

KREKÓ JUDIT-VONNÁK BALÁZS

Makroelemzők inflációs várakozásai Magyarországon

Tanulmányunkban a magyarországi professzionális inflációs előrejelzések értékelésére vállalkoztunk. A Reuters által végzett felmérés első hat éve alapján igazolódni látszik az az előzetes sejtés, miszerint az egyes makroelemzők előrejelzéseinek átlagolása csökkenti az átlagos előrejelzési hibát. Az előrejelzések átlaga torzítatlan becslése a tényinflációnak, azonban nem minden esetben tükrözi azonnal az új információkat. A hónapról hónapra változó minta és az egyes előrejelzők közti szóródás miatt a felmérés átlagának 0,1-0,2 százalékpontnál kisebb változásai csak kis valószínűséggel tulajdoníthatók a piaci inflációs várakozások tényleges megváltozásának. Háromszori egyirányú elmozdulás mögött ugyanakkor az esetek döntő többségében a várakozások tényleges megváltozása áll. Eredményeink alapján 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 figyelembevétele.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C32, C42, C52, D84, E31.

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

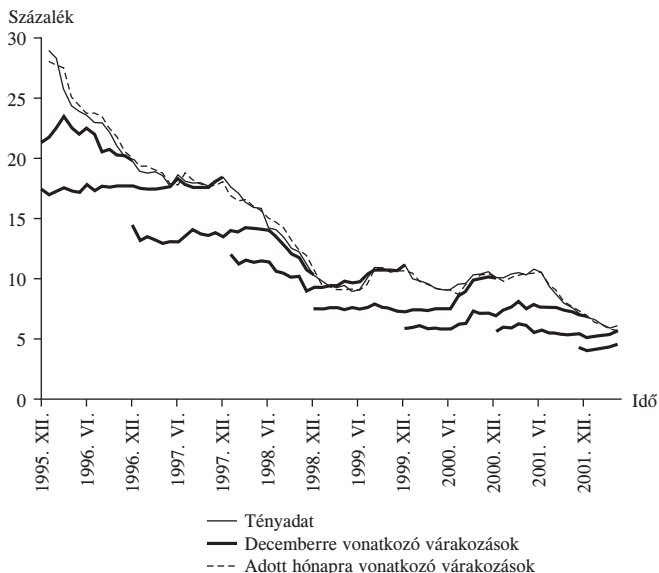
Elemzésünkben a Reuters felmérésében szereplő makroelemzők inflációra¹ vonatkozó előrejelzéseinek tulajdonságait vizsgáljuk. A Reuters 1995 decembere óta havi rendszerességgel végez felméréseket pénzügyi elemzők és kutatóintézetek körében. A kérdések a legfontosabb pénzügyi és makrováltozók jövőben várt 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 decembere és 2002 májusa közötti mintaidőszakot tekinti át. A felmérésben az elemzők az aktuális hónapra,

* 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.

¹ Infláción – a felméréssel összhangban – a fogyasztói áraknak a KSH által havonta publikált, az előző év azonos havához viszonyított emelkedési ütemet értjük.

1. ábra

Tényinfláció és a Reuters inflációs konszenzusa különböző horizontokra



valamint az aktuális és a következő év végére vonatkozóan adnak előrejelzést a 12 havi inflációra, valamint az aktuális és a következő évi átlagos inflációra (1. ábra).²

Hangsúlyoznunk kell, hogy a hivatásos makroelemzők várakozásai nem feltétlenül tükrözik jól a piaci várakozásokat; a Reuters felméréseiben szereplő előrejelzések viselkedéséből nem vonhatunk le egyértelmű következtetéseket az összes piaci szereplő gazdasági döntéseit befolyásoló várakozásokról. Ennek több oka is van. A hivatásos makroelemzők jellemzően jóval informáltabbak a többi piaci szereplőnél, így előrejelzéseik rendszerint sokkal pontosabbak a háztartások vagy a vállalatok inflációra vonatkozó várakozásainál. Másodsor, a lakossági felmérésekhez viszonyítva a rendkívül alacsony mintaelemszám miatt a mintavételből következő esetleges pontatlanságok sokkal nagyobb szerephez juthatnak. Végül meg kell említeni, hogy a makroelemzők sajátos motivációs rendszere – amint azt a későbbiekben részletesebben kifejthetjük – 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 (Brischetto–de Brouwer [1999], Bakhshi–Yates [1998]). 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 szembevetendő (2. ábra).³

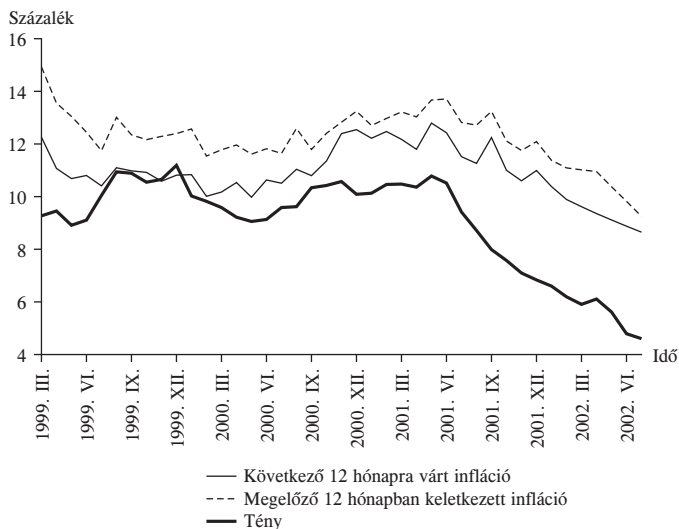
A Reuters-felvétel magyarországi kitüntetett szerepét annak köszönheti, hogy a legre-

² Továbbá sok más makrováltozóra, mint például a GDP és az ipari termelés növekedése, valamint az államháztartás és a folyó fizetési mérleg hiánya.

³ A várakozások torzítottsága mögött meghúzódó lehetséges racionalitást vizsgálja Dahl–Hansen [1999].

2. ábra

Vállalatvezetők inflációérzékelése és várakozása a Tárki felmérése alapján (súlyozatlan mintaátlagok)



gebbi olyan felmérés, amelynek módszertana lényegében nem változott az évek során, továbbá vélhetően jól reprezentálja egy szakértői kör várakozásait. Tudomásunk szerint mind ez idáig nem készült olyan átfogó elemzés, amely a felmérés megbízhatóságáról és más kvalitatív tulajdonságairól statisztikai módszerekre támaszkodva megalapozott eredményekkel tudott volna szolgálni.⁴ Tanulmányunkban az első lépések megtételére vállalkozunk ezen a területen.

