

MNB Füzetek
1999/4

Lieli Róbert:

**AZ IDŐSORMODELLEKEN ALAPULÓ INFLÁCIÓS ELŐREJELZÉSEK:
EGYVÁLTOZÓS MÓDSZEREK**

1999. április

ISSN 1219 9575

ISBN 963 9057 38 x

Az MNB megbízásából készítette:

Lieli Róbert: a Kossuth Lajos Tudományegyetem végzős hallgatója

E-mail: rlieli@economics.econ.klte.hu

E kiadványsorozat a Magyar Nemzeti Bankban készült elemző és kutató munkák eredményeit tartalmazza, és célja, hogy az olvasókat olyan észrevételekre ösztönözze, melyeket a szerzők felhasználhatnak további kutatásaikban. Az elemzések a szerzők véleményét tükrözik, s nem feltétlenül esnek egybe az MNB hivatalos véleményével.

Magyar Nemzeti Bank

1850 Budapest

Szabadság tér 8-9.

<http://www.mnb.hu>

Tartalomjegyzék:

1. Összefoglalás.....	1
1.1. Az előrejelzés adatbázisa.....	1
1.2. A SARIMA modellek.....	2
1.3. A rendellenes megfigyelések problémája	4
1.4. Az előrejelzés eredményei.....	5
1.5. Mintán kívüli előrejelzések és a modellek értékelése	6
1.6. Konklúzió	8
2. A modellezés technikai részletei	10
2.1. A SARIMA modellek alakja és identifikációjuk alapelvei.....	10
2.2. A differenciálás kérdése a hagyományos Box-Jenkins metodológia tükrében.....	11
2.3. A differenciálás kérdése a HEGY-metodológia tükrében	15
2.4. A transzformált idősorok modellezése.....	18
2.4.1. Az ARMA tagok identifikációja a Box-Jenkins transzformáció után	18
2.4.2. Az ARMA tagok identifikációja a HEGY-transzformáció után.....	18
2.5. Endogenitás, exogenitás és a rendellenes megfigyelések problémája.....	19
2.5.1. Az additív outlier modell.....	20
2.5.2. Az innovációs outlier modell.....	21
3. A modellezés eredményei és értékelésük.....	22
3.1. A becsült modellek.....	22
3.2. Mintán kívüli vizsgálatok 1998. január-decemberre	24
3.3. Az idősormodellek és a piaci szereplők előrejelzéseinek összevetése	36
3.3.1. Előrejelzések 1998. decemberére különböző kezdőpontokból	36
3.3.2. Előrejelzések 1997. decemberére különböző kezdőpontokból	40
3.3.3. Havi statikus előrejelzések.....	42
4. Előrejelzések 1999-re.....	44
4.1. Havi bontású előrejelzések	44
4.2. Negyedéves adatokon alapuló előrejelzések.....	51
5. Hivatkozások	53
1. Függelék: A havi inflációs idősorok korrelogramjai	54
2. Függelék: A havi inflációs idősorok periodogramjai	55
3. Függelék: Az inflációs idősorok korrelogramja a Box-Jenkins transzformáció elvégzése után	56
4. Függelék: Az inflációs idősorok periodogramja a Box-Jenkins transzformáció elvégzése után	57
5. Függelék: Tipikus SARIMA korrelogramok.....	58
6. Függelék: a Theil-féle egyenlőtlenségi mutató.....	59
7. Függelék: Az 1998. decemberi 12 havi előrejelzések változása	60

1. Összefoglalás*

Az alábbi néhány oldalon összefoglalom a tanulmány célját, az alkalmazott módszertani apparátust és a főbb eredményeket. Az egyes szakaszok végén megjelöltem, hogy a dolgozat melyik fejezete fejt ki bővebben az adott témát.

1.1. Az előrejelzés adatbázisa

Jelen tanulmány célja a magyarországi infláció alakulásának idősor-modellekkel történő előrejelzése. Az infláció elsődleges mércéjeként a fogyasztó árindex és különböző részárindexei havi és éves inflációs rátáját használok. A KSH havi rendszerességgel nyolc fő árindexet készít, melyek a következő bővebb termékcsoportokat foglalják magukban:

1. Élelmiszerek (ÉLELM)
2. Szeszesitalok és dohányárak (SZESZ)
3. Ruházkodási cikkek (RUHA)
4. Tartós fogyasztási cikkek (TARTÓS)
5. Háztartási energia (ENERG)
6. Egyéb cikkek (EGYÉB)
7. Szolgáltatások (SZOLG)
8. A teljes fogyasztói árindex (CPI)

Ismeretes azonban, hogy a fogyasztói árindex több szempontból tökéletlen mérőszáma az inflációs folyamatnak.¹ Éppen ezért modelleztem az MNB által számított, ún. maginflációs idősort (MAG) is, mely vélhetőleg jobban tükrözi az infláció alakulásának hosszú távú tendenciáit.

