élelmiszerek árai; és fordítva: az erőteljes visszafogás (tehát a magas infláció és a csökkenő reáljövedelmek) időszakában jóval kisebb mértékűvé válik az élelmiszerárak emelkedése. Ezt a kapcsolatot jól mutatja a 9. tábla, ahol látható az élelmiszerek árindexe és a reálbérek, reáljövedelmek indexei közötti pozitív kapcsolat.

9. tábla

Az árindexek és a keresetek alakulása az előző évihez viszonyítva

Év	Fogyasztói	Hatósági intézkedések	Háztartási energia	Élelmiszer-	Nominál átlagkereset-	Reálkereset-	Reál- jövedelem-
	árindex növekedése			index növekedése			
1989	17,0	..	11,4	17,7	18,2	0,9	3,4
1990	28,9	15,4	27,6	35,2	24,1	-3,7	-1,8
1991	35,0	13,7	81,0	21,9	25,5	-7,0	-1,7
1992	23,0	5,3	43,2	19,4	21,3	-1,4	-3,5
1993	22,5	5,8	20,3	29,2	17,7	-3,9	-4,7
1994	18,8	4,1	11,7	23,4	27,3	7,2	2,7
1995	28,2	10,1	50,0	31,1	12,6	-12,8	-5,3
1996	23,6	6,0	32,5	17,3	17,4	-5,0	-0,1
1997*	18,3	4,1	29,9	17,5	22,0	3,0	1,0
1998**	16,2	3,6	22,3	18,6	16,0	2,0	..

* Előzetes adat.

** Becslés.

Forrás: A Központi Statisztikai Hivatal, illetve a hatósági intézkedések vonatkozásában [1].

Ez a kapcsolat nem igazolja a bérek inflációt gerjesztő hatását, hiszen itt nem a bérek emelkedése idézi elő az infláció növekedését, hanem az infláció emelkedése a reálbérek csökkenését. S nem csak akkor, s nem azért, mert a nominálbérek vagy -jövedelmek nagyon megnöttek, hanem azért és akkor, amiért és amikor a gazdaságpolitika egyensúlyteremtő beavatkozása ezt szükségessé teszi. Jól látható a 9. táblában, hogy a nominálbérek és a fogyasztói árak alakulása között nincs szoros pozitív kapcsolat.⁴

Elméleti szempontból is megválaszolásra vár az a jelenség, hogy vajon miért emelkednek az élelmiszerárak az átlagnál gyorsabban a jó konjunktúra időszakában, amikor a reáljövedelmek emelkednek, hiszen ezek jövedelemrugalmassága köztudottan alacsony. E helyütt most csak három lehetséges választ, illetve hipotézist fogalmazunk meg:

– a rendszerváltás utáni átmeneti időszakban olyan nagy jövedelemcsökkenés következett be, hogy emiatt az élelmiszerek is jövedelemrugalmassá váltak, ennek azonban ellentmondani látszik az a tény, hogy a jó konjunktúrájú években rendre kisebb az élelmiszerek részaránya a fogyasztásból (lásd a 10. táblát);

– a jövedelmek növekedésével erősen változik az élelmiszer-fogyasztás összetétele, és a magasabb árú, nagyobb árdinamikájú termékek felé tolódik el a kereslet;

– a nem regisztrált, fekete- (szürke-) gazdaság játszik egyfajta puffer szerepet (rossz konjunktúrában többet vásárolnak ezeken a piacokon), ami hatást gyakorol az árak alakulására.

⁴ Egyébként hasonló megállapításra jutott [1] és [4] is a bérek inflációt gerjesztő szerepe tekintetében.

10. tábla

A fogyasztói árindex súlyrendszerének alakulása főcsoportok szerint, 1989-1998.

Kiadási főcsoport	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.**
	évben								
Élelmiszerek	40,6*	38,6*	28,0	26,8	26,6	27,4	28,4	28,6	27,6
Szeszes italok, dohányárúk	..	..	12,3	10,7	10,3	9,6	9,6	9,0	8,9
Ruházati cikkek	8,7	8,2	8,3	8,6	8,5	7,8	7,5	6,3	6,2
Tartós fogyasztási cikkek	10,7	12,1	10,2	8,4	7,8	8,1	7,4	6,2	5,9
Háztartási energia	17,0*	19,0*	4,8	6,6	7,7	6,9	6,5	8,0	8,5
Egyéb cikkek, üzemanyagok	17,5	16,2	16,8	17,3	17,5	17,5	17,2	17,0	17,1
Szolgáltatások	5,5*	5,9*	19,6	21,6	21,6	22,7	23,4	24,9	25,8
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

*Közvetlenül nem hasonlíthatók össze a későbbi évekkal az eltérő főcsoportbeosztás miatt.

**Beecsítés.

A kérdés megválaszolásához további empirikus vizsgálatokra van szükség. Módszertani szempontból ez többek között az oksági kapcsolatok feltárását is igényli.

IRODALOM

- [1] Czinkotai János: A magyarországi inflációs folyamat főbb determinációi. (Kézirat.)
 [2] Csermely Ágnes: Az inflációs célkitűzés rendszere. *Közgazdasági Szemle*. 1997. évi 3. sz. 233–253. old.
 [3] Engle, R. F. – Granger, C. W. J.: Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*. 1987. évi 2. sz. 251–276. old.
 [4] Ékes Ildikó: Az infláció okai Magyarországon. *Statisztikai Szemle*. 1998. évi 4–5. sz. 358–374. old.
 [5] Hendry, D. F.: Econometric modelling with cointegrated variables: An overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1986. évi 2. sz. 201–212. old.
 [6] Hunyadi László: Egységgyökök és tesztjeik. *Sigma*. 1994. évi 3. sz. 135–164. old.
 [7] Kovács Erzsébet: Idősorok kointegrációja. *Statisztikai Szemle*. 1989. évi 6. sz. 599–619. old.
 [8] Körösi Gábor – Mátyás László – Székely István: Gyakorlati ökonometria. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest. 1990. 481 old.
 [9] Mellár Tamás: Makrogazdasági célok, gazdaságpolitikai ciklusok. *Sigma*. 1997. évi 4. sz. 111–130. old.
 [10] Simon András: Az infláció tényezői 1990-95-ben. Magyar Nemzeti Bank. Füzetek 1. Budapest. 1996. 10 old.

TÁRGYSZÓ: Infláció. Fogyasztói árindex.

SUMMARY

The authors examine the elements and main components of the inflation (to be more precise those of the consumer price index) on the basis of the data of the period between January, 1989 and June, 1998. The authors search for an answer to the question how and why the main components of the aggregate consumer price index and the price indices of the individual main expenditure groups are developing as compared to the whole.

The study examines the synchronism (co-movement) of the consumer price indices of the two main expenditure groups and analyses if consumer prices have developed parallelly within the individual main groups.

The exploration of the synchronism of the time series is carried out by the pre-exploration of the Data Generating Process. As a part of this the authors determine the integrity and the type of the components of the time series and the interrelations between them.

To demonstrate the causal relations between time series, the authors introduce the term of co-integration and they carry out the testing of the co-integration of time series applying the DF test and the ADF test.

Finally, the inflation data are analysed in monthly breakdown. As a general conclusion it can be ascertained that the inflation generating effect of the wages is not justified, there is no close positive connection between the development of the nominal wages and the consumer prices.