Az elemzés három részre tagolódik. Először az előrejelzések pontosságát vizsgáljuk: a középpontban az a kérdés áll, hogy a felmérésben szereplő makroelemzők előrejelzési hibái hogyan viszonyulnak az átlag hibájához. Majd arra a kérdésre keressük a választ, hogy miként használhatók fel a konszenzust alkotó előrejelzések sokaságának jellemzői az átlag változásainak értelmezésében. Végül ökonometriai módszerekkel elemezzük a Reuters-felmérés inflációs várakozásainak racionalitását, az előrejelzések hatékonyságát.

Egyedi előrejelzések versus makroelemzői konszenzus

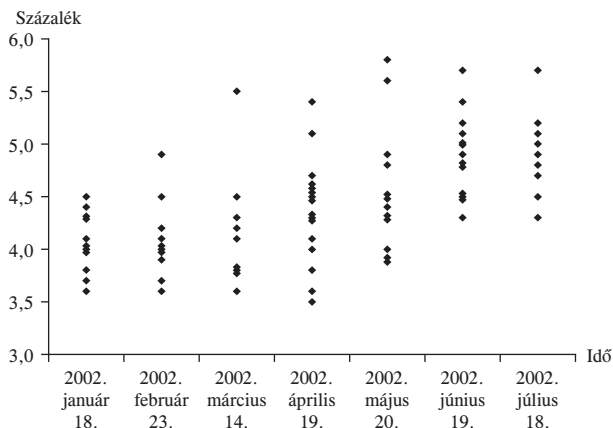
A következőkben azt vizsgáljuk, hogy az egyedi előrejelzések hibája hogyan viszonyul az előrejelzések kombinációjával, legegyszerűbben az összes prognózis átlagolásával nyert előrejelzés pontosságához.

Az egyes makroelemzők előrejelzései esetenként több hónapon keresztül is szignifikánsan eltérnek egymástól. A 3. ábra azt szemlélteti, hogy – különösen a következő év végére várt inflációra adott előrejelzések – gyakran nagymértékben szóródnak az átlag körül: a 2002. júliusi felmérés szerint – például – a 2003 decemberére várt inflációra adott prognózisok a 4,3 százalékos 5,7 százalékos közötti sávban helyezkednek el. Az előrejelzések nagyfokú szóródása azt mutatja, hogy az egyes elemzők egymástól eltérő inflá-

⁴ Az egyetlen kivétel *Lieli* [1999], amely tanulmányban a szerző – többek között – idősrmodellek segítségével készített inflációs előrejelzéseket hasonlít össze piaci várakozásokkal.

3. ábra

A 2003. decemberi inflációra adott előrejelzések



ciós modellben gondolkodnak – vagyis eltérő alapfeltevésekkel élnek a különböző gazdasági folyamatok inflációra gyakorolt hatását illetően –, vagy pedig eltérő várakozásaik vannak az inflációt befolyásoló tényezők (például nominális árfolyam, fiskális politika, monetáris politika stb.) jövőbeli alakulására vonatkozóan.

Logikusan merül fel a kérdés, hogy vannak-e a különböző elemzők között olyan egyoldalú információs 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 úgynevezett trimmelt átlagot tekintjük referenciaértéknek. A szélsőértékek elhagyása mellett az szól, hogy így kiszűrjük azon extrém előrejelzéseket, amelyek a változó mintaösszetétel miatt külön zajt visznek az átlag időbeli alakulásába. A szélső értékek elhagyásának különösen kis minták esetén van jelentősége, hiszen ilyenkor egy-egy kirívó eset is jelentősen eltérítheti az átlagot.

Annak, hogy jó-e egy előrejelzés, a legegyszerűbb mérőszáma az előrejelzési hibák valamilyen középértéke. Az egyhavi előrejelzések esetén a trimmelt átlag átlagos hibája a teljes mintaidőszakra vonatkozóan 0,36 százalékpont, 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 százalékpont. 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 pusztá összevetése azoknak kedvezne, akik döntően olyankor adták be prognózisukat, amikor az infláció kiszámíthatóbban alakult. Ilyen jellegű torzítást kiküszöbölésére 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 -edik periódusbeli inflációra vonatkozóan:

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

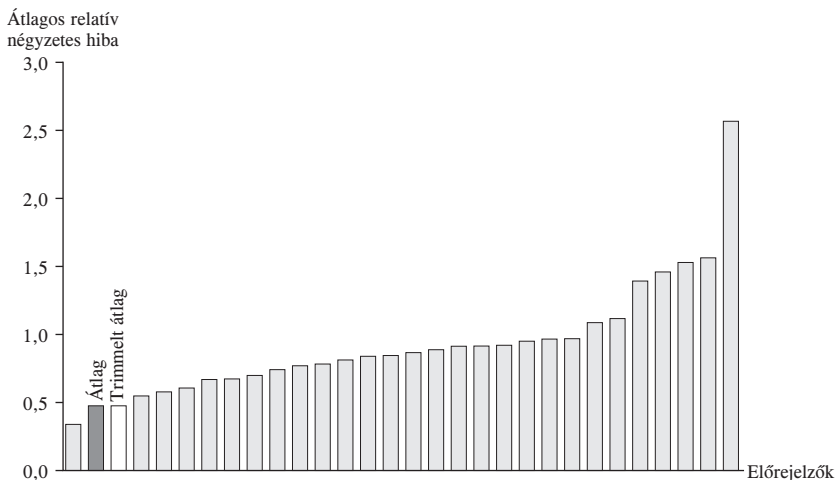
ahol π_t a tényinfláció, π_{t-k}^j a j -edik elemző előrejelzése k -adik periódussal a realizáció előtt, N_{t-k} az abban a hónapban beadott előrejelzések száma. Végül ezeket a relatív hibaarányokat átlagoltuk a teljes mintaidőszakra vonatkozóan.⁵ Csak azokat az előrejelzőket értékeltük, akik az adott előrejelzési horizontra legalább tízszer adtak be adatot.

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. ábra). Az adott évre, valamint a következő év végére vonatkozóan a konszenzusnál pontosabb előrejelzést adó makroelemzők köre azonban nem egyezik meg egymással, nincs tehát olyan elemző, aki mindkét horizonton pontosabbnak lenne tekinthető az átlagnál.

Általában elmondhatjuk, hogy a különböző horizontokra vonatkozó előrejelzések pontossági „rangsorai” közötti összefüggés nem mindig szoros. Például az aktuális és a következő év végére vonatkozó előrejelzések sorrendjei közötti Pearson-korreláció 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 becsül, nagy valószínűséggel az év végi inflációt is relatíve jól prognosztizálja.