A fogyasztói árindexszel mért infláció előrejelzése azért is fontos, mert ez az a statisztika, melynek alakulását a sajtó és a közvélemény figyelemmel kíséri. Az inflációs folyamatot magyarázni kívánó kutató számára viszont éppen a maginfláció várható alakulása hordozhat több információt.

A statisztikai modelleket az indexek havi inflációs rátájára illesztettem, és az ily módon kapott havi inflációs előrejelzésekből számoltam ki az éves (12 havi) előrejelzéseket. Az előrejelzések információs bázisát kizárólag az idősorok múltbeli értékei alkották: célom nem az inflációs folyamat alakulásának közgazdasági magyarázata, hanem pusztán statisztikai eszközökkel történő előrejelzése volt. A felhasznált adatok 1992. januárjáig nyúlnak vissza—ennél korábbi megfigyelések felhasználása több okból sem célszerű. Az 1992 előtti adatok feltehetően nagy mérési hibával terheltek, és az idősorokból szemmel látható, hogy az infláció variabilitása ezen időpont előtt jóval nagyobb volt, mint amilyen mértékű változékonyság később megfigyelhető. (Az általam használt modellek nem kifejezetten alkalmasak a variancia változásának figyelembe vételére.) A felhasznált idősorok szezonálisan nem kiigazítottak, a szezonaritást a modelleken belül kezeltem.²

*Köszönettel tartozom Darvas Zsoltnak a több féléves közös munkáért, mely nélkül ez a tanulmány sem készülhetett volna el. További hasznos észrevételeket tettek a dolgozat MNB-ben tartott prezentációjának résztvevői, különösen Bugnics Richárd, Hamecz István, Körösi Gábor, Mátyás László, Neményi Judit és Székely István. A dolgozatban ennek ellenére fellelhető hibákért kizárólag engem terhel felelősség.

¹ Lásd Zsoldos (1998).

² A tradicionális szemléletű idősoranalízis a szezonaritást olyan zavaró tényezőnek tekinti, melytől a modellezés előtt a vizsgált idősort meg kell tisztítani (különösen, ha a hosszú távú tendenciák vizsgálata a

1.2. A SARIMA modellek

Az infláció előrejelzése során alkalmazott statisztikai modellek az úgynevezett SARIMA modellcsalád tagjai közül kerültek ki, melyek tulajdonképpen az egyszerű ARMA (autoregresszív-mozgóátlagolású) modellek kiterjesztései szezonalitást és nem stacionárius viselkedést mutató idősorokra.

A modellek felállításának első lépéseként találni kell egy olyan transzformációt, mely a vizsgált idősor stacionáriussá teszi.³ A Box és Jenkins nevével fémjelzett hagyományos metodológia szezonalitást mutató idősorok esetében általában szezonális differencia⁴ képzését ajánlja e cél érdekében. Ez a látszólag egyszerű transzformáció azonban valójában rendkívül összetett; használata olyan implicit feltevések elfogadásával jár, melyek *a priori* alapokon csak ritkán védhetők. Havi idősorok esetében a szezonális differenciálás ugyanis összesen 12 (egy nem szezonális és 11 szezonális) egységgyököt feltételez az eredeti idősorban, és ha ténylegesen ennél kevesebb egységgyök van jelen, akkor a szezonális differenciálásnál egyszerűbb, abba “beágyazott” transzformáció is elégséges a stacionaritás eléréséhez. A szezonális differencia képzése ebben az esetben rosszul modellezhető, “túldifferenciált” idősorhoz vezet.

Elismerve a felvetés jogosságát, a modellezés során először megkerestem a hagyományos Box-Jenkins metodológia által javasolt transzformációt, majd egy formális szezonális egységgyök-tesztel vizsgáltam helyénvalóságát. Az eredmények azt mutatják, hogy a szezonális differencia képzése általában “túldifferenciált” idősorhoz vezet. Ennek ellenére nem vettem el a stacionárius-transzformáció e hagyományos módszerét, de alternatívaként alkalmaztam a szezonális egységgyök-teszt által javasolt transzformációt is. A döntést az indokolja, hogy a hagyományos Box-Jenkins metodológia alapján felállított modellek – az esetleges “túldifferenciálás” ellenére – jó előrejelzéseket produkálnak a gyakorlatban; az alternatív módszerrel kapcsolatban kevesebb a tapasztalat. Az infláció előrejelzését következőképp két külön modellcsoport segítségével végeztem—az első csoport a hagyományos Box-Jenkins transzformációnak alávetett inflációs idősorok modelljeit tartalmazza, a második csoport modelljei pedig a szezonális egységgyök-tesztek által javasolt átalakítással kapott idősorokra vonatkoznak. (A szezonális egységgyök-teszteken alapuló modellezésre sokszor HEGY-metodológia néven fogok hivatkozni, utalva a tárgykör alapvető referenciájának szerzőire: Hylleberg et al. (1990).) Az egyes idősorokra alkalmazott konkrét transzformációk a 2.2.2 illetve a 2.3.3. táblázatokban vannak összefoglalva.

