



**MNB Háttér tanulmányok**

2003/1

Krekó Judit – Vonnák Balázs

**MAKROELEMZŐK INFLÁCIÓS VÁRAKOZÁSAI  
MAGYARORSZÁGON**

2003. január

Online ISSN: 1587-9356

Krekó Juidt: Közgazdasági főosztály, Monetáris elemzési osztály

[E-mail: krekoj@mnb.hu](mailto:krekoj@mnb.hu)

Vonnák Balázs: Közgazdasági főosztály, Monetáris elemzési osztály

[E-mail: vonnakb@mnb.hu](mailto:vonnakb@mnb.hu)

Az MNB Háttér tanulmányok sorozatban a Magyar Nemzeti Bank monetáris döntéshozatalához kapcsolódó közgazdasági elemzéseket hozzuk nyilvánosságra. A sorozat célja növelni a monetáris politika átláthatóságát. Így az előrejelzési tevékenység technikai részleteit is ismertető tanulmányokon túl közzé teszünk a döntéselőkészítés során felmerülő közgazdasági kérdéseket tárgyaló háttéranyagokat is. A kiadvány csak elektronikus formában kerül publikálásra.

Az elemzések a szerzők véleményét tükrözik, s nem feltétlenül esnek egybe az MNB hivatalos véleményével.

Magyar Nemzeti Bank

1850 Budapest

Szabadság tér 8-9.

Tel: 428-2600

<http://www.mnb.hu>

## Tartalomjegyzék

<i>1. Bevezetés</i> .....	6
<i>2. Egyedi előrejelzések versus makroelemzői konszenzus</i> .....	8
<i>3. Néhány szempont az előrejelzői konszenzus változásának értelmezéséhez</i> .....	12
3.1. Az előrejelzések szórása és a változások értelmezése .....	12
3.2. Az elemzők körének változékonysága.....	15
<i>4. Az előrejelzések hatékonysága</i> .....	16
4.1. Az aktuális hónapra vonatkozó előrejelzések .....	18
4.2. A decemberi inflációra vonatkozó előrejelzések racionalitásának vizsgálata.....	25
<i>Irodalomjegyzék</i> .....	28
<i>Függelék</i> .....	30
Egységgyök-tesztek.....	30
Táblázatok a hatékonyság-tesztekhez.....	31

## Összefoglalás

Tanulmányunkban megkíséreltük értékelni a magyar piaci inflációs várakozások talán legfontosabb közvetlen indikátorát, a Reuters makroelemzők körében végzett felmérését. Különböző módszerekkel vizsgáltuk, hogy a makroelemzői inflációs konszenzus milyen előrejelzési tulajdonságokkal rendelkezik, és annak időbeli alakulása mennyiben egyeztethető össze egy racionális előrejelzői magatartással.

Elemzésünk egyaránt foglalkozik keresztmetszeti, és idősoros kérdésekkel. Elsősorban a kis mintaelem-szám (10-20 elemző) és a hónapról hónapra változó összetétel miatt megvizsgáltuk, hogy milyen módszerrel érdemes sűríteni a felmérés információtartalmát, ha az előrejelzés pontosságát szeretnénk növelni. Az információtartalom sűrítésének egy lehetséges módja, ha a mintát szűkítjük, vagy esetleg csak bizonyos elemzőket veszünk figyelembe. Az egyes elemzők előrejelzési hibáit az átlagos előrejelzésekkel összehasonlítva úgy találtuk, hogy - *mint ahogy elméletileg is várható – egy hosszabb időszak átlagában a makroelemzői konszenzus pontosabb előrejelzést ad, mint az egyes gazdaságkutató intézetek illetve piaci makroelemzők egyedi prognózisai, ezért a piaci inflációs várakozások alakulásának elemzéséhez az előrejelzések átlaga a legjobb kiindulópont.*

A makroelemzői konszenzus időbeli alakulásának értékelésekor nem hagyhatóak figyelmen kívül a sokasági jellemzők, így az elemzők száma, a minta összetételének változása és az előrejelzések szóródása. Az aktuális és a következő év végére vonatkozó inflációs várakozások esetében azt tapasztaltuk, hogy figyelembe véve a konszenzust alkotó előrejelzések szórását a kisebb, 10-20 bázispontos havi változások *sok esetben nem szignifikánsak, vagyis nem feltétlenül jelentik a várakozások tényleges módosulását.*

Az előrejelzések átlagát a torzítatlanság (nincs szisztematikus felül- vagy alulbecslés) és a hatékonyság (az előrejelzés minden releváns információt tartalmaz) kritériumának szemszögéből is vizsgáltuk. *A megfigyelt időszakra az átlagos előrejelzési hiba zérus volt,* vagyis nincs arról szó, hogy a piaci várakozások tendenciózusan alacsonyabbak, vagy magasabb lennének a ténynél. Az aktuális hónapra vonatkozó várakozások azonban – számításaink szerint – nem tekinthetők hatékony előrejelzésnek, ugyanis az előrejelzési hibák jellemzően ismétlődnek, ami arra utal, hogy az előrejelzők<sup>1</sup> csak némi késéssel tanulnak saját tévedéseikből. Az év végi inflációra vonatkozó előrejelzésekről is kimutattuk, hogy – előrejelzési horizonttól függően - az új információk vagy lassan, vagy éppen túlzott mértékben épülnek be a konszenzusos értékbe.

---

<sup>1</sup> A szóhasználat kicsit félrevezető lehet, ugyanis az egyes elemzők előrejelzéseinek hatékonyságát nem teszteltük, csak a felmérés átlagát. Emiatt a kimutatott kis mértékű „nem hatékonyság” nem jelenti automatikusan azt, hogy az előrejelzők nem végzik jól a munkájukat. Másfelől a „nem hatékony” előrejelzői stratégia mögött – mint arra a dolgozatban külön kitérünk – racionális magatartás is meghúzódhat.

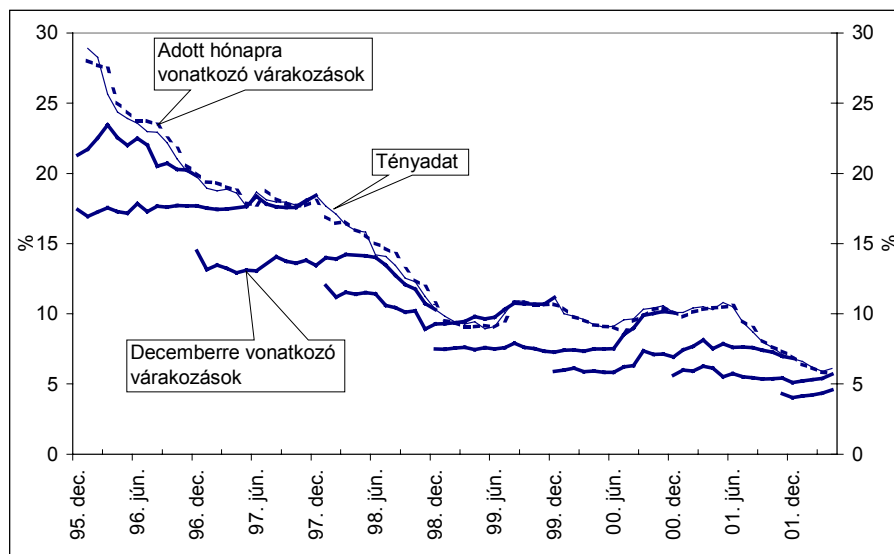
Eredményünk összhangban áll a nemzetközi tapasztalatokkal, mégis inkább csak elméleti jelentőséget tulajdonítunk neki, ugyanis *a kimutatott szisztematikus hiba minden horizontra vonatkozóan elenyésző volt a teljes előrejelzési hibához képest*. Ez másképp azt jelenti, hogy ha a piaci átlag előrejelzési pontosságát szeretnénk javítani, a szisztematikus hiba figyelembe vétele csak csekély mértékben csökkentené az előrejelzési hibát, vagyis nem lenne gyakorlati haszna. Eredményeink alapján tehát úgy ítéljük meg, hogy – tekintve egyfelől az adat könnyű elérhetőségét, másfelől kielégítő előrejelzési tulajdonságait – *rövid távú (1-2 évre történő) inflációs tervezéshez optimális választás az előrejelzői konszenzus figyelembe vétele*.

## 1. Bevezetés\*

Az inflációs célkövetés rendszerének meghirdetése óta jegybanki szemszögből kiemelt fontossággal bír az inflációs várakozások alakulása, amely egyfelől képet ad az inflációs cél hitelességéről és a jegybanki kommunikáció sikerességéről, másrészt fontos indikátora lehet a jövőbeli áralakulásnak. A várakozások értelmezéséhez szükség van azok pontosságának, és különböző idősoros tulajdonságainak feltérképezésére.

Elemzésünkben a Reuters felmérésében szereplő makroelemzők inflációra<sup>2</sup> vonatkozó előrejelzéseinek tulajdonságait vizsgáljuk. A Reuters 1995 decembere óta havi rendszerességgel végez felméréseket pénzügyi elemzők és kutatóintézetek körében. A kérdések a legfontosabb pénzügyi és makrováltozók jövőben várt értékeire vonatkoznak. A mintában kezdetben 5-10, az utóbbi években általában 10-20 válaszadó szerepelt. A minta zömét kereskedelmi bankok, brókercégek, biztosítók és kutatóintézetek makroelemzői alkotják. Az adatok havi rendszerességűek, az elemzés az 1995. december – 2002. májusi mintaidőszakot tekinti át. A felmérésben az elemzők az aktuális hónapra, valamint az aktuális és a következő év végére vonatkozóan adnak előrejelzést a 12 havi inflációra, valamint az aktuális és a következő évi átlagos inflációra.<sup>3</sup>

1. ábra: Tényinfláció és a Reuters inflációs konszenzusa különböző horizontokra



\* Köszönettel tartozunk Csajbók Attilának, Csermely Ágnesnek, Darvas Zsoltnak, Ferenczi Barnabásnak, Hamecz Istvánnak, Jakab M. Zoltánnak, Kőrösi Gábornak, Pető Sándornak és az MNB-ben megrendezett szakmai vita résztvevőinek hasznos észrevételeikért és segítségükért. A fennmaradó hibákért kizárólag a szerzőket terheli felelősség.

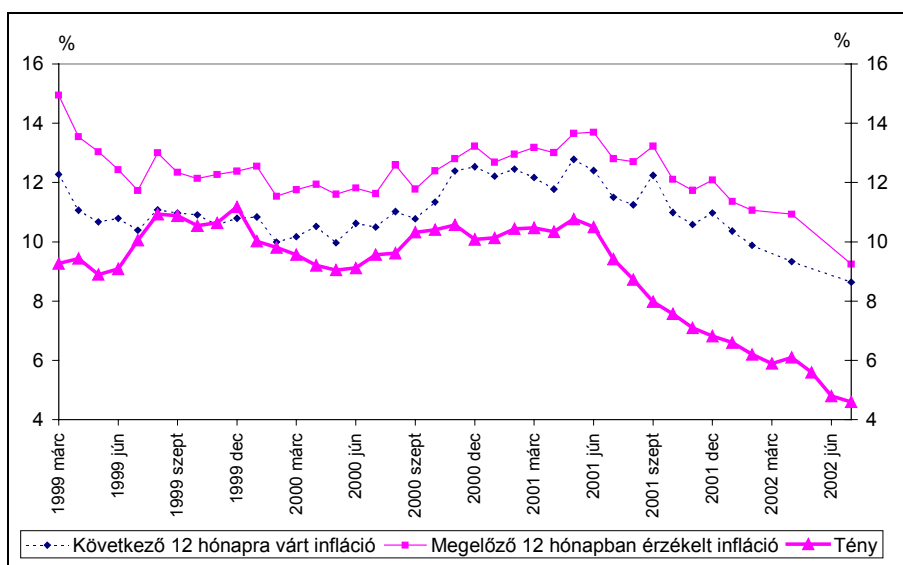
<sup>2</sup> Infláció alatt – a felméréssel összhangban – a KSH által havonta publikált, az előző év azonos havához viszonyított fogyasztói áremelkedési ütemet értjük.