4. ábra

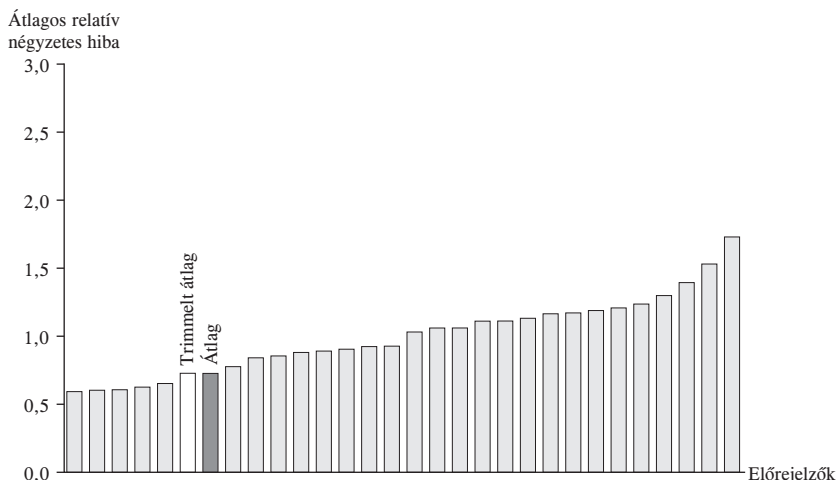
Az egyes makroelemzők rangsorolása a havi előrejelzési hibák alapján



⁵ Ez a havi előrejelzések esetén az 1995. december és 2002. május közötti 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.

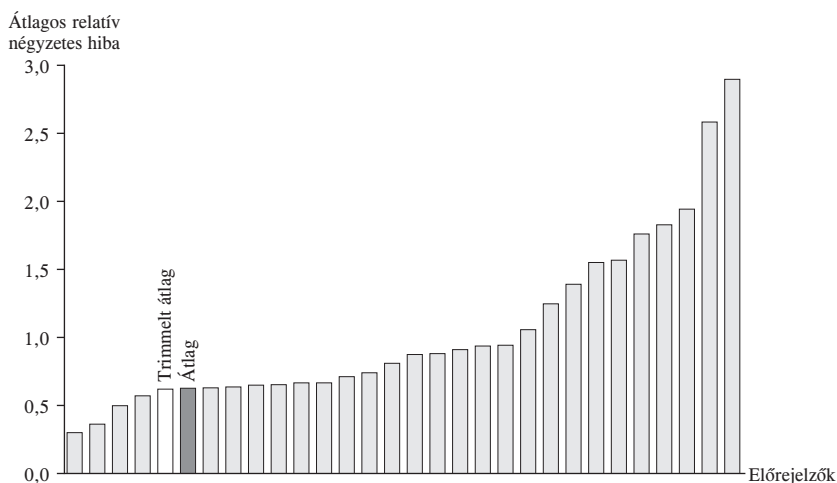
5. ábra

Az egyes makroelemzők rangsorolása a tárgyév végi előrejelzési hibák alapján



6. ábra

Az egyes makroelemzők rangsorolása a következő év végi előrejelzési hibák alapján



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 módszereket alkalmazó előrejelzések kombinálása jóval pontosabb előrejelzéshez vezethet. A professzionális előrejelzők felmérésének vizsgálatai szerint az egyedi prognózisok átlagolásával vagy más kombinációjával igen pontos előrejelzést kapunk.⁶ Az egyedi előrejelzések elhanyagolható része tartalmaz az átlagnál kisebb előrejelzési hibát hosszú távon.

Érdemes megfigyelni, hogy a tárgyév végére vonatkozóan egyik előrejelző sem teljesített sokkal gyengébben az átlagnál. A másik két horizonton ugyanez nem mondható el:

⁶ Lásd például Clemen [1989], Zarnowitz–Braun [1993].

mindkét esetben vannak olyan előrejelzők, akik az átlag hibájának 3-5-szörösét vétették, azonban nincs átfedés közöttük, vagyis az egy hónapra nagyon rosszul előrejelzők a következő év végére vonatkozóan már nem követnek el akkora hibákat, és viszont.

Néhány szempont az előrejelzői konszenzus változásának értelmezéséhez

Az előrejelzések szórása és a változások értelmezése

A monetáris politika számára sok esetben nem a várakozások szintje, hanem azok – elsősorban az évvégekre 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 a gazdaságkutató intézetek, illetve piaci makroelemzők egyedi prognózisai, ezért a piaci inflációs várakozások alakulásának elemzéséhez kiindulópontnak tekinthetjük a Reuters-felvételben szereplő előrejelzések átlagát.

A makroelemzői konszenzus időbeli alakulásának értékelésekor azonban nem hagyhatók 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 egy ugyanolyan mértékű változásnak, mint kisebb bizonytalanság mellett.

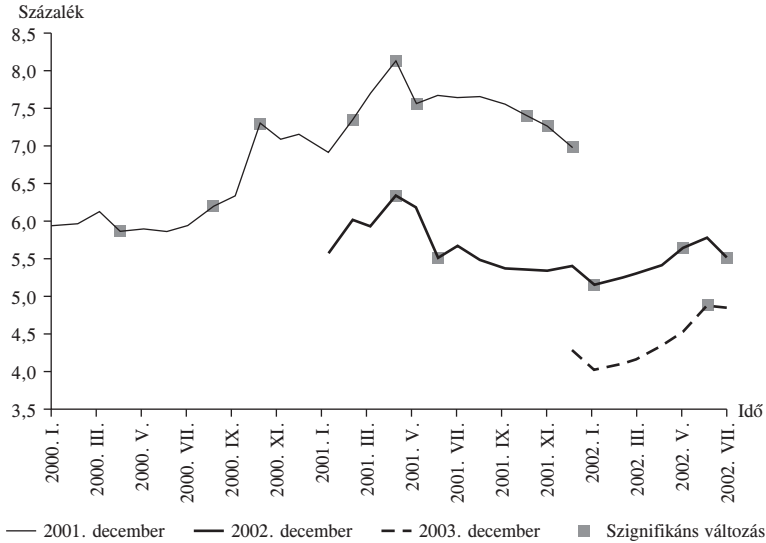
A 7. ábrán a 2001–2002-re vonatkozó előrejelzések változásainak információtartalmát szemléltetjük. A kiemelt értékek arra utalnak, hogy a Student-féle t -teszt 10 százalékon szignifikáns változást jelez, vagyis elvethető a $\bar{\pi}_t^e = \bar{\pi}_{t+1}^e$ nullhipotézist. Jól kivehetően az esetek többségében 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 bázispontonál kisebb változások egyikénél sem volt elvethető a változatlan átlag nullhipotézise, még 10 százalékos szignifikanciaszint mellett sem.⁷ A nagyobb változások között is csak elenyésző volt 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 (8. ábra). A kéthavi egyirányú változásoknál ez

⁷ 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. Másféleképpen fogalmazva: nagyobb bizonytalanság esetén kisebb a jelentősége az azonos mértékű változásoknak.