A transzformált idősorokra – a transzformáció módszerétől függetlenül – ARMA modelleket illesztettem. Az ARMA modellek az idősor jelen időpontbeli értékét múltbeli értékek és sokkok, valamint egy hibatag – a jelenbeli sokk – lineáris függvényeként írják fel. (A múltbeli értékeket autoregresszív, a múltbeli sokkokat pedig mozgóátlagolású tagnak hívják.) Az egyszerűen elkészíthető ARMA modellek – legalábbis rövid távon – gyakorta jobb előrejelzését adják a gazdasági idősoroknak, mint az összetett “strukturális” makromodellek. A hazai szakirodalomban ugyanakkor nincsenek még publikált eredmények arra vonatkozóan, hogy SARIMA modellek segítségével kielégítő módon lehet-e leírni és előrejelezni a magyar inflációs folyamatot. Ez a dolgozat tulajdonképpen erre a kérdésre keresi a választ.

cél). A “szezonális kiigazítás” általánosan alkalmazott módszerei azonban meglehetősen *ad hoc* természetűek, és újabban éles kritika célpontjaivá váltak. Lásd Franses (1996) és (1998).

³ Természetesen fennáll az a lehetőség, hogy a vizsgált idősor már stacionárius, és ezért nincs szükség transzformációra. Az inflációs idősorok esetén azonban számos jel mutat arra, hogy a stacionaritási feltétel nem teljesül. Lásd bővebben a 2. fejezetet.

⁴ Egy havi rendszerességgel megfigyelt y_t idősor szezonális differenciáján az $y_t - y_{t-12}$ különbséget értjük. Az inflációs idősorok esetében ez a mennyiség a havi infláció *változását* adja meg az előző év azonos hónapjához képest.

Viszonylagos egyszerűségük ellenére a SARIMA modellek alkalmasak meglehetősen összetett időbeli folyamatok leírására. Az ilyen típusú modellek működésének megértéséhez célszerű egy konkrét példa alapján bemutatni a különböző hatásmechanizmusokat. Az alábbiakban az élelmiszerek havi inflációs rátáját leíró első számú – a hagyományos Box-Jenkins transzformációt alkalmazó – modell példáján mutatom be, hogy miként olvasható ki egy becsült SARIMA modellből az infláció – általában pedig a modellezett idősor – dinamikája.

A modell tehát nem a havi infláció szintjére, hanem szezonális differenciájára van felírva. Ezt az idősort egy negatív (bár inszignifikáns) konstans, egy szezonális (12 periódussal késleltetett) autoregresszív tag és egy első rendű (egy periódussal késleltetett) mozgóátlagolású tag írja le sikeresen. Az autoregresszív tag -1 és 0, míg a mozgóátlagolású tag 0 és 1 közötti együtthatóval rendelkezik.⁵ Ha y_t jelöli az élelmiszerek havi inflációs rátáját, Δ_{12} a szezonális differencia képzését és ε_t a véletlen sokkokat, akkor a modellt formálisan az alábbi módon lehet felírni:

$$\Delta_{12}y_t = -0,0025 - 0,50\Delta_{12}y_{t-1} + 0,44e_{t-1} + e_t$$

A modell alapján az élelmiszerek inflációs dinamikáját tehát a következő három tényező vezérli:

1. A negatív konstans azt jelenti, hogy az infláció hosszú távon csökkenő tendenciát mutat: jelenleg létezik az inflációnak egy átlagos (várható) csökkenési üteme, mely azt mutatja meg, hogy az infláció egy adott hónapban átlagosan (várhatóan) mennyivel lesz kevesebb, mint az előző év ugyanazon hónapjában. (A várható csökkenési ütem pontos nagyságát az autoregresszív tag együtthatója és a konstans tag együtt határozza meg.) Az inflációnak létezik tehát egy tehetetlenségi komponense, mely jelenleg a csökkenés irányába hat.
2. Az a tény, hogy az autoregresszív tag együtthatója abszolút értékben kisebb mint egy, biztosítja, hogy a havi infláció 12 hónappal ezelőtti értékéhez viszonyított megváltozása valóban a fenti várható érték körül ingadozzon, és hosszú távon konvergáljon hozzá. A negatív előjel figyelembe vételével ez azt jelenti, hogy ha az infláció tényleges csökkenése egy adott hónapban meghaladja a csökkenés átlagos mértékét, akkor – amennyiben nem éri az inflációt előre nem látható sokk – a 12 hónap múlva mérhető havi infláció valamivel *magasabb* lesz, mint az az érték, amit *egyedül* az átlagos csökkenési ütem figyelembe vételével kapnánk. Ennek az eltérésnek az abszolút értéke azonban már kisebb, mint a 12 hónappal azelőttié.
3. Ha az infláció dinamikáját csupán a fent tárgyalt két tényező irányítaná, akkor az egy viszonylagos pontossággal előrejelezhető folyamat lenne. Létezik azonban az inflációnak egy “meglepetés” komponense, mely nem jósolható meg az infláció múltbeli alakulásából. A mozgóátlagolású tag azt írja le, hogy ezek a sokkok (vagy úgynevezett “innovációk”) miként épülnek be az inflációs folyamatba. Tegyük fel, hogy egy adott hónapban a havi inflációs ráta 1 százalékponttal haladja meg az előrejelzett értékét – például az infláció csökkenése egy százalékponttal kisebb a vártnál (*pozitív* innováció). Az elsőrendű mozgóátlagolású tag jelenléte és a 0 és 1 közé eső együttható azt jelenti, hogy a *következő* hónapban az infláció értéke nulla egész valahány százalékponttal *nagyobb* lesz annál, mint amit kizárólag az előző két dinamikus tényező alapján jósolni

⁵ Véges mintában a paraméterek becslése mindig torzított, ugyanakkor bizonyos feltételek esetén konzisztens. Előbbi azt jelenti, hogy a becslés várható értéke nem felel meg a paraméter “valódi” értékének, utóbbi pedig azt, hogy növelve a mintaelemszámot, a becsült érték egyre közelebb kerül a valódi paraméterhez. A becslés torzítottsága azzal a következménnyel jár, hogy a származtatott előrejelzés is torzított lesz.

lehetne. Vagyis az infláció tehetetlenségének van egy másik dimenziója is: az ebben a hónapban jelentkező véletlen sokkok a következő hónap inflációját is közvetlenül befolyásolják — időre van szükség a teljes adaptációhoz. Ha nincs másodrendű mozgóátlagolású tag, és nincs újabb “meglepetés” (az innovációk értéke nulla), akkor egy adott sokk a felmerülése utáni második hónapban már nem gyakorol közvetlen hatást az inflációs rátára: a dinamika irányítását az első két tényező veszi át, a sokk hatása elenyészik, és az infláció csökkenése ismét visszatér az átlagos értékéhez.

A SARIMA modellből származó inflációs előrejelzések tulajdonképpen a fenti dinamikus tényezők alkalmazásával készülnek, azon feltételezés mellett, hogy az innovációk értéke az előrejelzési periódusban nulla.

A SARIMA modellek formális tárgyalása és az identifikáció lépéseinek részletes bemutatása a 2. szakaszban olvasható (10. oldal).

1.3. A rendellenes megfigyelések problémája

Az időszorelemzés egyik alapvető feltevése, hogy létezik egy úgynevezett adatgeneráló folyamat, melyből az idősor megfigyelt értékei származnak. Egy felállított idősor-modell tulajdonképpen az adatgeneráló folyamat reprezentációjának tekinthető. Egy modell akkor “jó”, ha képes számot adni az idősor megfigyelt értékeiről, anélkül, hogy a reziduumok extrém értékeket vennének fel, vagy bennük bármilyen “minta” maradna.

A modellezés során gyakorta felmerülő probléma, hogy sok ténylegesen megfigyelt idősorban – az általam tanulmányozott inflációs idősorokban is – időnként élesen kiugró, az idősor addigi és azt követő alakulásába nem illő, rendellenes megfigyelések⁶ jelennek meg, melyek valószínűleg nem az idősor “normális” adatgeneráló-folyamatából származnak. Ha ezeket a rendellenes megfigyeléseket potenciálisan vissza nem térő, az adatgeneráló folyamaton kívüli események okozták, akkor egy előrejelző-modell illesztésekor mindenképpen célszerű eltávolítani őket, éppen azért, mert egyszeriek és extrémek, és mert eltorzíthatják a “rendes” – és a jövőben feltehetőleg zavartalanul működő – adatgeneráló folyamat becslését.