<sup>3</sup> Továbbá sok más makrováltozóra, mint például a GDP és az ipari termelés növekedése, valamint az államháztartás és a folyó fizetési mérleg hiánya.

Fontos hangsúlyozni, hogy a hivatásos makroelemzők várakozásai nem feltétlenül tükrözik jól a piaci várakozásokat; a Reuters felmérésében szereplő előrejelzések viselkedéséből nem vonhatunk le egyértelmű következtetéseket az összes piaci szereplő gazdasági döntéseit befolyásoló várakozásokra vonatkozóan. Ennek több oka is van. A hivatásos makroelemzők jellemzően jóval informáltabbak az egyéb piaci szereplőknél, így előrejelzéseik rendszerint sokkal pontosabbak a háztartások, vagy a vállalatok inflációra vonatkozó várakozásainál. Másodsor, a lakossági felmérésekhez viszonyítva a rendkívül alacsony minta-elemszám miatt a mintavételből következő esetleges pontatlanságok sokkal nagyobb szerephez juthatnak. Végül meg kell említeni, hogy a makroelemzők sajátos motivációs rendszere – amint azt a 4. fejezet bevezetőjében részletesebben kifejtyük - nem feltétlenül csak az előrejelzési hiba minimalizálásának irányába hathat.

A nemzetközi empirikus elemzések azt mutatják, hogy a lakossági illetve a (nem pénzügyi tevékenységet folytató) vállalati inflációs várakozások általában szisztematikusan felfelé torzítanak, és csak lassan alkalmazkodnak az infláció tartós változásaihoz.<sup>4</sup> Magyarországon a TÁRKI a Magyar Nemzeti Bank megbízásából 1999 óta végez inflációs felmérést a vállalatvezetők és a háztartások körében. Bár a felmérések még csak rövid múltra tekintenek vissza, a várakozások felfelé torzítottsága (és más, nem racionálisnak tűnő jelenségek, mint például a ténynél szisztematikusan magasabb érzékelt infláció) már most szembetűnő (2. ábra).<sup>5</sup>

**2. ábra: Vállalatvezetők infláció-érzékelése és várakozása a TÁRKI felmérése alapján (súlyozatlan mintaátlagok)**



A Reuters poll magyarországi kitüntetett szerepét annak köszönheti, hogy a legrégebbi olyan felmérés, amelynek módszertana lényegében nem változott az évek során, továbbá vélhetően jól reprezentálja egy szakértői kör várakozásait. Tudomásunk szerint

<sup>4</sup> *Brischetto és de Brouwer (1999), Bakhshi és Yates (1998).*

<sup>5</sup> A várakozások torzítottsága mögött meghúzódó lehetséges racionalitást vizsgálja *Dahl és Hansen (1999).*

mindezidáig nem készült olyan átfogó elemzés, amely a felmérés megbízhatóságáról és más kvalitatív tulajdonságairól statisztikai módszerekre támaszkodva megalapozott eredményekkel tudott volna szolgálni.<sup>6</sup> Tanulmányunkban az első lépések megtételére vállalkozunk ezen a területen.

Az elemzés 3 részre tagolódik. A következő részben az előrejelzések pontosságát vizsgáljuk: fókuszban az a kérdés áll, hogy a felmérésben szereplő makroelemzők előrejelzési hibái hogyan viszonyulnak az átlag hibájához. A 3. részben azt vizsgáljuk, miként használhatóak fel a konszenzust alkotó előrejelzések sokaságának jellemzői az átlag változásainak értelmezésében. A 4. részben ökonometriai módszerekkel elemezzük a Reuters felmérés inflációs várakozásainak racionalitását, az előrejelzések hatékonyságát.

## **2. Egyedi előrejelzések versus makroelemzői konszenzus**

A következőkben azt vizsgáljuk, hogy az egyedi előrejelzések hibája hogyan viszonyul az előrejelzések kombinációjával, legegyszerűbben az összes prognózis kiátlagolásával nyert előrejelzés pontosságához.

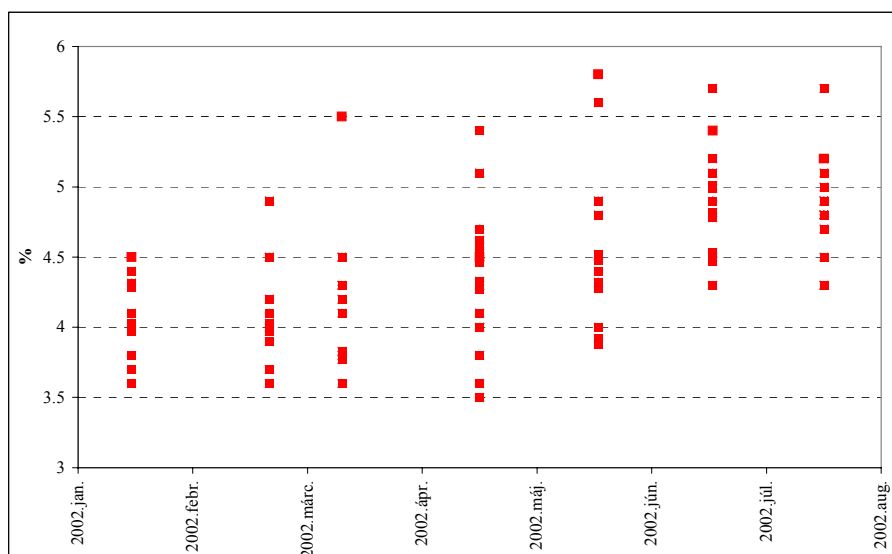
Az egyes makroelemzők előrejelzései esetenként több hónapon keresztül is szignifikánsan eltérnek egymástól. A 3. ábra szemlélteti, hogy - különösen a következő év végére várt inflációra adott előrejelzések - gyakran nagy mértékben szóródnak az átlag körül; a 2002. júliusi felmérés szerint - például - a 2003 decemberére várt inflációra adott prognózisok a 4,3%-5,7% közötti sávban helyezkednek el. Az előrejelzések nagyfokú szóródása azt mutatja, hogy az egyes elemzők egymástól eltérő inflációs modellben gondolkodnak - vagyis eltérő alapfeltevésekkel élnek a különböző gazdasági folyamatok inflációra gyakorolt hatását illetően -, vagy pedig eltérő várakozásaik vannak az inflációt befolyásoló tényezők (pl. nominális árfolyam, fiskális politika, monetáris politika stb.) jövőbeli alakulására vonatkozóan.

---

<sup>6</sup> Az egyetlen kivétel *Lieli* (1999), amely tanulmányban a szerző - többek között - idősor-modellek segítségével készített inflációs előrejelzéseket hasonlít össze piaci várakozásokkal.



3. ábra: 2003 decembéri inflációra adott előrejelzések



Logikusan merül fel a kérdés, hogy vannak-e a különböző elemzők között olyan egyoldalú információk, vagy képességbeli különbségek, amelyek következtében az egyes makroelemzők előrejelzésének pontossága tartósan eltér egymástól, és e különbségek felhasználásával javítható-e az előrejelzések pontossága. Mivel elemzésünk empirikus, továbbá csak a gyakorlati felhasználás szempontjából ésszerű és könnyen átlátható lehetőségeket vizsgáljuk, ezért arra szűkítjük le a kérdést, hogy vajon vannak-e olyan egyedi előrejelzők, akik kimutathatóan jobb inflációs előrejelzéseket adnak az elemzői átlagnál. Másképpen megfogalmazva, azt vizsgáljuk, hogy pontosabb előrejelzéshez juthatunk-e akkor, ha az előrejelzések átlaga helyett egy makroelemző, vagy makroelemzők kisebb csoportjának prognózisait tekintjük.

Az összehasonlítás során a mintaátlagot, valamint az MNB gyakorlatában jellemző, a minimális és maximális érték elhagyásával képzett ún. „trimmelt” átlagot tekintjük referenciaértéknek. A szélsőértékek elhagyása mellett az szól, hogy így kiszűrjük azon extrém előrejelzéseket, melyek a változó mintaösszetétel miatt külön zajt visznek az átlag időbeli alakulásába. A trimmelésnek különösen kis minták esetén van jelentősége, hiszen ilyenkor egy-egy kirívó eset is jelentősen eltérítheti az átlagot.

Az előrejelzések jóságának legegyszerűbb mérőszáma az előrejelzési hibák valamilyen középértéke. Az egyhavi előrejelzések esetén a trimmelt átlag átlagos hibája a teljes mintaidőszakra vonatkozóan 0,36%-pont, de az időben – az infláció szintjének mérséklődésével – ez az érték csökkenő tendenciát mutat: az 1999-ben kezdődő mintaidőszakra az átlagos hiba átlagos értéke csak 0,2%-pont. Az év végi előrejelzések is pontosabbá váltak az utóbbi években.

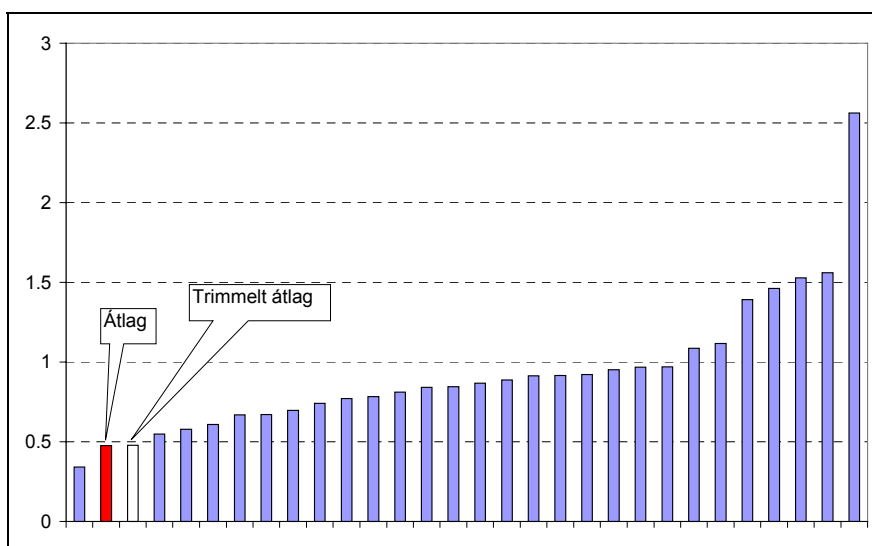
Az egyedi előrejelzések összehasonlításakor problémát jelent, hogy az egyes előrejelzők nem szerepeltek minden havi felmérésben, és így az átlagos hibák pusztán az összevetése azoknak kedvezne, akik döntően olyankor adták be prognózisukat, amikor az infláció kiszámíthatóbban alakult. Ilyen jellegű torzítást kiküszöbölendő, az egyedi előrejelzési hibák négyzetét az adott havi felmérés összes egyedi hibájához, egész pontosan azok

négyzetének átlagához viszonyítottuk. Az  $i$ -edik előrejelző  $t-k$  időpontban elkövetett előrejelzési hibája a  $t$  periódusbeli inflációra vonatkozóan:

$$\text{relatív hiba}_{t-k}^i = \frac{(\pi_{t|t-k}^i - \pi_t)^2}{\sum_j (\pi_{t|t-k}^j - \pi_t)^2 / N_{t-k}} \quad (3)$$

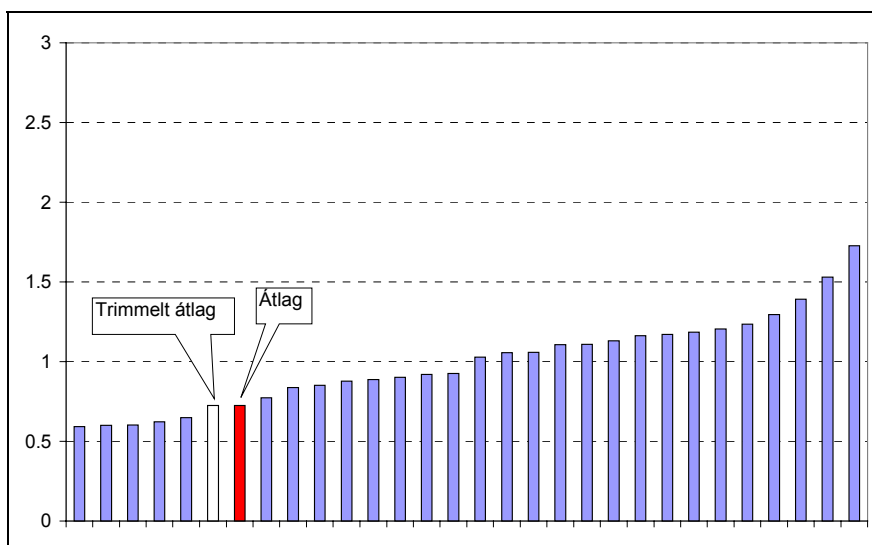
ahol  $\pi_t$  a tényinfláció,  $\pi_{t|t-k}^j$  a  $j$ -edik elemző előrejelzése  $k$  periódussal a realizáció előtt,  $N_{t-k}$  az abban a hónapban beadott előrejelzések száma. Végül ezeket a relatív havi hibaarányokat átlagoltuk a teljes mintaidőszakra vonatkozóan.<sup>7</sup> Csak azokat az előrejelzőket értékeltük, akik az adott előrejelzési horizontra legalább 10-szer adtak be adatot.