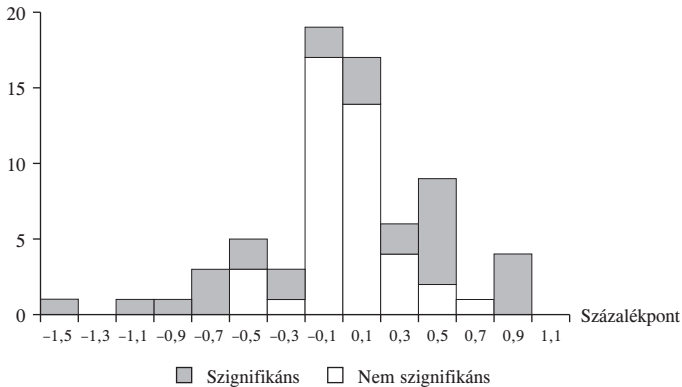
7. ábra

A Reuters-vizsgálat átlagos havi változásának szignifikanciája
(Student- féle t -teszt, 10 százalékos szignifikanciaszint, a szignifikáns havi változás kiemelve)



8. ábra

Az aktuális év végére vonatkozó várakozások havi változásának eloszlása
(kiemelve a 10 százalékos szint mellett szignifikáns revíziók)

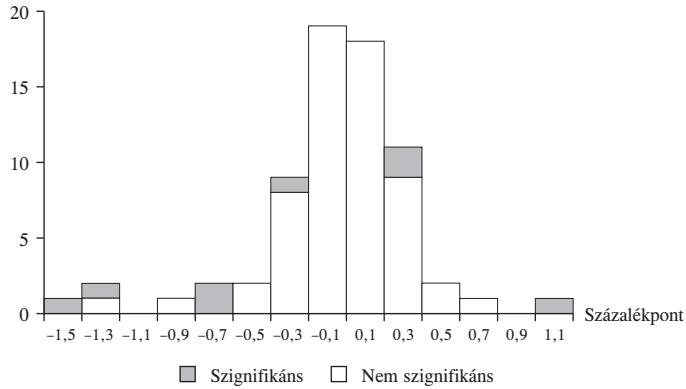


az arány egyharmad, míg a háromhaviaknál négyötöd volt. Három egymás utáni növekmény vagy csökkenés rendszerint már akkora kumulált változással jár, hogy az a keresztmetszeti szóródáshoz viszonyítva is kellően nagy eltérést jelent.

Az előrejelzések szórása és az átlag változása közti összefüggések vizsgálata alapján levonható a tanulság, miszerint az 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 hatásától. Az esetek többségében csak három egymás utáni, egyirányú változást interpretálhatunk kellő biztonsággal úgy, hogy a piaci várakozások módosultak.

9. ábra

A következő év végére vonatkozó várakozások havi változásának eloszlása (kiemelve a 10 százalékos szint mellett szignifikáns revíziók)

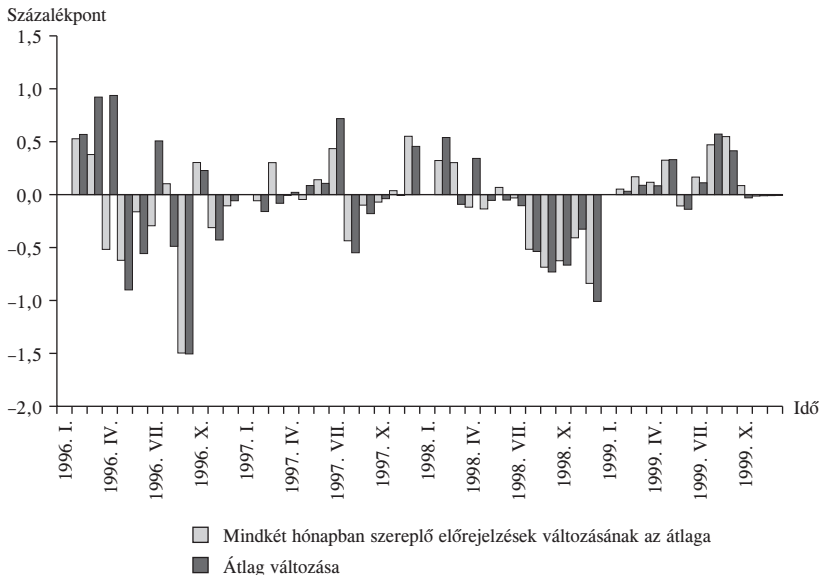


Az elemzők körének változékonysága

Az átlag változásának értékelésében problémát jelenthet, hogy a felmérésben szereplő elemzők köre hónapról hónapra változik, ezért az átlag elméletileg úgy is megváltozhat, hogy a makroelemzők egyike sem módosította előrejelzését. Ez kis minta és nagy populációs szórás esetén jelentős lehet. Összehasonlítottuk az átlag havi változását a *mindkét hónapban szereplő makroelemzők* prognózisai változásának átlagával, hogy megtudjuk,

10. ábra

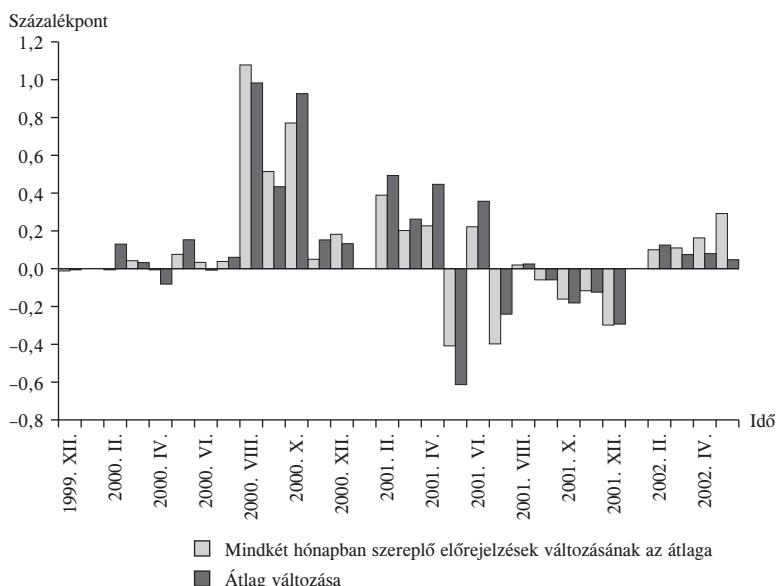
Az átlag változása és a mindkét hónapban szereplő előrejelzők prognózisai változásának átlaga, 1996–1999 (adott év végére vonatkozó előrejelzések)



11. ábra

Az átlag változása és a mindkét hónapban szereplő előrejelzők prognózisai változásának átlaga, 2000–2002

(adott év végére vonatkozó előrejelzések)



a változó elemzői kör alapján számolt átlag változása milyen mértékben okozhat téves értékelést.