Az általam vizsgált periódusban rengeteg olyan esemény történt a magyar gazdaságban, melyek rendellenes megfigyelésként csapódhattak le az inflációs idősorokban. A hatósági ármeghatározás, a fogyasztói árakra közvetlenül ható valamely adó módosítása – általában bármilyen adminisztratív beavatkozás – tipikusan ilyen eseménynek tekinthető: ezek az események az idősormodell szempontjából olyan külső hatások, amelyek modellezése nem tűnt célszerűnek, különösen, hogy a jövőben feltehetően egyre ritkábbá válnak. Nyilvánvaló, hogy a rendellenes megfigyelések problémája inkább releváns az olyan termékcsoporthoz, melyek árának alakulása nagy részben hatósági döntések függvénye. Ilyen termékcsoporthoz számít a “háztartási energia”, illetve a “szeszes italok és dohányárak” elnevezésű aggregátum. Természetesen a piaci árak termékek inflációs idősorában is előfordultak aberráns megfigyelések; mindenképpen célszerűnek tűnt azonban eltérő outlier-kezelő módszereket alkalmazni a piaci illetve hatósági árak termékek idősoraira.

A rendellenes megfigyelések azonosításának és kezelésének módszereit részletesen a 2.5. alfejezet mutatja be (19. oldal).

⁶ Az irodalomban szokásos még az “aberráns megfigyelés” illetve “outlier” kifejezések használata.

1.4. Az előrejelzés eredményei⁷

A fogyasztói árindex (CPI) inflációs rátáját végül öt különböző módon jeleztem előre. Az első két előrejelzés közvetlenül a fogyasztói árindexre illesztett Box-Jenkins illetve HEGY modellből származik; a maradék három pedig a hét részaggregátum különböző előrejelzéseinek súlyozott átlaga (ezeket S.Á.-val jelölöm a későbbiekben). Az átlagolásnál azokat a súlyokat használtam, amelyekkel az egyes részaggregátumok az 1998-as teljes fogyasztói árindexben részt vesznek. Az első és második súlyozott átlagot a két különböző modell-csoportból származó előrejelzések felhasználásával számoltam. A harmadik ("vegyes") súlyozott átlag képzésénél a részaggregátumokat legjobban leíró modelleket vettem figyelembe, függetlenül attól, hogy melyik módszer alkalmazásával készültek. A jószág kritériuma a mintán kívüli előrejelzési teljesítmény volt. A modellek a havi inflációt jelzik előre közvetlenül; az 12 havi inflációs ráták ezek alapján számíthatóak. A jóslat értékek alatt zárójelben található számok egy 95 százalékos konfidencia-intervallum határait jelölik ki (az előrejelzésekhez viszonyítva). Az intervallum-becslések az úgynevezett bootstrap eljárással készültek.⁸ A kapott határok egyébként már rövid távon is elég szélesek, és hosszú távon még inkább kinyílnak, minimális többletinformációt szolgáltatva csupán.

1.4.1. táblázat

	A CPI előrejelzései 1999-re				
1999	BJ	HEGY	S. Á. 1	S. Á. 2	S. Á. 3
(Tény) I	109,8	109,8	109,8	109,8	109,8
(Tény) II	109,4	109,4	109,4	109,4	109,4
III	109,3	110,0	109,3	109,1	109,2
	(-1,1; +1,0)	(-1,5; +1,8)	(-0,7; +0,9)	(-1,2; +0,4)	(-1,1; +0,5)
IV	109,1	110,4	109,3	108,8	109,3
	(-2,0; +1,7)	(-1,9; +2,1)	(-1,2; +1,2)	(-1,3; +0,8)	(-1,4; +0,9)
V	108,9	110,7	109,1	108,1	109,0
	(-2,7; +2,2)	(-5,3; +2,1)	(-1,5; +1,6)	(-1,5; +1,5)	(-1,7; +1,3)
VI	109,1	111,1	109,6	108,0	109,6
	(-3,4; +2,7)	(-6,9; +2,1)	(-1,7; +1,9)	(-1,8; +1,7)	(-1,8; +1,7)
VII	108,9	110,5	109,5	108,1	109,5
	(-3,8; +3,1)	(-9,5; +1,2)	(-2,0; +2,1)	(-2,4; +2,0)	(-2,1; +1,9)
VIII	108,9	110,0	109,6	107,9	109,4
	(-4,2; +3,4)	(-8,2; +3,8)	(-2,2; +2,2)	(-2,7; +2,2)	(-2,5; +2,3)
IX	108,9	109,7	109,7	107,9	109,5
	(-4,9; +3,7)	(-9,1; +4,3)	(-2,6; +2,6)	(-2,8; +2,7)	(-2,6; +2,6)
X	108,8	109,5	109,6	107,6	109,3
	(-5,3; +4,2)	(-8,2; +7,0)	(-2,8; +2,6)	(-3,0; +2,9)	(-2,8; +3,0)
XI	108,9	109,4	109,7	107,3	109,5
	(-5,7; +4,4)	(-12,1; +3,8)	(-3,2; +2,9)	(-3,3; +3,5)	(-3,1; +3,2)
XII	108,9	109,0	109,8	107,2	109,5
	(-6,1; +4,6)	(-7,6; +9,7)	(-3,6; +3,1)	(-3,7; +4,0)	(-3,4; +3,7)