4. ábra: Az egyes makroelemzők rangsorolása a havi előrejelzési hibák alapján

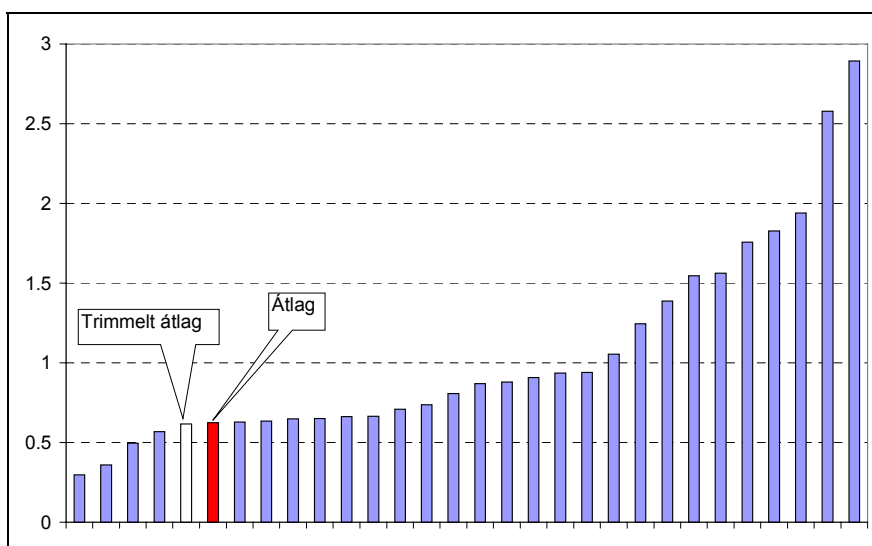


<sup>7</sup> Ez a havi előrejelzések esetén 1995.12-2002.05. időszak, míg az aktuális év végi előrejelzések esetén az 1997-2001 decemberére, a következő év végére vonatkozóan pedig az 1998-2001 decemberére vonatkozó előrejelzéseket jelenti.

5. ábra: Az egyes makroelemzők rangsorolása a tárgyév végi előrejelzési hibák alapján



6. ábra: Az egyes makroelemzők rangsorolása a következő év végi előrejelzési hibák alapján



Az aktuális hónapra vonatkozó előrejelzések esetében csak egy elemző tekinthető pontosabbnak, mint az átlag, azonban ez az elemző csak 16 alkalommal szerepel a mintában. Az aktuális és a következő év végére vonatkozó előrejelzéseket illetően a helyzet nem ennyire egyértelmű: több makroelemző is jobb teljesítményt nyújtott az átlagnál (4-6. ábrák). Az adott évre, és a következő év végére vonatkozóan a konszenzusnál pontosabb előrejelzést adó makroelemzők köre azonban nem egyezik meg egymással, nincs tehát olyan elemző, aki mindkét horizonton is az átlagnál pontosabbnak lenne tekinthető.

Általában elmondhatjuk, hogy a különböző horizontokra vonatkozó előrejelzések pontossági „rangsorai” közötti összefüggés nem mindig szoros. Az aktuális és a következő év végére vonatkozó előrejelzések sorrendjei közötti Pearson-korreláció –

például - negatív volt, ami azt jelenti, hogy aki az egyik horizonton a többiekénél jobban jelez előre, nagy valószínűséggel a gyengébben teljesítők közé tartozik a másik horizonton. Egyedül a tárgyhavi és tárgyévi rangsorok között volt kimutatható pozitív kapcsolat, vagyis aki egy hónapra előre pontosan jelez előre, nagy valószínűséggel az év végi inflációt is relatíve jól prognosztizálja.

*Mindhárom horizontot figyelembe véve tehát a mintaátlag tekinthető a legpontosabb előrejelzésnek.* Ez az eredmény összhangban van a nemzetközi tapasztalatokkal: a különböző forrásból származó és különböző technikákat alkalmazó előrejelzések kombinálása számottevően pontosabb előrejelzést eredményezhet. A professzionális előrejelzők felmérésének vizsgálatai szerint az egyedi prognózisok kiátlagolásával vagy egyéb kombinációjával jóval pontosabb előrejelzést kapunk.<sup>8</sup> Az egyedi előrejelzések elhanyagolható része eredményez az átlagnál hosszú távon kisebb előrejelzési hibát.

Érdemes megfigyelni, hogy a tárgyév végére vonatkozóan egyik előrejelző sem teljesített sokkal gyengébben az átlagnál. A másik két horizonton ugyanez nem mondható el: mindkét esetben vannak olyan előrejelzők, akik az átlag hibájának 3-5-szörösét vétették, azonban nincs átfedés közöttünk, vagyis az egy hónapra nagyon rosszul előrejelzők a következő év végére vonatkozóan már nem követnek el akkora hibákat, és viszont.

Bár a jegybank a korábban említett a priori megfontolások alapján alkalmazza a trimmelt átlagot az egyszerű számtani átlag helyett, megvizsgáltuk, hogy a szélsőértékek kiszűrésével csökken-e az előrejelzési hibák nagysága. Az általunk képzett hibamutató alapján az egyszerű és a trimmelt átlag előrejelzési hibája mindhárom horizonton hasonló, vagyis a szélsőértékek kiszűrésének elsősorban a havi változásokban tapasztalható zaj kiszűrése, és nem pontosabb előrejelzés előállítására szolgálhat.

### **3. Néhány szempont az előrejelzői konszenzus változásának értelmezéséhez**

#### **3.1. Az előrejelzések szórása és a változások értelmezése**

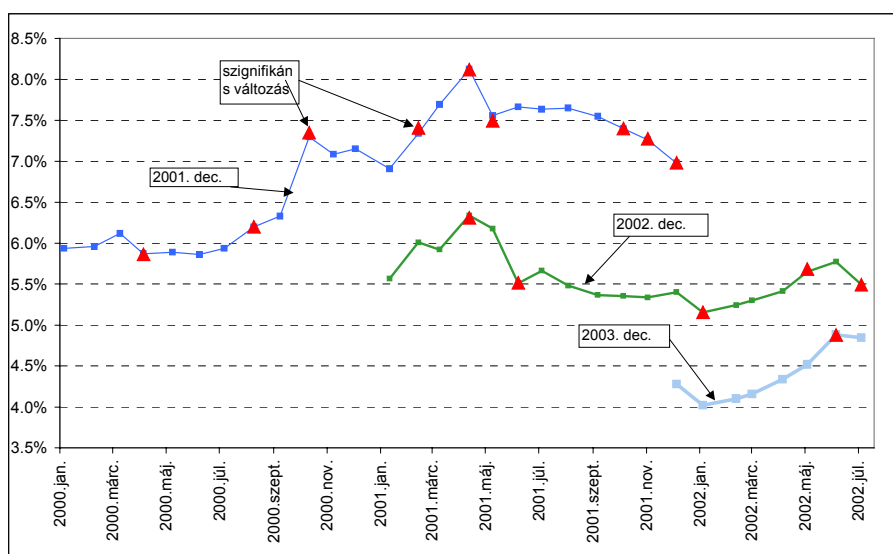
A monetáris politika számára sok esetben nem a várakozások szintje, hanem azok - elsősorban év végekre vonatkozó prognózisok - változása hordoz lényeges információt, vagyis, hogy javultak vagy romlottak-e az adott időpontra vonatkozó inflációs várakozások, és mi a változás mértéke. Az előző részben bemutattuk, hogy - mint ahogy elméletileg is várható - a makroelemzői konszenzus pontosabb előrejelzés, mint az egyes gazdaságkutató intézetek illetve piaci makroelemzők egyedi prognózisai, ezért a piaci inflációs várakozások alakulásának elemzéséhez a kiindulópontnak tekinthetjük a Reuters poll-ban szereplő előrejelzések (trimmelt) átlagát.

---

<sup>8</sup> Lásd pl. Clemen (1989), Zarnowitz és Braun (1993)

A makroelemzői konszenzus időbeli alakulásának értékelésekor azonban nem hagyhatóak figyelmen kívül a konszenzust alkotó előrejelzések sokaságának jellemzői, így az elemzők száma, a minta összetétele és az előrejelzések szóródása. Amennyiben az előrejelzések szórása magas, az átlag „kisebb mértékű” változása nem tekinthető szignifikánsnak így érdemben nem beszélhetünk a várakozások javulásáról, illetve romlásáról. Vagyis minél jobban eltérnek egymástól a csoportot alkotó előrejelzések, annál kisebb az információtartalma a csoportátlag változásának. Mivel az egyedi előrejelzések szórása - a prognózisok heterogenitása - bizonyos fokig a várható inflációra vonatkozó bizonytalanságot tükrözi, ezért úgy is fogalmazhatunk, hogy nagyobb bizonytalanság esetén kisebb a jelentősége az azonos mértékű változásoknak.