A 10–11. ábra alapján látható, hogy a két idősor elsősorban 1996–1997 közötti egyes hónapokban 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 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.

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 az előrejelzésekkel kapcsolatban használjuk. Egy hatékony előrejelzési eljárás nem vezet szisztematikus hibákhoz. A szigorú értelemben vett hatékonyság azt jelenti, hogy az előrejelzés minden rendelkezésre álló információt tartalmaz, a „gyenge” hatékonyság fogalma csak minden múltbeli előrejelzés felhasználását követeli meg. Mindkét meghatározásból következik, hogy az adott időszaki előrejelzési hibának függetlennek kell lennie a múltbeli előrejelzési hibáktól. Összegezve: racionális várakozások esetén az

előrejelzési hiba nem jelezhető előre, az előrejelzés csak egy véletlen hibatagban különbözik a tényinflációtól.⁸

A makroelemzői előrejelzések hatékonyságát tesztelő nemzetközi empirikus vizsgálatok nem elhanyagolható része elveti az előrejelzés hatékonyságára vonatkozó nullhipotézist.⁹ Számos oka lehet annak, hogy a makroelemzői konszenzus nem bizonyul hatékonynak. Egy magyarázat szerint például a makroelemzőket indokolatlan mértékben befolyásolja magának a konszenzusnak az alakulása (*Batchelor-Dua* [1992]). 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 és szerzőtársai* [1999] elemzése, amely 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 és szerzőtársai* [1999] szerint például az előrejelzők minél szélesebb publicitásra törekcszenek, 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 előrejelzéshez vezető 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 felől közelítve, számunkra a racionalitás így az előrejelzés torzítatlanságát vagy – általánosabban – hatékonyságát fogja jelenti. A továbbiakban a 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 értelmezésekor emiatt és a már említettek miatt óvakodni kell attól, hogy az esetlegesen kimutatott szisztematikus hibákat az egyes makroelemzők alkalmatlanságaként értékeljük.

Az előrejelzések racionalitását eltérő módszerekkel, illetve fogalmakkal vizsgálhatjuk az előrejelzési horizont függvényében. Az előrejelzések pontosságát, az esetleges torzítást csak az aktuális hónapra vonatkozó előrejelzések esetében 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 tényinfláció ténylegesen csak egy véletlen hibatagban tér-e el egymástól.

A decemberre vonatkozó előrejelzések tényadatokkal való összevetése olyan modellezési problémákat vet fel, ami a viszonylag kevés megfigyelésszám miatt eleve kudarcra ítélt kísérlet lenne. Ugyanakkor következtetéseket vonhatunk le a várakozások hatékonyságára abból, hogy milyen mintázatot mutat a fix időpontokra vonatkozó előrejelzések havi módosítása (revíziók). Ha a várakozások – jelen esetben az előrejelzői

⁸ A hibatagnak egészen pontosan fehérzaj-folyamatnak kell lennie, lásd később.

⁹ Például *Kulhavy-Smith* [2002], *Dominitz-Grether* [1999], *Cheung-Chinn* [1999].

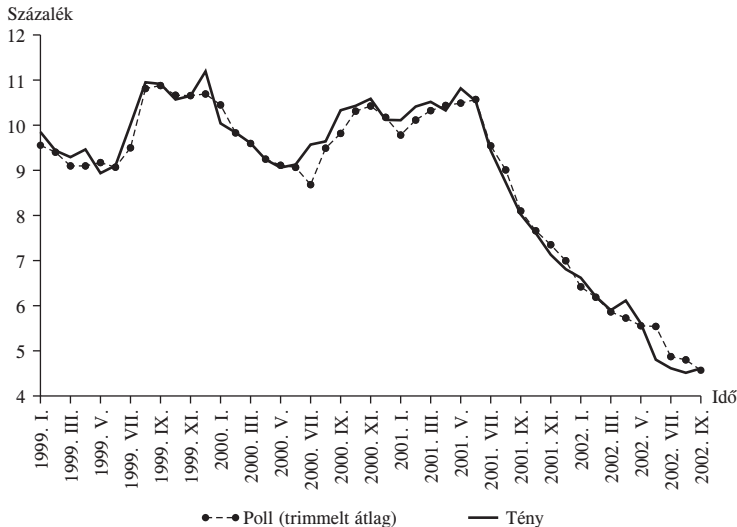
konszenzus – racionálisak, akkor a revízióknak, vagyis az adott időpontra vonatkozó előrejelzés változásának függetlennek kell lennie a korábban rendelkezésre álló információktól. Ebből következően az adott időpontra vonatkozó revízióknak autokorrelálatlanoknak kell lenniük.

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 (12. ábra).¹⁰

12. ábra

A Reuters-felmérés trimmelt átlaga az adott hónapra vonatkozó inflációról és a tényleges inflációs adatok



Az előrejelzések torzítatlanságát és hatékonyságát legáltalánosabban a

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

regresszióban az $\alpha = 0$, $\beta = 1$ hipotézisvizsgálattal szokás tesztelni, ahol π_{it}^e a t -edik időszakra vonatkozó, a $(t-1)$ -edik időszakban készített előrejelzés, π_t pedig a t -edik időszakos fogyasztói árindex.¹¹ Ha a hipotézis nem vehető el, az előrejelzés csak egy vélet-

¹⁰ Az eredményeket a trimmelt átlagra vonatkozóan mutatjuk be, de a becsléseket az egyszerű számtani átlaggal is elvégeztük, és az eredmények nem különböztek lényegesen egymástól.