Az 1999. évi inflációra vonatkozó becslések sajnálatos módon eléggé szóródnak az alkalmazott modell függvényében: a legpesszimistább (9,8%) és a legoptimistább (7,2%) előrejelzés közti különbség közelíti a 3 százalékpontot. Az egyváltozós modellezés módszertanának keretein belül nincs biztos módszer annak eldöntésére, hogy melyik modell előrejelzései a legmegbízhatóbbak. A mintán kívüli előrejelzések – lásd a következő szakaszt – nyújtanak ugyan némi tájékoztatást, de az eredmények korántsem perdöntőek.

⁷ A dolgozat befejezésekor rendelkezésre álló utolsó inflációs adat 1999. februári volt.

⁸ A bootstrap eljárás leírását lásd a 3. fejezetben, a 44. oldalon.

A becsült modellek részletes bemutatása a 3.1. szakaszban található (22. oldal). Az 1999-re vonatkozó előrejelzéseket a 4. fejezet tartalmazza (44. oldal).

1.5. Mintán kívüli előrejelzések és a modellek értékelése

Mintán kívüli előrejelzések készítésével bizonyos képet lehet alkotni a különböző inflációs modellek "jószágáról", az előrejelzések várható pontosságáról. A modellek ily módon való tesztelését az 1998 januártól decemberig terjedő tizenkét hónapos időszakra végeztem el. A vizsgálatnak a teljes fogyasztói árindexet előrejelző modellekre vonatkozó eredményeit az 1.5.1.-1.5.2. táblázatok foglalják össze. A dinamikus előrejelzés 1997 decemberéig terjedő adatok felhasználásával készült, és azt mutatja meg, hogy az 1997 decemberében milyennek "látszódtott" az infláció alakulása 1998 első tizenkét hónapjára vonatkozóan. A statikus előrejelzés ezzel szemben olyan *egyhavi* előrejelzések sorozata, melyek felhasználják az adott időpontban rendelkezésre álló összes megfigyelést. Más szóval a statikus előrejelzés azt az eredményt mutatja, amit akkor kapunk, ha csak egy hónapra jelzünk előre az addig rendelkezésre álló adatok alapján megbecsült modellel. Az 1998. áprilisi előrejelzés például 1998 márciusáig terjedő adatok segítségével készült, az 1998. májusi már felhasználja az áprilisi megfigyelést is stb.

A táblázatokban feltüntetett "naiv modellek" az előrejelzési pontosság referencia-pontjaiként szolgálnak. Az első naiv modell az előző év azonos hónapjának inflációs rátájával jelzi előre adott hónap inflációs rátáját, míg a második naiv modell egy determinisztikus időtrend és tizenkét szezonális dummy változó segítségével teszi ugyanezt. A felállított idősormodellekkel szemben jogos elvárás, hogy ezeknél a módszereknél jobb előrejelzést nyújtsanak.

Mindegyik előrejelzésről elmondható, hogy a vizsgált periódusban (különösen 1998 második felében) felülbecsülte az infláció alakulását—olykor nem is kis mértékben. A statikus előrejelzéseknél (elvárható módon) ez a tendencia enyhébb, néha még fordított irányú tévedés is előfordul. Az infláció tényleges értéke azonban legtöbbször alatta maradt mind az év eleji, mind az egy hónappal azelőtti előrejelzésnek (június és szeptember látványos példák). Az illeszkedési statisztikák vizsgálata azt sugallja, hogy a súlyozott átlagok (S. Á.) megbízhatóbb előrejelzői az inflációnak, mint az önálló modellek. A szezonális egységgyök-tesztek eredményeinek figyelembe vételével készült modellek (HEGY) sem a dinamikus, sem a statikus előrejelzés tekintetében nem teljesítenek jobban a szezonális differenciákra illesztett modelleknél (Box-Jenkins). Ez a konklúzió azonban nem általánosítható: néhány részaggregátumot a HEGY módszer követésével kapott modell ír le jobban.