7. ábra: A Reuters poll átlag havi változásának szignifikanciája (Student- féle t-teszt, 10%-os szignifikanciaszint, a szignifikáns havi változás kiemelve)



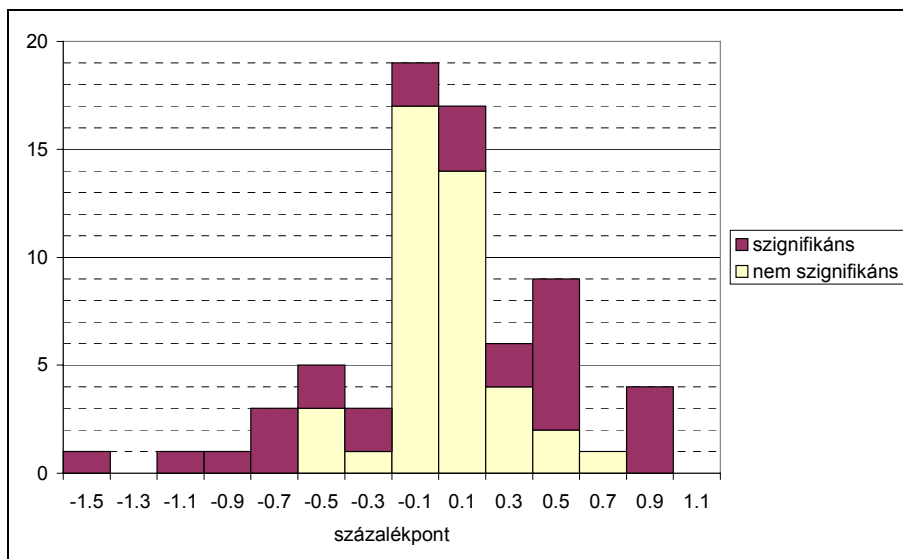
A 7. ábrán a 2001-2002-re vonatkozó előrejelzések változásainak információtartalmát szemléltettük. A kiemelt értékek arra utalnak, hogy a Student-féle t-teszt 10%-on szignifikáns változást jelez, vagyis elvethető a  $\bar{\pi}_t^e = \bar{\pi}_{t+1}^e$  nullhipotézist. Jól kivehetően az esetek többségében nem indokolt a változából a várakozások tényleges elmozdulására következtetni, többnyire csak a nagyobb ugrásokra mondhatjuk kellő biztonsággal, hogy nem mintavételi hibából származnak. Ez különösen igaz a következő év végére vonatkozó előrejelzésekre (9. ábra): esetükben a 20 bázispontnál kisebb változások egyikénél sem volt elvethető a változatlan átlag nullhipotézise, még 10%-os szignifikancia-szint mellett sem.<sup>9</sup> A nagyobb változások között is csak elenyésző volt

<sup>9</sup> Nem meglepő módon tehát azt az eredményt kaptuk, hogy a következő év végére vonatkozó várakozások esetén az ugyanolyan mértékű változások között lényegesen kevesebb volt a szignifikáns, mint az adott év végére vonatkozó előrejelzések esetén. Ennek az az oka, hogy az adott időpontra vonatkozó előrejelzések szórása - *ceteris paribus* - az előrejelzési horizont rövidülésével csökken, tükrözve, hogy az előrejelzési pont közeledésével egyre kisebb a bizonytalanság. Így az előrejelzési ponttól távoli időpontokban egyre valószínűbb, hogy a teszt egy adott nagyságú változás esetén a nullhipotézist elfogadja. Másképpen fogalmazva: nagyobb bizonytalanság esetén kisebb a jelentősége az azonos mértékű változásoknak.

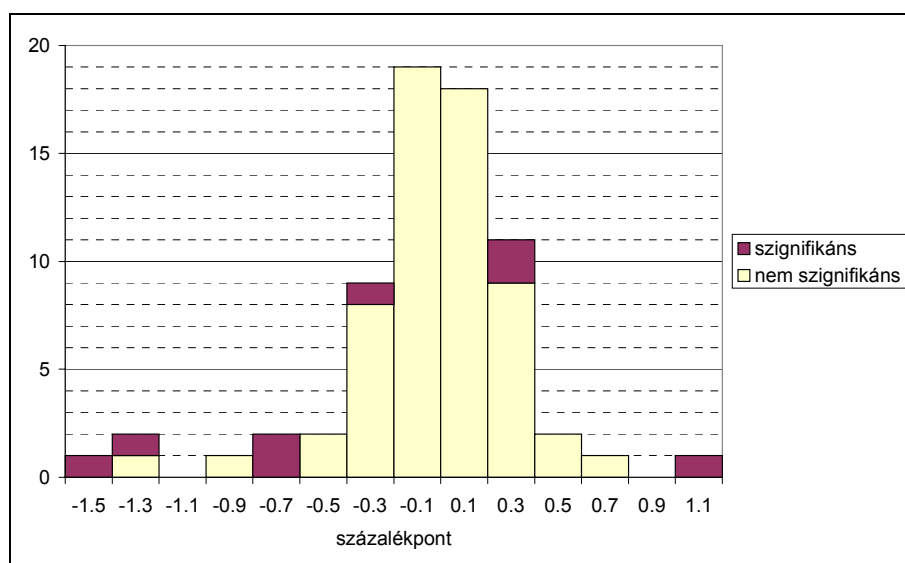
azok aránya, melyek nagy valószínűséggel a várakozások tényleges eltolódását tükrözték.

Mindazonáltal gyakori jelenség, hogy sok egyirányú, egyenként nem szignifikáns változás valójában ténylegesen elmozduló várakozásokat tükröz: a 2003-ra vonatkozó előrejelzések módosulását - például - a t-próba csak júniusban találta szignifikánsnak, a január és május közötti növekedés azonban szignifikánsnak tekinthető. A teljes vizsgált időszakra a havi változások (tárgyévi és következő évi együtt) mindössze egynegyede jelentette a várakozások szignifikáns elmozdulását. A kéthavi egyirányú változásoknál ez az arány egyharmad, míg a háromhaviaknál négyötöd volt. Három egymás utáni növekmény vagy csökkenés rendszerint már akkora kumulált változással jár, hogy az a keresztmetszeti szóródáshoz viszonyítva is kellően nagy eltérést jelent.

**8. ábra: Az aktuális év végére vonatkozó várakozások havi változásának eloszlása (kiemelve a 10%-os szint mellett szignifikáns revíziók)**



9. ábra: A következő év végére vonatkozó várakozások havi változásának eloszlása (kiemelve a 10%-os szint mellett szignifikáns revíziók)



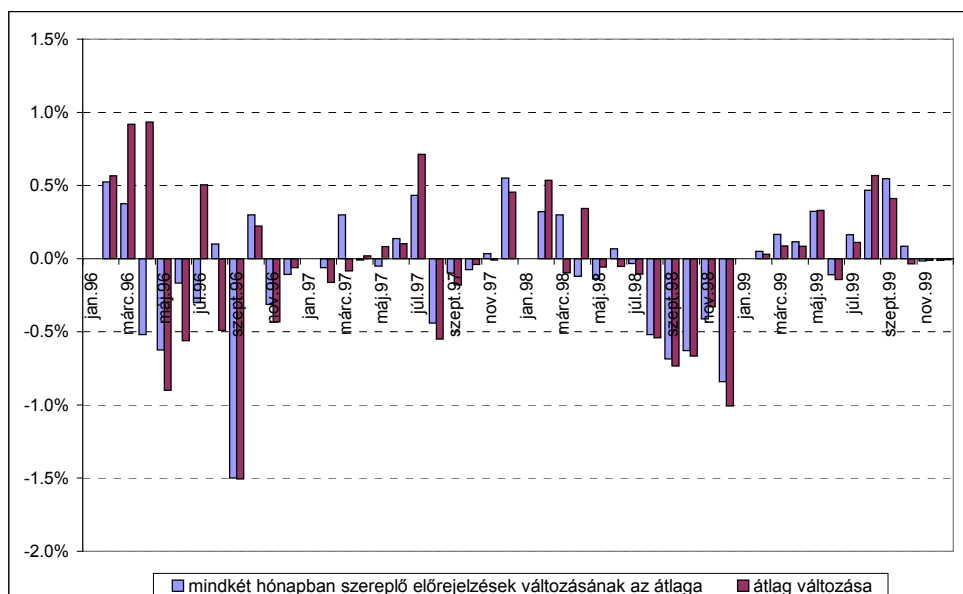
Az előrejelzések szórása és az átlag változása közti összefüggések vizsgálata alapján levonható a tanulság, miszerint utóbbit csak az előbbi figyelembevételével tudjuk érdemben értékelni, továbbá, hogy *a kisebb, 10-20 bázispontos havi változások esetében rendszerint nem különíthető el a várakozások tényleges módosulása a mintaváltozás hatásaitól. Az esetek többségében csak három egymás utáni, egyirányú változást interpretálhatunk kellő biztonsággal úgy, hogy a piaci várakozások módosultak.*

### 3.2. Az elemzők körének változékonysága

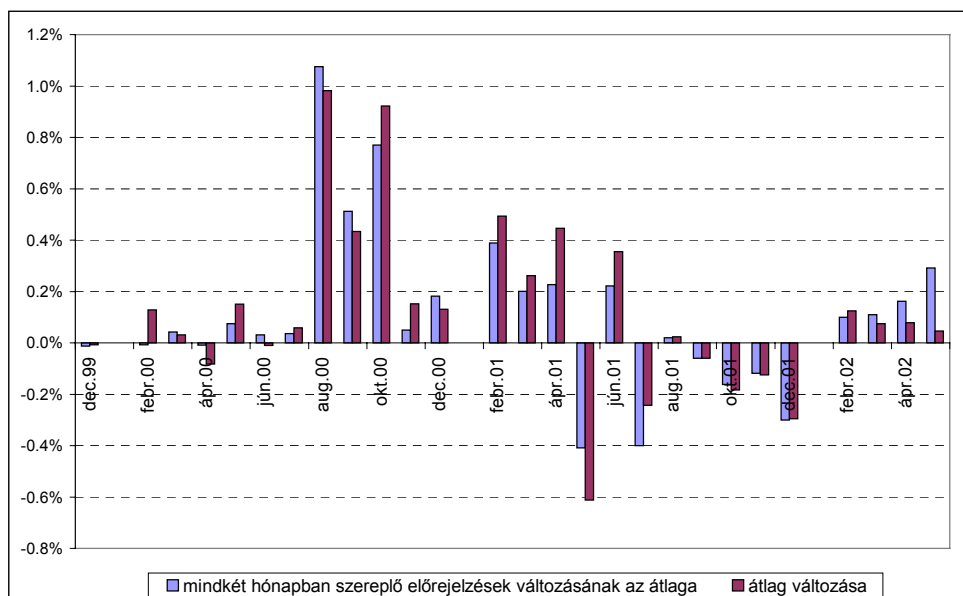
Az átlag változásának értékelésénél problémát jelenthet, hogy a felmérésben szereplő elemzők köre hónapról-hónapra változik, ezért a poll átlaga elméletileg úgy is megváltozhat, hogy a makroelemzők egyike sem módosította előrejelzését. Ez kis minta és nagy populációs szórás esetén jelentős lehet. Megvizsgálandó, hogy a változó elemzői kör alapján számolt átlag változása milyen mértékben okozhat téves értékelést, összehasonlítottuk az átlag havi változását a *mindkét hónapban szereplő makroelemzők* prognózisainak változásának átlagával.

Az 10., 11. ábrák alapján látható, hogy a két idősor elsősorban 1996-1997-egy-egy hónapjaiban tért el egymástól jelentősen: többször előfordult, hogy az átlag változása jelentős ellenkező irányú változást mutatott, mint a változások átlaga. A 2000-2002-es időszakban az eltérés nem jelentős. E javulás feltehetően összefüggésben van azzal, hogy a 2000-t követően csökkent az előrejelzések szórása és nőtt az elemzők száma. Összességében azt mondhatjuk, hogy nem követünk el nagy hibát akkor, ha az átlag változását azonosítjuk a várakozások változásával.