¹¹ A racionalitást – vagyis a hibák előre jelezhetőségét tesztelő másik elterjedt módszer a következő. Megnézzük, mi történik, ha a tényinflációt becsljük magával az előrejelzéssel, valamint olyan változók halmazával, amelyek 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, amelyek az előrejelzés és a realizált infláció közötti kapcsolatot közvetlenül vizsgálják.

len, független eloszlású,¹² zérus várható értékű hibatagban tér el a tényinflációtól, tehát az előrejelzési hiba nem tartalmaz szisztematikus, előre megjósolható tévedést.¹³

Ha azonban 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 kointegrációbecsléssel vizsgálhatjuk.

Amennyiben 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 törekcsenek. 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 együtt-hatója 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–Smith-szerzőhármias módszerének segítségével

A különböző egységgyöktesztek¹⁴ szerint mind a 12 havi tényinfláció, mind a várakozások idősora első fokon integrált. A különböző tesztek eredményei tehát egybehangzók, azonban ha az idősorok strukturális törést tartalmaznak, az egységgyöktesztek 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 teszt¹⁵ mindkét idősor esetében az 1995 decemberétől 1998 decemberéig tartó időszakot (az infláció meredek, szinte egyenes csökkenése) trendstacionáriusnak, az 1998 decemberétől 2001 decemberéig tartó periódust (az infláció stagnálása) stacionáriusnak mutatja.

Megjegyezzük, hogy a nemzetközi empirikus vizsgálatokban a 12 havi infláción, illetve az előrejelzéseken elvégzett egységgyöktesztek a különböző országokban és különböző mintaidőszakokra szintén egyes képet mutatnak.¹⁶

A fenti megfontolások miatt a két változó közötti kointegráció becslésére a Pesaran–Shin–Smith-szerzőhármias nevével fémjelzett, a változók közötti hosszú távú kapcsolatot

¹² Megjegyezzük, hogy a felmérés idején (minden hó 15. és 25. között), az előző hónapra vonatkozó tényinfláció rendelkezésre áll, így nem áll fenn az előrejelzési horizontok átfedésének problémája.

¹³ Megjegyezzük, hogy a fenti hipotézist időnként pusztán a torzítatlanság tesztjének tekintik, ugyanakkor – mint arra például Holden–Peel–Thompson [1990] rámutatott – az $(\alpha, \beta) = (0, 1)$ nullhipotézis elvetése esetén is lehet torzítatlan az előrejelzés. Az $\alpha = 0$, $\beta = 1$ hipotézisben már a hatékonyság követelménye is megjelenik. Az állítás könnyen megérthető, ha egy olyan esetre gondolunk, amikor a konstans torzítatlan becslése az adott idősornak (például egy autoregresszív stacioner folyamat).

¹⁴ A numerikus becslések eredményeinek kimerítő bemutatása megtalálható e tanulmány teljes változatának függelékében (Krekó–Vonnák [2003] http://www.mnb.hu/dokumentumok/hu_hatter200301.pdf).

¹⁵ Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin [1992] stacionaritástesztje. Megjegyezzük, hogy a KPSS tesztnek rosszak a kismintás tulajdonságai, ezért a fenti eredményekből erős következtetéseket levonni nem lehet.

¹⁶ A Cheung–Chinn [1999] által elvégzett ADF teszt például elutasította az egységgyök nullhipotézisét az Egyesült Államok inflációjára az 1968–1998-as mintaidőszakon. Bakshi–Yates [1998] az angol inflációt illetően arra a következtetésre jutott, hogy a különböző egységgyöktesztek és a különböző mintaperiódusok vizsgálata ellentétes eredményekre vezetnek.

vizsgáló módszert alkalmazzuk, amelynek eredményei robusztusak a változók integráltsági fokára nézve.¹⁷ A módszer másik, számunkra fontos előnye a változók közötti hosszú távú kapcsolatot mérő 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.¹⁸

A következőkben először a *Pesaran–Shin–Smith* [1996] (a továbbiakban PSS) által kidolgozott eljárás segítségével teszteljük a hosszú távú kapcsolat *létét*, majd *Pesaran–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:¹⁹

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

A korlátozás nélküli dinamikus modell késleltetési struktúráját a Schwarz-féle 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.²⁰ Az *F*-statisztika értéke 7,08, ami meghaladja az 5 százalékos 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-féle információs kritérium segítségével történt *p* = 4, *q* = 2-ben határoztuk meg:²¹

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

A hosszú távú kapcsolat paramétereit az ARDL modellből következő átrendezéssel kapjuk meg:²²

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

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

illetve:

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

¹⁷ A két változó közötti kointegrációt első fokon integráltságot feltételezve a Johansen-tesztel is megvizsgáltuk. A Johansen-teszt eredményei megegyeznek a PSS-módszer szerinti eredményekkel.

¹⁸ A PPS teszt pozitív kismintás tulajdonságait hangsúlyozza a *Pesaran–Shin–Smith* [1999]. Az inflációs várakozások és a tényleges infláció közötti összefüggés vizsgálatára a PPS tesztet alkalmazza például *Bakshi–Yates* [1998] is.

¹⁹ A részletes eredményeket lásd a *Krekó–Vonnák* [2003] tanulmány függelékében.

²⁰ Ha a képzett *F*-statisztika a választott szignifikanciaszinthez 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 írnak-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*-statisztika a két kritikus érték közé esik, akkor a változók közötti hosszú távú kapcsolatról a változók integráltsági foka ismerete nélkül nem tudunk semmilyen következtetést levonni.

²¹ Az egyenletben először lineáris trendet is szerepeltettünk, ami nem bizonyult szignifikánsnak. A részletes eredményeket lásd a *Krekó–Vonnák* [2003] tanulmány függelékében.

²² Az ARDL regresszióban a trimmelt átlag és a hibátag nem korreláltak, vagyis nincs szükség az ARDL modell kiterjesztésére.

A hipotézisvizsgálathoz szükséges standard hibák meghatározását az úgynevezett *Bewley*-féle regresszióval végeztük el (*Bewley* [1979]).²³

Az 1. táblázatban a hosszú távú kapcsolat együttthatójára, illetve a konstansra vonatkozó nullhipotézisek tesztjeit közöljük. Egyszázalékos szignifikanciaszinten elvethető a ($\mu = 0, \beta = 1$) nullhipotézis, vagyis az adott hónapra vonatkozó előrejelzések *trimmelt átlaga nem bizonyult hatékony előrejelzésnek*.