A felállított idősormodellek abból a szempontból is értékelhetők, hogy az általuk jóslott értékek miként viszonyulnak a piaci szereplők előrejelzéseéhez. Erre vonatkozó vizsgálatokat a 3.3. alfejezet tartalmaz. Az eredmények azt mutatják, hogy (1) a hosszú távú (6-7 hónapnál hosszabb időszakra vonatkozó) előrejelzések tekintetében a piac egyértelműen pontosabb; (2) a rövid távú, de nem a közvetlen jövőre vonatkozó előrejelzések tekintetében (vagyis kb. 3-7 hónapos távlatban) az idősormodellek nyújtanak valamivel jobb teljesítményt; (3) a közvetlen jövőre (1-2 hónap) vonatkozóan a piaci és az idősor-előrejelzések gyakorlatilag egyenértékűek.

1.5.1. táblázat

A CPI havi inflációs rátája (%)									
		Dinamikus mintán kívüli Előrejelzés				Statikus mintán kívüli Előrejelzés			
1998	Tény	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	3,0	3,9	4,1	3,7	4,1	3,9	4,1	3,7	4,1
II	1,7	2,2	1,9	2,2	2,1	1,8	0,9	2,2	2,0
III	1,3	1,9	1,7	1,9	1,8	1,6	1,6	1,9	1,7
IV	1,0	1,4	1,8	1,4	1,4	1,1	1,7	1,4	1,3
V	1,2	1,4	1,9	1,3	1,4	1,2	1,3	1,3	1,3
VI	0,3	1,5	1,2	1,7	0,8	1,3	0,6	1,7	0,7
VII	-0,2	-0,0	0,4	-0,1	0,5	-0,6	-0,3	-0,1	0,3
VIII	-0,4	0,2	-0,4	0,2	0,7	0,0	-0,8	0,2	0,6
IX	0,6	1,4	1,0	1,4	2,0	1,1	1,3	1,4	1,8
X	0,9	1,2	0,9	1,1	1,8	0,8	0,9	1,1	1,5
XI	0,3	1,1	1,4	1,2	1,2	0,9	0,6	1,2	1,0
XII	0,3	1,0	1,4	1,1	1,1	0,6	0,4	1,1	0,8
RMSE		0,65%	0,72%	0,69%	0,81%	0,49%	0,52%	0,69%	0,68%
MAE		0,59%	0,61%	0,59%	0,74%	0,39%	0,41%	0,59%	0,59%
THEIL		0,22	0,24	0,24	0,27	0,18	0,19	0,24	0,23
BIAS		0,82	0,71	0,73	0,83	0,39	0,13	0,73	0,76
VAR		0,01	0,04	0,00	0,00	0,11	0,29	0,00	0,01
COV		0,17	0,25	0,26	0,17	0,50	0,57	0,26	0,23

Megjegyzés: S. Á.: súlyozott átlag. RMSE: Root Mean Squared Error, a négyzetes eltérések átlagának gyöke (százalékpont); MAE: Mean Absolute Error, az abszolút eltérések átlaga (százalékpont). A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

1.5.2. táblázat

A CPI havi inflációs rátája (%)							
		Dinamikus mintán kívüli Előrejelzés			Statikus mintán kívüli Előrejelzés		
1998	Tény	S. Á. (BJ)	S. Á. (HEGY)	S. Á. (VEGYES)	S. Á. (BJ)	S. Á. (HEGY)	S. Á. (VEGYES)
I	3,0	3,4	3,2	3,2	3,4	3,2	3,2
II	1,7	2,0	1,8	1,9	1,8	1,6	1,7
III	1,3	1,6	1,3	1,5	1,5	1,2	1,5
IV	1,0	1,3	1,3	1,1	1,1	1,2	1,0
V	1,2	1,1	1,2	1,1	0,9	0,7	1,0
VI	0,3	1,2	1,0	1,1	1,3	1,0	1,2
VII	-0,2	0,0	0,3	-0,0	-0,5	0,1	-0,4
VIII	-0,4	0,1	-0,2	-0,0	0,1	0,0	0,0
IX	0,6	1,3	1,0	1,2	1,1	1,3	1,1
X	0,9	1,1	1,1	1,0	0,8	1,2	0,8
XI	0,3	0,9	1,0	0,9	0,8	0,5	0,8
XII	0,3	0,9	1,0	0,8	0,7	0,4	0,6
RMSE		0,48%	0,42%	0,40%	0,44%	0,38%	0,39%
MAE		0,43%	0,33%	0,33%	0,37%	0,32%	0,31%
THEIL		0,18	0,16	0,15	0,17	0,15	0,15
BIAS		0,72	0,63	0,61	0,36	0,28	0,33
VAR		0,01	0,06	0,04	0,00	0,03	0,00
COV		0,28	0,31	0,35	0,64	0,69	0,67