10. ábra: Az átlag változása és mindkét hónapban szereplő előrejelzők prognózisai változásának átlaga (adott év végére vonatkozó előrejelzések) 1996-1999



11. ábra: Az átlag változása és mindkét hónapban szereplő előrejelzők prognózisai változásának átlaga (adott év végére vonatkozó előrejelzések) 2000-2002



#### 4. Az előrejelzések hatékonysága

A makroökonómiai modellek egyik alapvető feltételezése, hogy a piaci szereplők várakozásai racionálisak, vagyis az összes rendelkezésre álló információ felhasználásával kialakított várható értékkel egyeznek meg. A racionalitás egyik következménye a várakozások torzítatlansága, azaz a várakozások hibájának zérus átlaga. A hatékonyság a torzítatlanságnál szigorúbb követelmény, és lényegében



szinonimája a racionalitásnak, azonban inkább előrejelzésekkel kapcsolatosan használatos. Egy hatékony előrejelzési technika nem eredményez szisztematikus hibákat. A szigorú értelemben vett hatékonyság azt jelenti, hogy az előrejelzés minden rendelkezésre álló információt tartalmaz, a „gyenge” hatékonyság fogalma csak minden múltbéli előrejelzés felhasználását követeli meg. Mindkét meghatározásból következik, hogy az adott időszaki előrejelzési hibának függetlennek kell lennie a múltbéli előrejelzési hibáktól. Összegezve: racionális várakozások esetén az *előrejelzési hiba nem előre jelezhető*, az előrejelzés csak egy véletlen hibatagban különbözik a tényinflációtól.<sup>10</sup>

A makroelemzői előrejelzések hatékonyságát tesztelő nemzetközi empirikus vizsgálatok nem elhanyagolható része elveti az előrejelzés hatékonyságára vonatkozó nullhipotézist.<sup>11</sup> Számos oka lehet annak, hogy a makroelemzői konszenzus nem bizonyul hatékonynak. Egy magyarázat szerint<sup>12</sup> - például - a makroelemzőket indokolatlan mértékben befolyásolja magának a konszenzusnak az alakulása. E jelenségnek lehetnek pszichológiai okai is, azonban az is elképzelhető, hogy a makroelemzők javadalmazása a konszenzushoz viszonyított teljesítmény alapján történik. Egy másik elmélet szerint az előrejelzők konzervatívak abban az értelemben, hogy az új információkat csak részben építik be előrejelzéseikbe. Szintén pszichológiai magyarázatot nyújt *Gallo et al* (1999) elemzése, mely szerint egy bizonytalan környezetben a makroelemzők véleménye rendkívül érzékeny a többi elemző véleményére. Amennyiben a fenti megfontolások helyesek, a konszenzus változása hatással van a makroelemzőkre, s így végső soron a következő konszenzusra is.

Az elméletek egy másik csoportja a makroelemzői felmérések működési és ösztönzési rendszerében látja a magyarázatot. *Laster* (1999) szerint például az előrejelzők minél szélesebb publicitásra törekcsenek, ami azonban nem csak pontos, hanem extrém előrejelzésekkel is elérhető. Az is elképzelhető, hogy – mivel az előrejelzés készítése költséges – a makroelemzők nem frissítik havonta prognózisaikat, hanem például negyedéves előrejelzési ciklusban dolgoznak.

Az említett érvelések a racionalitás és a hatékonyság fogalmai közti különbségre világítanak rá, nevezetesen arra, hogy *a nem hatékony előrejelzést eredményező viselkedés nem feltétlenül irracionális*. A piaci elemzők várakozásainak formálásáról a tanulmány további részeiben feltesszük, hogy azok előrejelzésként jelennek meg a nyilvánosság előtt, és hogy az előrejelző számára az előrejelzés pontosságának maximalizálása a kizárólagos cél. Az empirikus tesztek irányából megközelítve számunkra a racionalitás így az előrejelzés torzítatlanságát, vagy általánosabban, hatékonyságát fogja jelenti - a továbbiakban racionalitást és az előrejelzői hatékonyságot ekvivalens fogalmakként kezeljük.

Az előrejelzések hatékonyságát csak a havi (trimmelt) átlagokra vizsgáltuk, ugyanis az egyes előrejelzők idősoraiban sok volt a hiányzó megfigyelés. A tesztek eredményének

---

<sup>10</sup> A hibatagnak egészen pontosan fehér zaj folyamatnak kell lennie, ld. később.

<sup>11</sup> Például *Kulhavy és Smith* (2002), *Dominitz és Grether* (1999), *Cheung és Chinn* (1999)

<sup>12</sup> *Batchelor és Dua* (1992)

értelmezésekor emiatt, továbbá az előző bekezdésben említettek miatt, óvakodni kell attól, hogy az esetlegesen kimutatott szisztematikus hibákat az egyes makroelemzők alkalmatlanságaként értékeljük. A helyes interpretáció minden esetben

Az előrejelzések racionalitását eltérő módszerekkel illetve fogalmakkal vizsgálhatjuk az előrejelzési horizont függvényében. Az előrejelzések pontosságát, az esetleges torzítást csak az aktuális hónapra vonatkozó előrejelzéseknél tudjuk érdemben tesztelni, hiszen az adott, illetve a következő év végére vonatkozóan nincs elég számú megfigyelés. Az adott hónapra vonatkozó előrejelzések vizsgálatában az előrejelzések és a tényinfláció összevetése áll a középpontban - tulajdonképpen azt vizsgáljuk, hogy az előrejelzés és a tény infláció ténylegesen csak egy véletlen hibatagban tér-e el egymástól.

A decemberre vonatkozó előrejelzések tényadattal történő összevetése olyan modellezési problémákat vet fel, ami a viszonylag kevés megfigyelésszám miatt eleve kudarcra ítélt kísérlet lenne. Ugyanakkor a várakozások hatékonyságára vonatkozó következtetéseket vonhatunk le abból, hogy a fix időpontokra vonatkozó előrejelzések havi módosítása (revíziók) milyen mintázatot mutat. Ha a várakozások – jelen esetben az előrejelzői konszenzus – racionálisak, akkor a revízióknak, vagyis az adott időpontra vonatkozó előrejelzés változásának függetlennek kell lennie a korábban rendelkezésre álló információktól. Ebből következően az adott időpontra vonatkozó revízióknak autokorrelálatlanoknak kell lenniük.

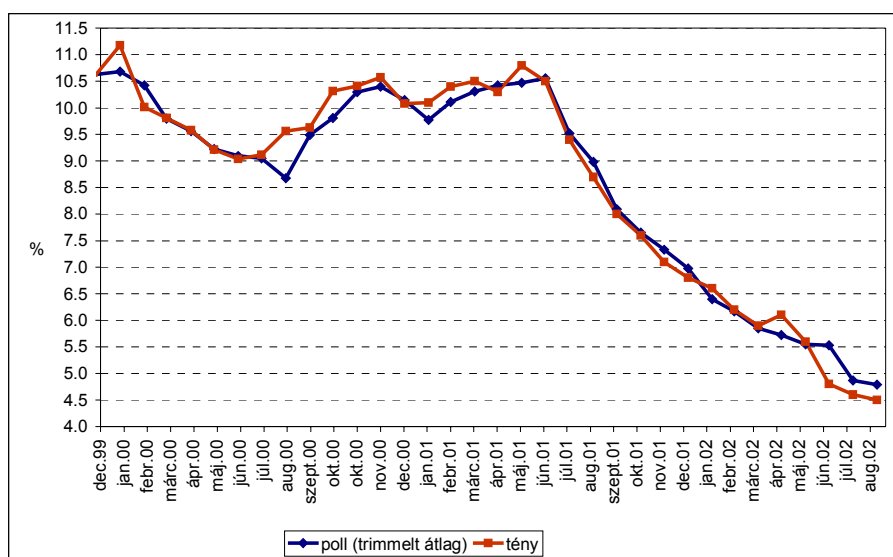
#### **4.1. Az aktuális hónapra vonatkozó előrejelzések**

A következőkben az előrejelzések racionalitását a felmérésben szereplő, az adott hónapra vonatkozó inflációs előrejelzések trimmelt átlaga, valamint a tényadat összehasonlítása alapján végezzük.<sup>13</sup>

---

<sup>13</sup> Az eredményeket a trimmelt átlagra vonatkozóan prezentáljuk, de a becsléseket az egyszerű számtani átlaggal is elvégeztük, és az eredmények nem különböztek lényegesen egymástól.

12. ábra: A Reuters felmérés trimmelt átlaga az adott hónapra vonatkozó inflációról és a tényleges inflációs adatok



Az előrejelzések torzítatlanságát és hatékonyságát legáltalánosabban a következő regresszióban:

$$\pi_{t|t-1}^e = \alpha + \beta\pi_t + u_t \quad (1)$$

az  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  hipotézisvizsgálattal szokás tesztelni, ahol  $\pi_{t|t-1}^e$  a  $t$  időszakra vonatkozó, a  $t-1$  időszakban készített előrejelzés,  $\pi_t$  pedig a  $t$  időszaki fogyasztói árindex.<sup>14</sup> Ha a hipotézis nem vehető el, az előrejelzés csak egy véletlen, független eloszlású,<sup>15</sup> zérus várható értékű hibatagban tér el a tényinflációtól, tehát az előrejelzési hiba nem tartalmaz szisztematikus, előre megjósolható tévedést.<sup>16</sup>

<sup>14</sup> A racionalitást - vagyis a hibák előre jelezhetőségét tesztelő egy másik elterjedt módszer a következő. Megnézzük, mi történik, ha a tényinflációt becsüljük magával az előrejelzéssel, valamint olyan változók halmazával, melyek az előrejelzők rendelkezésére álltak a prognózis készítésekor. Amennyiben bármely, a prognózis készítésekor rendelkezésre álló makrogazdasági változó bevonása javítja az előrejelzést, a racionalitás hipotézisét elvethetjük. Ez a módszer azonban nyilvánvalóan rendkívül érzékeny a kiválasztott változók körére, ezért elemzésünkben olyan módszereket választottunk, melyek az előrejelzés és a realizált infláció közötti kapcsolatot közvetlenül vizsgálják.

<sup>15</sup> Megjegyezzük, hogy a felmérés idején (minden hó 15-25-e között), az előző hónapra vonatkozó tényinfláció rendelkezésre áll, így nem áll fenn az előrejelzési horizontok átfedésének problémája.

<sup>16</sup> Megjegyezzük, hogy a fenti hipotézist időnként pusztán a torzítatlanság tesztjének tekintik, ugyanakkor - mint arra pl. Holden és Peel (1990) rámutatott - hogy az  $(\alpha, \beta) = (0, 1)$  nullhipotézis elvetése esetén is lehet torzítatlan az előrejelzés. Az  $\alpha=0$ ,  $\beta=1$  hipotézisben már a hatékonyság követelménye is

Azonban ha a tényinfláció és a várakozás nem stacionárius idősorok, a fenti tesztelési módszer nem alkalmazható. Első fokon integrált folyamatok esetén az előrejelzések és a tényadatok közötti kapcsolatot kointegráció-becsléssel vizsgálhatjuk.

Hogyha mindkét idősor egységgyököt tartalmaz, racionális várakozások esetén a két idősornak hosszú távon együtt kell mozognia. A hosszú távú, „egyensúlyi” kapcsolattól való eltérés csak átmeneti lehet: egy inflációs sokk hatására a várakozások és a tényleges infláció rövidtávon eltávolodnak egymástól, de az elemzők az „egyensúly” helyreállítására törekszenek. Vagyis a két idősornak kointegrálnak kell lennie. Az előrejelzések racionalitása esetén emellett a hosszú távú kapcsolatot leíró paraméterekre bizonyos feltételeknek teljesülniük kell: a kointegráló vektorban a hosszú távú kapcsolat együtthatója egységnyi kell hogy legyen, valamint nem tartalmazhat konstans. Másképpen fogalmazva: amennyiben a várakozások racionálisak, az előrejelzési hibák idősorának stacionáriusnak kell lennie, és az egységnyi változás a tényinflációban egységnyi változást kell hogy okozzon a várakozásokban.

*Az együttmozgás vizsgálata a Pesaran, Shin és Smith módszerének segítségével*

A különböző egységgyök-tesztek<sup>17</sup> szerint mind a 12 havi tényinfláció, mind a várakozások idősora első fokon integrált. A különböző tesztek eredményei tehát egybehangozóak, azonban ha az idősorok strukturális törést tartalmaznak, az egységgyök-tesztek félrevezető képet adhatnak a két idősor integráltsági fokáról. *Az elmúlt évek inflációs folyamatait áttekintve a fogyasztói árindex idősorában sejtethetően van strukturális törés, hiszen a defláció nem volt folyamatos.* A strukturális törés létét az empirikus vizsgálatok is alátámasztják: a KPSS teszt<sup>18</sup> - például – mindkét idősor esetében az 1995 decemberétől-1998 decemberéig tartó időszakot (az infláció meredek, szinte egyenes csökkenése) trend-stacionáriusnak, az 1998.12.-2001.05-ig tartó periódust (az infláció stagnálása) stacionáriusnak mutatja.