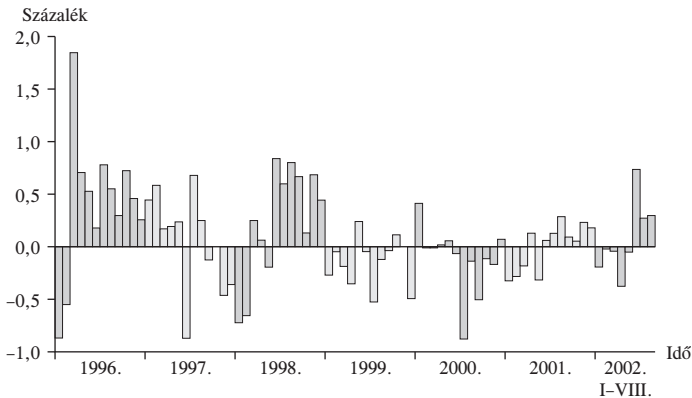
1. táblázat
A hosszú távú kapcsolat paramétereinek vizsgálata

Hipotézisvizsgáló	<i>F</i> -statisztika	<i>p</i> -érték
$\mu = 0, \beta = 1$	5,181	0,008

Az előrejelzési hibák viselkedése

A következőkben külön vizsgáljuk az előrejelzések torzítatlanságát és hatékonyságát, közvetlenül az előrejelzési hibák viselkedésének elemzésén keresztül. Ha a becslés hatékony, az előrejelzési hibák időszora fehérzaj-folyamatként írható le – ami megegyezik azzal az állítással, hogy a becslés és a realizált érték csak egy nulla várható értékű, autokorrelálatlan véletlen hibában tér el egymástól (13. ábra).

13. ábra
Előrejelzési hibák



Az egységgyöktesztek eredményei alapján az előrejelzési hibák időszora stacionáriusnak bizonyult.²⁴ A várható értékre és a korábbi előrejelzési hibáktól való függetlenségre vonatkozó követelményeket pedig a következő egyenletben:

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

²³ Részletes eredményeket lásd a *Krekó-Vonnák* [2003] függelékében.

²⁴ Részletes eredményeket lásd a *Krekó-Vonnák* [2003] függelékében.

ahol:

$$\text{surp}_t = \pi_t^e - \pi_t \quad (9)$$

a H_0 : $\alpha = 0$ és $\beta_i = 0$ hipotézissel teszteljük.²⁵

Az eredményeket a 2. táblázat, illetve a Krekó–Vonnák [2003] 10–11. táblázatai foglalják össze. Az AR(1) specifikációt a Box–Jenkins-módszer segítségével választottuk. Az AR(1) specifikáció reziduumaival végzett LM teszt eredményét a Krekó–Vonnák [2003] 10. táblázata, a becslés statisztikáit a 11. táblázata tartalmazza, a nullhipotézis tesztelését a 2. táblázatban közöljük. A Wald-teszt alapján 5 százalékos 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)

Tesztstatisztika	Érték	Szabadságfok	p -érték
F -statisztika	3,570860	(2, 75)	0,0330
Khi-négyzet	7,141721	2	0,0281

A következőkben külön-külön megvizsgáltuk az előrejelzési hibák várható értékét és autokorreláltságát (3. táblázat és Krekó–Vonnák [2003] 12–13. táblázat), pontosabban elkülönítve néztük az előrejelzések torzítatlanságát és a hatékonyságát. *Az előrejelzési hibák zérus várható értékének nullhipotézise nem vethető el, ami azt jelenti, hogy nincsen szisztematikusan egyirányú torzítás a trimmelt átlagban.*

3. táblázat

Az előrejelzési hibák várható értékére vonatkozó tesztelése. H_0 : átlag = 0

Minta: 1995. december–2002. május

Módszer	Érték	p -érték
t -statisztika	1,221084	0,2258
A minta elemszáma: 78		
A mintaátlag = 0,000563		
A minta szórása = 0,004071		

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 és 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.²⁶

²⁵ A (8) egyenlet tulajdonképpen az (1) egyenlet átrendezésével és kibővítésével írható fel, a $\beta = 1$ paramétermegkötéssel.

²⁶ Az amerikai *Survey of Professional Forecasters*ben például a torzítatlanság feltétele sem teljesül, az

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) 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:

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

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

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

A becsült α és β 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 β_1 azt jelentené, hogy az új információk beépítése a várakozásokba csak fokozatosan történik, vagyis az előrejelzés módosítását nagy valószínűséggel hasonló irányú módosítások követik. Negatív β_1 ugyanakkor az információk rendszeres túlreagálására utal, a módosítást várhatóan (részleges) korrekció követi. A gyenge hatékonyság tehát a következő hipotézis teljesülésén múlik:

$$H_0 : \alpha = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0. \tag{12}$$

A decemberi inflációra vonatkozó várakozások idősorai sajnálatos módon túl rövidek ahhoz (többnyire 24 megfigyelés), hogy robusztus becslést nyerhessünk az egyegyenes specifikációkból. *Clements* [1997] rámutatott: ha feltételezzük, hogy az együtthatók (az α és a β -k) nem különböznek előrejelzési horizontonként, jelentősen növelhető a megfigyelésszám, és ezáltal a tesztek ereje is. Bár ilyen feltételezéssel élni nem nélkülöz minden önkényt, az alternatív specifikáció, amelyben előrejelzési horizontonként más és más együtthatókat engedünk meg, azon túl, hogy jelentősen csökkenti a szabadsági fokok számát, intuitíve semmivel sem könnyebben igazolható. Követve tehát *Clements* [1997] ajánlását, az 1996. decemberi, 1997. decemberi, ..., 2002. decemberi infláció előrejelzéseinek módosításait [$R(1996)$, $R(1997)$, ..., $R(2002)$] összevonva becsültük saját késleltetettjeikkel:

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

$i = 1996, 1997, \dots, 2000.$

Clements [1997] tanulmányában arra is felhívja a figyelmet, hogy a (13) specifikációban a hibatagok 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

előrejelzők rendre magasabb inflációt vártak a tényleges értéknél. *Kulhavy-Smith* [2001] elvetette a hatékonyság hipotézisét az új-zélandi makroelemzők előrejelzéseit illetően. *Cheung-Chinn* [1999] elemzése szerint az ASA-NBER felmérés egyes előrejelzései sem feleltek meg a hatékonyság kritériumának.

év végére, így pozitív korrelációt tapasztalhatunk. Tekintettel erre a lehetőségre, a (13) modellt összevonva becsültük, és a legkisebb négyzetek (OLS) módszeren túl a SUR (*seemingly unrelated regression*) módszerrel is, amely a heteroszkedaszticitáson túl az egyidejű korrelációt is kezeli.²⁷ A késleltetési paramétert (p) 1-nek választottuk, ugyanis több késleltetés bevonása jelentősen csökkenti a szabadsági fokot.