Megjegyezzük, hogy a nemzetközi empirikus vizsgálatokban a 12 havi infláción illetve az előrejelzéseken elvégzett egységgyök-tesztek a különböző országokban és különböző mintaidőszakokra szintén vegyes képet mutatnak.<sup>19</sup>

A fenti megfontolások miatt a két változó közötti kointegráció becslésére a *Pesaran, Shin* és *Smith* nevével fémjelzett, a változók közötti hosszú távú kapcsolatot vizsgáló módszert alkalmazzuk, melynek eredményei robusztusak a változók integráltsági fokára

---

megjelenik. Az állítás könnyen megérthető, ha egy olyan esetre gondolunk, amikor a konstans torzítatlan becslése az adott idősornak (pl. egy autoregresszív stacioner folyamat).

<sup>17</sup> Az egységgyök-tesztek eredményeit a Függelék 6. táblázata tartalmazza.

<sup>18</sup> *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt és Shin* (1992) stacionaritás-tesztje. Megjegyezzük, hogy a KPSS tesztnek rosszak a kis mintás tulajdonságai, ezért a fenti eredményekből erős következtetéseket levonni nem lehet.

<sup>19</sup> A *Cheung és Chinn* (1999) által elvégzett ADF teszt például elutasította az egységgyök nullhipotézisét az USA inflációjára az 1968-1998-as mintaidőszakon. *Bakshi és Yates* (1998) az angol inflációt illetően arra a következtetésre jutott, hogy a különböző egységgyök-tesztek és a különböző mintaperiódusok vizsgálata ellentétes eredményekre vezetnek.

nézve.<sup>20</sup> A módszer másik, számunkra fontos előnye a változók közötti hosszútávú kapcsolatot mérő egy-egyenletes módszerekkel szemben, hogy eredményei abban az esetben is érvényesek, ha az infláció nem exogén a várakozásokra nézve. E feltétel azért fontos, mert - legalábbis hosszabb távon - az inflációs várakozások vélhetően hatással vannak az infláció alakulására.<sup>21</sup>

A következőkben először a *Pesaran, Shin és Smith (1996)* (a továbbiakban PSS) által kidolgozott technika segítségével teszteljük a hosszú távú kapcsolat *létét*, majd *Pesaran és Shin (1997)* módszere szerint, egy elosztott késleltetésű modell (ARDL modell) segítségével becsüljük meg *a hosszú távú kapcsolat paramétereit*. Első lépésben egy korlátozás nélküli hibakorrekciós modellt kell becsülnünk (Függelék 7. Táblázat):

$$\Delta\pi_t^e = \alpha + \beta\pi_{t-1}^e + \gamma\pi_{t-1} + \delta(L)\Delta\pi_{t-1}^e + \varphi(L)\Delta\pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

A korlátozás nélküli dinamikus modell késleltetési struktúráját a Schwarz információs kritérium minimalizálása alapján 3-ban határoztuk meg. A következő lépésben képeztük a modellben szereplő késleltetett szint változók paramétereire vonatkozó F-statisztikát, majd ezt összehasonlítottuk a PSS által tabulált kritikus értékhatárokkal.<sup>22</sup> Az F statisztika értéke 7,08, ami meghaladja az 5%-os szignifikanciaszinthez tartozó felső kritikus értéket (5,76). *Vagyis a PSS teszt alapján a két változó között hosszú távú kapcsolat van.*

A hosszú távú kapcsolat paramétereinek becsléséhez első lépésben egy ARDL(p,q) modellt becsültünk, ahol a késleltetések számát a Schwarz információs kritérium segítségével történt p=4, q=2-ben határoztuk meg<sup>23</sup>: (Függelék 8. Táblázat)

$$\pi_t^e = \alpha + \sum_{i=1}^p \phi_i \pi_{t-i}^e + \sum_{j=1}^q \beta_j \pi_{t-j} + u_t \quad (3)$$

<sup>20</sup> A két változó közötti kointegrációt első fokon integráltságot feltételezve a Johansen-tesztel is megvizsgáltuk. A Johansen-teszt eredményei megegyeznek a PSS-módszer szerinti eredményekkel.

<sup>21</sup> A PPS teszt pozitív kismintás tulajdonságait hangsúlyozza a *Pesaran, Shin és Smith (1998)*. Az inflációs várakozások és a tényleges infláció közötti összefüggés vizsgálatára a PPS tesztet alkalmazza pl. *Bakshi, és Yates (1998)* is.

<sup>22</sup> Ha a képzett F-statisztika a választott szignifikancia szinthez tartozó alsó kritikus érték alatt van, akkor a „nincs hosszú távú kapcsolat a változók között” nullhipotézis nem vethető el, *függetlenül attól, hogy változók I(0), vagy I(1) folyamatot irnak-e le*. Ha viszont a képzett F-statisztika a releváns felső kritikus értéknél magasabb, akkor a „nincs hosszú távú kapcsolat a változók között” nullhipotézis elvethető, ismét csak *függetlenül a változók integráltsági fokától*. Amennyiben a képzett F-satisztika a két kritikus érték közé esik, akkor a változók közötti hosszú távú kapcsolatáról a változók integráltsági foka ismerete nélkül nem tudunk semmi konkluzívat mondani.

<sup>23</sup> Az egyenletben először lineáris trendet is szerepeltettünk, ami nem bizonyult szignifikánsnak.

A hosszú távú kapcsolat paramétereit az ARDL modellből következő átrendezéssel kapjuk meg:<sup>24</sup>

$$\pi_t^e = \mu + \theta\pi_t + v_t \quad (4)$$

$$\hat{\mu} = \frac{\hat{\alpha}}{1 - \hat{\phi}_1 + \dots + \hat{\phi}_p} = -0,003 \quad (5)$$

illetve :

$$\hat{\theta} = \frac{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 + \dots + \hat{\beta}_q}{1 - \hat{\phi}_1 + \dots + \hat{\phi}_p} = 1,0154 \quad (6)$$

A hipotézisteszteszteléshez szükséges standard hibák meghatározását az ún. *Bewley*-féle regresszióval végeztük el.<sup>25</sup> (Függelék 9. Táblázat).

Az 1. Táblázatban a hosszú távú kapcsolat együtthatójára illetve a konstansra vonatkozó nullhipotézisek tesztjei találhatóak. 1%-os szignifikanciaszinten elvethető a ( $\mu = 0$ ,  $\beta = 1$ ) nullhipotézis, vagyis az adott hónapra vonatkozó előrejelzések *trimmelt átlaga nem bizonyult hatékony előrejelzésnek*.

**1. táblázat: a hosszú távú kapcsolat paramétereinek vizsgálata**

Hipotézis teszt	F-statisztika	p-érték
$\mu=0, \beta=1$	5,181	0,008

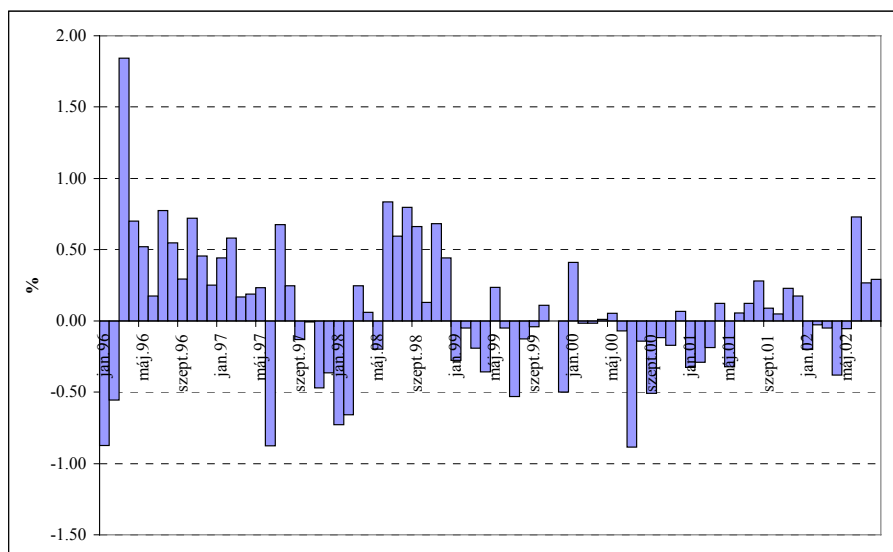
<sup>24</sup> Az ARDL regresszióban a poll trimmelt átlaga és a hibatag nem korreláltak, vagyis nincs szükség az ARDL modell kiterjesztésére.

<sup>25</sup> *Bewley* (1979)

### Az előrejelzési hibák viselkedése

A következőkben külön vizsgáljuk előrejelzések torzítatlanságát és hatékonyságát, közvetlenül az előrejelzési hibák viselkedésének vizsgálatán keresztül. Ha a becslés hatékony, az előrejelzési hibák idősora fehér zaj folyamatként írható le – ami megegyezik azzal az állítással, hogy a becslés és a realizált érték csak egy nulla várható értékű, autokorrelálatlan véletlen hibatagban tér el egymástól.

13. ábra: Előrejelzési hibák



Az egységgyök-tesztek eredményei alapján az előrejelzési hibák idősora stacionáriusnak bizonyult (Függelék 10. Táblázat), a várható értékre és a korábbi előrejelzési hibáktól való függetlenségre vonatkozó követelményeket pedig a következő egyenletben:

$$surp_t = \alpha + \sum_{i=1}^j \beta_i surp_{t-i} + u_t \quad (8)$$

ahol:

$$surp_t = \pi_t^e - \pi_t \quad (9)$$

a  $H_0: \alpha = 0$  és  $\beta_i = 0$  hipotézissel teszteljük.<sup>26</sup>

<sup>26</sup> A (8) egyenlet tulajdonképpen az (1) egyenlet átrendezésével és kibővítésével írható fel, a  $\beta=1$  paramétermegkötéssel.

Az eredményeket a 2., illetve a 10-11. táblázatok foglalják össze. Az AR(1) specifikációt a Box-Jenkins módszer segítségével választottuk. Az AR(1) specifikáció reziduumaival végzett LM teszt eredményét tartalmazza a 10. táblázat. A becslés statisztikái a 11., a nullhipotézis tesztelése a 2. Táblázatban található. A Wald-teszt alapján 5 %-os szignifikanciaszinten elvethető a fenti, az előrejelzési hibák fehér zaj voltára vonatkozó nullhipotézis.

**2. táblázat:  $H_0: \alpha = 0$  és  $\beta_i = 0$  hipotézis tesztelése.**

Wald Teszt:			
Teszt-statisztika	Érték	szabadságfok	P-érték
F-statisztika	3.570860	(2, 75)	0.0330
Chi-négyzet	7.141721	2	0.0281

A következőkben külön-külön megvizsgáltuk az előrejelzési hibák várható értékét és autokorreláltságát (3., 12., 13. táblázatok), pontosabban elkülönítve vizsgáltuk az előrejelzések torzítatlanságát és a hatékonyságát. *Az előrejelzési hibák zérus várható értékének nullhipotézise nem vethető el, ami azt jelenti, hogy nincsen szisztematikus, egyirányú torzítás a trimmelt átlagban.*

Ugyanakkor az előrejelzési hibák első rendű autoregresszív folyamatot alkotnak, vagyis az előrejelzési hibák nem függetlenek az előző havi előrejelzési hibáktól. Az AR(1) tag paramétere pozitív, vagyis ha az előrejelzések átlaga az egyik hónapban felülbecsli a tényleges inflációt, nagyobb valószínűséggel a következő hónapban is pozitív lesz az előrejelzési hiba. Mindez arra utal, hogy az előrejelzők az új információkat csak részben, késve építik be a következő havi előrejelzésbe, a felmérésben szereplő makroelemzők prognózisainak trimmelt átlaga nem tekinthető hatékony előrejelzésnek. Ismét hangsúlyozni szeretnénk, hogy a nemzetközi empirikus vizsgálatok tanúsága szerint a makroelemzők makrogazdasági változókra vonatkozó várakozásai sok esetben nem bizonyulnak hatékonyak.<sup>27</sup>

---

<sup>27</sup> Az amerikai *Survey of Professional Forecasters*-ben pl. a torzítatlanság feltétele sem teljesül, az előrejelzők rendre magasabb inflációt vártak a tényleges értéknél. Kulhavy és Smith (2001) elvetette a hatékonyság hipotézisét az új-zélandi makroelemzők előrejelzéseit illetően. Cheung és Chinn, (1999) elemzése szerint az ASA-NBER felmérés egyes előrejelzései sem feleltek meg a hatékonyság kritériumának.



### 3. táblázat: Az előrejelzési hibák várható értékére vonatkozó tesztelése

Minta: 1995:12 2002:05		
Minta elemszáma: 78		
Ho: átlag = 0		
Mintaátlag = 0.000563		
Minta szórása = 0.004071		
<u>Módszer</u>	<u>Érték</u>	<u>P-érték</u>
t-statisztika	1.221084	0.2258

#### 4.2. A decemberi inflációra vonatkozó előrejelzések racionalitásának vizsgálata

Az aktuális és a következő év végére, vagyis a fix időpontokra vonatkozó előrejelzések racionalitásának tesztelése nem az előrejelzés és a tényadat összevetésén, hanem az adott időpontra vonatkozó előrejelzés havi *revízióinak* vizsgálatával lehetséges (lásd: Nordhaus (1987)). Revízió ( $R$ ) alatt az ugyanarra a fix időpontra (esetünkben ez mindig december hónap) irányuló előrejelzések hónapról hónapra történő módosítását, vagyis az első differenciát értjük. Amennyiben az előrejelzések hatékonyak, a revízióknak függetlennek kell lenniük minden korábban rendelkezésre álló információtól, következésképpen a múltbeli revízióktól is. A (gyenge) hatékonyság kritériuma formálisan:

$$E(R_t | R_{t-1}, R_{t-2}, \dots) = 0 \quad (10)$$

A gyenge hatékonyság tesztelése olyan regresszió segítségével történik, amelyben a  $t$  időszaki revíziót becsüljük az ugyanarra a horizontra vonatkozó előrejelzések korábbi revízióival:

$$R_t = \alpha + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \dots + \beta_p R_{t-p} + u_t \quad (11)$$

A becsült  $\alpha$  és  $\beta$  együtthatók bármelyikének szignifikánsan nem nulla volta arra utal, hogy szisztematikus mintázat figyelhető meg az előrejelzések revízióinak idősorában, vagyis a gyenge hatékonyság cáfolható. Abban a speciális esetben, amikor  $p=1$ , pozitív  $\beta_1$  azt jelentené, hogy az új információk beépítése a várakozásokba csak fokozatosan történik, vagyis az előrejelzés módosítását nagy valószínűséggel hasonló irányú módosítások követik. Negatív  $\beta_1$  ugyanakkor az információk rendszeres túlreagálására utal, a módosítást várhatóan (részleges) korrekció követi. A gyenge hatékonyság tehát a következő hipotézis teljesülésén múlik:

$$H_0 : \alpha = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \quad (12)$$

A decemberi inflációra vonatkozó várakozások idősorai sajnálatos módon túl rövidek ahhoz (többnyire 24 megfigyelés), hogy robusztus becslést nyerhessünk ki az egy

egyenletes specifikációkból. *Clements* (1997) rámutatott, hogy ha feltételezzük, hogy az együtthatók ( $\alpha$  és  $\beta$ -k) nem különböznek előrejelzési horizontonként, jelentősen növelhető a megfigyelésszám, és ezáltal a tesztek ereje is. Bár ilyen feltételezéssel élni nem nélkülözi az önkényt, az alternatív specifikáció, melyben előrejelzési horizontonként más és más együtthatókat engedünk meg, azon túl, hogy jelentősen lecsökkenti a szabadsági fokok számát, intuitív módon sem könnyebben igazolható. Követve tehát *Clements* ajánlását, az 1996, 1997,..., 2002 decemberi infláció előrejelzéseinek módosításait ( $R(1996)$ ,  $R(1997)$ ,...,  $R(2002)$ ) összevonva becsültük saját késleltetettjeikkel:

$$R(i)_t = \alpha + \beta_1 R(i)_{t-1} + \beta_2 R(i)_{t-2} + \dots + \beta_p R(i)_{t-p} + u(i)_t \quad (13)$$

$i = 1996, 1997, \dots, 2003$

*Clements* hivatkozott tanulmányában felhívja arra is a figyelmet, hogy a (13) specifikációban a hibatermek nem feltétlenül függetlenek egymástól, ha egy időpontban egyszerre több horizontra is van előrejelzés. Esetünkben ez releváns problémát jelent, amit a legegyszerűbben úgy szemléltethetünk, ha egy tartós inflációs sokk példáját tekintjük: az előrejelzések módosítása ekkor várhatóan hasonló irányú lesz mind az aktuális év végére, mind a következő év végére, így pozitív korrelációt tapasztalhatunk. Tekintettel erre a lehetőségre, a (13) modellt panelban becsültük, és a legkisebb négyzetek (OLS) módszerrel túl a SUR („seemingly unrelated regression”) módszerrel is, amely a heteroszkedaszticitáson túl az egyidejű korrelációt is kezeli.<sup>28</sup> A késleltetési paramétert ( $p$ ) 1-nek választottuk, ugyanis több késleltetés bevonása jelentősen csökkenti a szabadsági fokot.

4. táblázat: Becsült együtthatók és sztenderd hibák az összevont *mintára*

	$\alpha$	$\beta$
<b>OLS</b>	-2.3E-06	0.016
Sztenderd hiba	0.00029	0.079
p-érték	0.99	0.84
<b>SUR</b>	0.00019	-0.061
Stenderd hiba	0.00025	0.079
p-érték	0.46	0.44

A becsült paraméterek az eljárástól függetlenül inszignifikánsnak bizonyultak (4. táblázat), vagyis *nem sikerült kimutatnunk szisztematikus mozgást az előrejelzések módosításában*, így azok (gyenge) hatékonysága nem cáfolható.<sup>29</sup>

<sup>28</sup> Legkisebb négyzetekkel becsülve, a reziduumokban ténylegesen kimutatható szignifikáns korreláció, melynek nagysága 0,36 volt.

<sup>29</sup> Az egyenlete az egyes horizontokra külön is begbecsültük. A paraméterek - hasonlóan az összevont mintához- egyik esetben sem voltak szignifikánsak.

Külön is megvizsgáltuk a tárgyévi és következő évekre vonatkozó revíziókat, ugyanis feltételezhető, hogy az előrejelzési horizontok között a tárgyévi élvez elsőbbséget, ami eltérő dinamikát eredményezhet a revíziókban. A két horizont fontossága közötti különbség létezését látszik alátámasztani a 2. fejezetben bemutatott tapasztalatunk is, nevezetesen, hogy a tárgyévi előrejelzések hibája sokkal kevésbé szóródik előrejelzőnként.

Külön idősorokba rendeztük az adott és a következő év végére vonatkozó revíziókat, majd a (13) egyenletet mind a két idősorra megbecsültük.<sup>30</sup> (Természetesen így a januári hónapokhoz nem tartozik megfigyelés.) Mivel a nem magyarázott rész egyidejű korrelációja ekkor már nem áll fenn, a legkisebb négyzetek módszerét alkalmaztuk.

**5. táblázat: Becsült együttthatók és sztenderd hibák a két horizontra külön**

	Aktuális év		Következő év	
	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$
Becsült együtttható	0.22	0.00	-0.25	0.00
Sztenderd hiba	0.12	0.00	0.11	0.00
p-érték	0.08	0.91	0.04	0.89

A becslések eredményeit az 5. táblázat tartalmazza. Jelentős különbség jelenik meg a két horizontra (aktuális év, következő év) adott előrejelzések dinamikája között. A következő évre vonatkozóan a revíziók eggyel késleltetett értékének együttthatója szignifikánsan negatív, az adott évre vonatkozóan a késleltetett revíziójának együttthatója pozitív, és gyengén (7,5%-os szinten) szignifikáns.

*A következő évre vonatkozó előrejelzések esetében tehát elvethető a hatékonyság nullhipotézise, a negatív együtttható pedig azt jelzi, hogy a makroelemzői konszenzus rendre túlreagálja az inflációs sokkokat, melyet a következő időszakban nagy valószínűséggel korrekció követ. A becsült modell magyarázóereje ugyanakkor rendkívül kicsi ( $R^2=0,06$ ), vagyis a becsült együtttható által sugallt dinamika jelentősége elenyésző.*

*A megkérdés évre vonatkozóan a revízió késleltetett értékének együttthatója pozitív, ami arra utal, hogy az új információkat az elemzők lassabban építik be az előrejelzők, a  $\beta = 0$  nullhipotézist azonban csak 10%-os szignifikanciaszinten vethetjük el, ráadásul a magyarázóerő ebben az esetben is alacsony ( $R^2=0,05$ ).*

<sup>30</sup> Ezt a módszert alkalmazta *Kulhavy és Smith* (2001) is.

## *Irodalomjegyzék*

- Bakshi, H., A. Yates (1998):** „Are UK inflation expectations rational?” *Bank of England Working Paper*, No. 81
- Batchelor R., P. Dua (1992),** “Conservatism and consensus-seeking among economic forecasters”, *Journal of Forecasting*, 11, 169-81.
- Belke, A. (2000):** „Exchange rate uncertainty and the German labour market: a cointegration application of the autoregressive distributed lag approach” Ruhr-Universität, Bochum
- Bewley, R. (1979):** “The Direct Estimation of the Equilibrium Response in a Linear Dynamic Model”, *Economics Letters*, 3: 357-361.
- Brischetto, A., G. de Brouwer (1999):** “Householders’ inflation expectations”, *Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper* 1999-03
- Cheung, Y-W., M. D. Chinn (1999):** „Are macroeconomic forecasts informative? Cointegration evidence from ASA-NBER surveys”, *NBER Working Paper* 6926
- Clemen, R. (1989):** „Combining forecasts: A review and annotated bibliography”, *Journal of Forecasting*, 5
- Clements, M. P. (1997):** „Evaluating rationality of fixed event forecasts”, *Journal of Forecasting*, Vol. 16
- Dominitz, J., D. Grether (1999):** „I know what you did last quarter: economic forecasts of professional forecasters”, *California Institute of Technology, Social Science Working Paper* No. 1068
- Dahl, C. M., N. L. Hansen (1999):** „The formation of inflation expectations under changing inflation regimes”, *Centre for Non-linear Modelling in Economics Working Paper* No. 1999-15, University of Aarhus
- Gallo, G. M., W. J. Granger, Y. Jeon (1999):** „The impact of the use of forecasts in information sets”, *University of California, San Diego Discussion Paper* 99-18.
- Holden, K., D. Peel, J. L. Thompson (1990):** “Economic Forecasting: An Introduction”, *Cambridge: Cambridge University Press*

- Kulhavy, A., C. Smith (2002):** „Are revisions to Consensus Forecasts predictable?“, *Reserve Bank of New Zealand*
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin (1992):** „Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root“, *Journal of Econometrics*, 54
- Laster, D., P. Bennett, S. Geoum (1999):** „Rational bias in macroeconomic forecasts“, *Quarterly Journal of Economics*, 114
- Lieli Róbert (1999):** „Idősor-modelleken alapuló inflációs előrejelzések: egyváltozós módszerek“, *Magyar Nemzeti Bank, MNB füzetek* 1999/4
- Nordhaus, W. D. (1987):** „Forecast efficiency: concepts and applications“, *Review of Economics and Statistics*, 1987
- Pesaran, H. M., Y. Shin (1997):** „An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis“, in: Strom, S., P. Diamond (szerk.): *Centennial Volume of Ragnar Frisch*, Cambridge University Press
- Pesaran, H. M., Y. Shin, R. J. Smith (1996):** „Testing for the 'Existence of a Long-run Relationship“, *DAE Working Papers 9622*, Department of Applied Economics, University of Cambridge
- Pesaran, H. M., Y. Shin, R. J. Smith (1999):** „Bounds testing approaches to the analysis of long run relationship“, Cambridge University Press, 1999
- Zarnowitz, V., P. Braun (1993):** „Twenty-two years of the NBER-ASA quarterly economic outlook surveys: Aspects and comparison of forecasting performance“, in: J. H. Stock and M. W. Watson (szerk.): *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, NBER Studies in Business Cycles, Vol. 28

## Függelék

### Egységgyök-tesztek

A 12 havi infláció illetve a Reuters poll trimmelt átlag havi idősorának integráltsági fokának megállapítását Phillips-Perron, KPSS, illetve a kibővített Dickey-Fuller (ADF) módszerrel végeztük. Az ADF tesz esetében a késleltetések számának meghatározása Schwarz információs kritérium minimalizálásával történt.