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.²⁸

4. táblázat

Becsült együtthatók és standard hibák az összevont mintára

Megnevezés	α	β
OLS	0,00	0,02
Standard hiba	0,00	0,08
p -érték	0,99	0,84
SUR	0,00	-0,06
Standard hiba	0,00	0,08
p -érték	0,46	0,44

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 tanulmány elején jelzett megállapításunk 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.²⁹ (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.

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 együtthatója szignifikánsan negatív, az adott évre vonatkozóan a késleltetett revíziójának együtthatója pozitív, és gyengén (7,5 százalékos szinten) szignifikáns.

5. táblázat

Becsült együtthatók és standard hibák a két horizontra külön

Megnevezés	Aktuális év		Következő év	
	β	α	β	α
Becsült együttható	0,22	0,00	-0,25	0,00
Standard hiba	0,12	0,00	0,11	0,00
p -érték	0,08	0,91	0,04	0,89

²⁷ Legkisebb négyzetekkel becsülve, a reziduumokban ténylegesen kimutatható szignifikáns korreláció, amelynek nagysága 0,36 volt.

²⁸ Az egyenletet az egyes horizontokra külön is megbecsültük. A paraméterek – hasonlóan az összevont mintához – egyik esetben sem voltak szignifikánsak.

²⁹ Ezt a módszert alkalmazta *Kulhavy–Smith* [2001] is.

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, amelyet a következő időszakban nagy valószínűséggel korrekció követ. A becült modell magyarázóereje ugyanakkor rendkívül kicsi ($R^2 = 0,06$), vagyis a becült együtttható által sugallt dinamika jelentősége elenyésző.

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

Hivatkozások

- BAKSHI, H.–YATES, A. [1998]: Are UK inflation expectations rational? Bank of England Working Paper, No. 81.
- BATCHELOR R.–DUA, P. [1992]: Conservatism and consensus-seeking among economic forecasters. *Journal of Forecasting*, 11. 169–181. o.
- 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. o.
- BRISCHETTO, A.–DE BROUWER, G. [1999]: Householders' inflation expectations. Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper, 1999-03.
- CHEUNG, Y-W.–CHINN, M. D. [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*, Vol. 5.
- CLEMENTS, M. P. [1997]: Evaluating rationality of fixed event forecasts. *Journal of Forecasting*, Vol. 16.
- DAHL, C. M.–HANSEN, N. L. [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.
- DOMINITZ, J.–GREYER, D. [1999]: I know what you did last quarter: economic forecasts of professional forecasters. California Institute of Technology, Social Science Working Paper, No. 1068.
- GALLO, G. M.–GRANGER, W. J.–JEON, Y. [1999]: The impact of the use of forecasts in information sets. University of California, San Diego Discussion Paper, 99-18.
- HOLDEN, K.–PEEL, D.–THOMPSON, J. L. [1990]: *Economic Forecasting: An Introduction*. Cambridge University Press, Cambridge.
- KREKÓ JUDIT–VONNÁK BALÁZS [2003]: Makroelemzők inflációs várakozásai Magyarországon. MNB Háttertárgyalások, Magyar Nemzeti Bank, 2003/1. http://www.mnb.hu/dokumentumok/hu_hatter200301.pdf.
- KULHAVY, A.–SMITH, C. [2002]: Are revisions to Consensus Forecasts predictable? Reserve Bank of New Zealand, Wellington.
- KWIATKOWSKI, D. P.–PHILLIPS, C. B.–SCHMIDT, P.–SHIN, Y. [1992]: Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, Vol. 54.
- LASTER, D.–BENNETT, P.–GEOUM, S. [1999]: Rational bias in macroeconomic forecasts. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 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*, 69. 667–674 o.

- PESARAN, H. M.–SHIN, Y [1997]: An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Megjelent: *Strom, S.–Diamond P.* (szerk.): Centennial Volume of Ragnar Frisch, Cambridge University Press, Cambridge.
- PESARAN, H. M.–SHIN, Y.–SMITH, R. J. [1996]: Testing for the Existence of a Long-run Relationship. DAE Working Papers, 9622. Department of Applied Economics, University of Cambridge, Cambridge.
- PESARAN, H. M.–SHIN, Y.–SMITH, R. J. [1999]: Bounds testing approaches to the analysis of long run relationship. Cambridge University Press, Cambridge.
- ZARNOWITZ, V.–BRAUN P. [1993]: Twenty-two years of the NBER-ASA quarterly economic outlook surveys: Aspects and comparison of forecasting performance. Megjelent: *Stock, J. H.–Watson, M. W.* (szerk.): Business Cycles, Indicators, and Forecasting. NBER Studies in Business Cycles, Vol. 28.

Az *Acta Oeconomica* Magyarországon megjelenő, a Journal of Economic Literature és az Elsevier Geobase által referált angol nyelvű közgazdasági folyóirat. Az Akadémiai Kiadó adja ki és terjeszti világszerte. A folyóirat a közép-európai és magyarországi gazdaságfejlődés, az átalakulás folyamatának elméleti és általános kérdései, a gazdaságpolitika, az ökonometria és a matematikai gazdaságtan területéről közöl tanulmányokat. Helyet kapnak benne a világgazdaságtan, az európai integráció, a munkagazdaságtan, az ipargazdaságtan és iparfejlődés, a pénzügyek és az üzleti gazdaságtan témakörei is.

A 2001-ben megújult szerkesztőség új szerkesztési elveket vezetett be: a szerkesztőség számára beküldött eredeti, idegen nyelven máshol nem megjelenő cikkeket legalább két, a szerző számára rejtve maradó lektor opponálja, és a szerzők sem ismertek az opponensek előtt.

Főszerkesztő: *Török Ádám*. Szerkesztőbizottság: *Bara Zoltán, Csaba László, Halmi Péter, Király Júlia, Köllő János, Mátyás László, Voszka Éva*. A szerkesztőség munkáját külföldi tanácsadó testület segíti, tagjai: *Anders Åslund, Yegor Gaidar, Grzegorz Kolodko, Patrick A. Messerlin, Mario Domenico Nuti, Hans-Jürgen Wagener*. Szerkesztő: *Ványai Judit*.

Angol nyelvű cikkeket vár az *Acta Oeconomica* szerkesztősége:
Budapest, 1112 Budaörsi út 45. E-mail: vanyai@econ.core.hu

Megjelenik évente négy füzetben. Előfizetési díj egy évre: 17 900 Ft + áfa.