A két idősor egységgyök-tesztjeinek eredményei a 6 táblázatban találhatóak.

6. táblázat: Egységgyök-tesztek eredményei

		Idősor	LCPI	LPOLLM
konstans	Phillips-Perron teszt*	PP(C)	-2.325	-2.426
		5%	-2.900	-2.900
		10%	-2.587	-2.587
	KPSS*	KPSS(C)	1.115	1.117
		5%	0.463	0.463
		10%	0.347	0.347
	ADF Schwarz kritérium szerint	késleltetések	3	4
		ADF(C)	-1.366	-1.190
		5%	-2.901	-2.902
10%	-2.588	-2.588		
konstans és trend	Phillips-Perron teszt*	PP(CT)	-2.195	-2.241
		5%	-3.469	-3.469
		10%	-3.162	-3.162
	KPSS*	KPSS(CT)	0.237	0.244
		5%	0.146	0.146
		10%	0.119	0.119
		p trend	0.000	0.000
	ADF Schwarz kritérium szerint	késleltetések	3	4
		ADF(CT)	-2.132	-1.926
5%		-3.472	-3.473	
10%		-3.163	-3.163	
p trend	0.088	0.118		

\*Newey-West sávszélességgel

Az egységgyök-tesztek szerint 5%-os szignifikanciaszinten mindkét idősor egységgyököt tartalmaz.<sup>31</sup> A fenti vizsgálatok egybehangzó eredménye ellenére, amennyiben az idősorok strukturális törést tartalmaznak, az egységgyök-tesztek félrevezető képet adhatnak a két idősor integráltsági fokáról. A KPSS teszt például – mindkét idősor esetében az 1995.12-1998.12-ig tartó időszakot (az infláció meredek, szinte egyenletes csökkenése) trend-stacionáriusnak, az 1998.12.-2001.05-ig tartó periódust (az infláció stagnálása) stacionáriusnak mutatja.

<sup>31</sup> A magasabb fokú integráltságot kizártuk: mindkét idősor elsőrendű differenciája stacionáriusnak bizonyult.

Megjegyezzük, hogy a nemzetközi empirikus vizsgálatokban a 12 havi infláción elvégzett egységgyök-tesztek a különböző országokban és különböző mintaidőszakokra szintén vegyes képet mutatnak.

## Táblázatok a hatékonyság-tesztekhez

### PSS-modell

**7. táblázat: A korlátozás nélküli dinamikus modell**

Változó	Koefficiens	Standard hiba	t-Statisztika	P-érték.
Függő változó: D(LPOLLM)				
Módszer: OLS				
Minta(korrigált): 1996:04 2002:05				
LPOLLM(-1)	-0.590509	0.157069	-3.759560	0.0004
LCPI(-1)	0.599442	0.159880	3.749326	0.0004
D(LPOLLM(-1))	-0.082007	0.136085	-0.602619	0.5489
D(LCPI)	0.536646	0.066643	8.052609	0.0000
D(LCPI(-1))	0.263818	0.147204	1.792194	0.0778
C	-0.001815	0.000921	-1.970551	0.0531
D(LPOLLM(-2))	-0.029304	0.117630	-0.249120	0.8041
D(LCPI(-2))	-0.034026	0.122604	-0.277525	0.7823
D(LPOLLM(-3))	-0.033569	0.073948	-0.453958	0.6514
D(LCPI(-3))	-0.003214	0.105389	-0.030501	0.9758
R <sup>2</sup>	0.793094	A függő változó átlaga		-0.002599
Korrigált R <sup>2</sup>	0.763998	A függő változó szórása		0.004857
Regresszió standard hibája	0.002360	Akaike információs kritérium		-9.135518
Reziduumok négyzetösszege	0.000356	Schwarz kritérium		-8.824158
Log likelihood	348.0142	F-statisztika		27.25771
Durbin-Watson stat	1.923717	P (F-statisztika)		0.000000

\*Az LM tesztek alapján a reziduumok nem autokorreláltak

**8. táblázat: ARDL modell becslési eredményei**

Változó	Koefficiens	Standard hiba	t-Statisztika	P-érték.
Módszer: OLS				
Minta(korrigált): 1996:04 2002:05				
LCPI	0.538552	0.064959	8.290620	0.0000
LCPI(-1)	0.324133	0.108295	2.993047	0.0039
LCPI(-2)	-0.285218	0.105049	-2.715100	0.0084
LPOLLM(-1)	0.319573	0.112493	2.840820	0.0060
LPOLLM(-2)	0.066711	0.100401	0.664447	0.5087
LPOLLM(-3)	0.009019	0.091022	0.099086	0.9214
LPOLLM(-4)	0.036002	0.059390	0.606189	0.5465
C	-0.001775	0.000889	-1.997432	0.0499
R <sup>2</sup>	0.997685	A függő változó átlaga		0.122611
Korrigált R <sup>2</sup>	0.997440	A függő változó szórása		0.045956
Regresszió standard hibája	0.002325	Akaike információs kritérium		-9.188103
Reziduumok négyzetösszege	0.000357	Schwarz kritérium		-8.939015
Log likelihood	347.9598	Durbin-Watson stat		1.911968

\* Az LM tesztek alapján a reziduumok nem autokorreláltak

### Bewley regresszió

A Bewley regresszió a következőképpen írható fel:

$$\pi_t^e = \mu + \theta\pi_t + \sum_{i=1}^{p-1} d_i \Delta\pi_{t-i}^e + \sum_{j=1}^{q-1} c_j \Delta\pi_{t-j} + u_t \quad (7)$$

A (7)-es egyenletet az instrumentális változók módszerével becsüljük, a következő instrumentumok felhasználásával:  $1, \pi_t, \Delta\pi_t, \Delta\pi_{t-1}, \dots, \Delta\pi_{t-q+1}, \pi_{t-1}^e, \dots, \pi_{t-p}^e$  (ld. 4. Táblázat)

A Bewley regresszióban  $\mu$  és  $\theta$  jelentik a hosszú távú kapcsolat paramétereit, vagyis megegyeznek az ARDL egyenletből számított paraméterekkel, és ezek standard hibái felhasználhatóak hipotéziseink teszteléséhez.

9. táblázat: Bewley-féle regresszió

Függő változó: LPOLLM				
Módszer: Kétlépcsős LS				
Minta(korrigált): 1996:04 2002:05				
Instrumentális változók: C LCPI D(LCPI) D(LCPI(-1)) LPOLLM(-1) LPOLLM(-2)				
LPOLLM(-3) LPOLLM(-4)				
Változó	Koefficiens	Standard hiba	t-Statistika	P-érték.
LCPI	1.015425	0.011294	89.91014	0.0000
C	-0.003121	0.001401	-2.227751	0.0293
D(LPOLLM)	-0.758411	0.379766	-1.997051	0.0499
D(LCPI)	-0.068429	0.232664	-0.294112	0.7696
D(LPOLLM(-1))	-0.196470	0.154757	-1.269538	0.2087
D(LPOLLM(-2))	-0.079165	0.106273	-0.744919	0.4590
D(LPOLLM(-3))	-0.063306	0.103301	-0.612827	0.5421
D(LCPI(-1))	0.501530	0.276866	1.811452	0.0746
R <sup>2</sup>	0.992843	A függő változó átlaga		0.122611
Korrigált R <sup>2</sup>	0.992084	A függő változó szórása		0.045956
Regresszió standard hibája	0.004089	Reziduumok négyzetösszege		0.001103
F-statisztika	1314.311	Durbin-Watson stat		1.911968
P(F-statisztika)	0.000000			



*Az előrejelzési hibák viselkedése*

**10. táblázat: Egységgyök-tesztek a havi előrejelzési hibára**

Phillips-Perron teszt	Sávszélesség*	4
	PP(C)	-6.734424
	5%	-2.899619
	10%	-2.587134
KPSS	Sávszélesség*	5
	KPSS(C)	0.451954
	5%	0.463000
	10%	0.347000
ADF	késleltetések**	0
	ADF(C)	-6.516537
	5%	-2.899619
	10%	-2.587134

\*Newey-West

\*\*Schwarz kritérium szerint

**11. táblázat: Az AR(1) specifikáció rezidumainak autokorreláltságának vizsgálata**

Breusch-Godfrey Autokorreláció LM Teszt:				
F-statisztika	0.332622	P		0.718122
$T \cdot R^2$	0.695359	P		0.706325
Teszt-egyenlet:				
Függő változó: RESID				
Módszer: OLS				
Változó	Koefficiens	Standard hiba	t-Statisztika	P-érték.
C	5.99E-05	0.000635	0.094319	0.9251
AR(1)	-0.598429	0.832211	-0.719084	0.4744
RESID(-1)	0.597964	0.840363	0.711554	0.4790
RESID(-2)	0.212211	0.260263	0.815374	0.4175
$R^2$	0.009031	A függő változó átlaga		-5.93E-11
Korrigált $R^2$	-0.031694	A függő változó szórása		0.003911
Regresszió standard hibája	0.003972	Akaike információs kritérium		-8.168456
Reziduumok négyzetösszege	0.001152	Schwarz kritérium		-8.046700
Log likelihood	318.4855	F-statisztika		0.221748
Durbin-Watson stat	1.959814	P (F-statisztika)		0.880998

**12. táblázat: az előrejelzési hibákra becsült AR(1) modell eredményei**

Függő változó: SURP				
Módszer: OLS				
Minta 1996:01 2002:05				
Változó	Koefficiens	Standard hiba	t-Statisztika	P-érték.
C	0.000483	0.000623	0.775382	0.4406
AR(1)	0.280081	0.110476	2.535223	0.0133
$R^2$	0.078934	A függő változó átlaga		0.000515
Korrigált $R^2$	0.066653	A függő változó szórása		0.004075
Regresszió standard hibája	0.003937	Akaike információs kritérium		-8.211332
Reziduumok négyzetösszege	0.001162	Schwarz kritérium		-8.150454
Log likelihood	318.1363	F-statisztika		6.427356
Durbin-Watson stat	1.927884	P (F-statisztika)		0.013320

13. táblázat: Az előrejelzési hibák korrelogrammja

<i>Korreláció</i>	<i>Parciális korreláció</i>	<i>k</i>	<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Q-stat</i>	<i>P</i>
		1	0.279	0.279	6.2920	0.012
		2	0.174	0.105	8.7916	0.012
		3	0.289	0.237	15.757	0.001
		4	0.148	0.011	17.614	0.001
		5	0.144	0.063	19.391	0.002
		6	-0.028	-0.174	19.461	0.003
		7	-0.019	-0.032	19.492	0.007
		8	0.012	-0.019	19.504	0.012
		9	-0.102	-0.067	20.449	0.015
		10	-0.095	-0.041	21.281	0.019