Megjegyzés: S. Á.: súlyozott átlag. RMSE: Root Mean Squared Error, a négyzetes eltérések átlagának gyöke (százalékpont); MAE: Mean Absolute Error: az abszolút eltérések átlaga (százalékpont). A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

Érdemes figyelmet szentelni annak a ténynek, hogy az infláció a 1998. második felében jóval kisebb mértékű volt annál, mint amilyen értékeket az infláció múltbeli alakulására támaszkodva – akár csak egy hónappal megelőzően – jósolni lehetett. Statisztikai tesztek tanúsága szerint a modellek hibatagjaiban (természetesen) nincs autokorreláció, úgyhogy mindenképp érdemes elgondolkodni azon, hogy mi okozhatta a fenti periódusban a negatív inflációs sokkok egy ilyen sorozatát. De természetesen az is érdekes kérdés, hogy milyen gazdasági folyamatok tették (teszik) lehetővé az infláció *megjósolt* csökkenését. Mivel ennek a tanulmánynak nem célja az infláció közgazdasági magyarázata, ezért csak röviden utalok arra, hogy milyen irányban lehet keresni az okokat:

1. Bizonyos világgazdasági folyamatok kedvező hatással lehettek/lehetnek a magyarországi infláció alakulására. A nyersanyagok (például olaj, vegyipari termékek, fémek, mezőgazdasági alapanyagok) világpiaci ára jelentősen esett az elmúlt év folyamán. Az európai OECD országok átlagos inflációs rátája is évek óta markánsan csökkenő tendenciát mutat.
2. A nyár folyamán túltermelés volt a magyar mezőgazdaságban, ami az élelmiszerek világpiaci árának csökkenésével együtt jelentős nyomást gyakorolt a belföldi élelmiszerárakra. (A 3.2.1. táblázat jól mutatja, hogy mennyire a jósolt szint alatt teljesített az élelmiszerek inflációja.) A fogyasztói árindexben az élelmiszerek igen nagy súllyal (27,2%) esnek latba, tehát nem csoda, hogy az infláció “globális” mérőszáma is jobban csökkent a vártnál.
3. A nyár végén, szeptember elején esedékes energia-áremelés nem következett be.
4. Többször, bár csak kis lépésekben csökkent a csúszó leértékelés üteme.

A fenti hatások közül jónéhány kétséggkívül átmeneti. Számítani lehet tehát arra, hogy az infláció csökkenésének üteme az elkövetkezendő hónapokban mérséklődni fog.

A mintán kívüli előrejelzések tapasztalatainak bővebb kifejtése a 3.2. szakaszban (24. o.) olvasható. A piaci szereplők előrejelzéseivel való összevetést a 3.3. szakasz (36. o.) tartalmazza.

1.6. Konklúzió

A dolgozat egyik fő eredménye természetesen a konkrét inflációs előrejelzések előállítására. Az elvégzett vizsgálatok azonban lehetőséget nyújtanak néhány általános következtetés levonására a SARIMA modellek előrejelzési teljesítményével kapcsolatban.

Alapvető megfigyelés, hogy ezek a modellek számottevő hibával képesek csak leírni és megjósolni a magyar inflációs idősorok alakulását, különösen hosszabb távon. Az előrejelzések pontatlanságát aláhúzza az a tény, hogy néhány inflációs részaggregátum esetében még a naiv extrapolációs módszerek is jobb illeszkedési statisztikák produkálására képesek. Ugyanakkor igaz az is, hogy a piaci szereplők modelljeivel való összevetésben a vizsgált idősormodellek rövid távon (1-6 hónap) teljes mértékben versenyképesnek mutatkoznak. És ez akár azt is jelentheti – ha valaki feltétlenül hisz a piac logikájában –, hogy vagy nem léteznek az idősormodelleknél sokkal jobb rövid távú előrejelző módszerek, vagy ha léteznek is, alkalmazásuk olyan költséges, hogy a pontosabb előrejelzésekből származó többlethaszon nem elég ennek ellensúlyozására.

Hangsúlyozandó, hogy ezek a modellek nem magyarázzák *közgazdaságilag* az inflációs folyamatot—egyszerűen a múltbeli értékekből extrapolálják a jövőt, azt feltételezve, hogy a múltban meglévő bizonyos korrelációk a jövőben is jelen lesznek. Az infláció alakulásának okairól ezek a modellek nem adnak, nem adhatnak számot. Maga az

extrapolációs mechanizmus azonban sokat elárulhat az infláció dinamikájáról, és feltárhatja a megmagyarázandó jelenségeket.

A modellek felállítása során természetesen számos módszertani probléma adódik, de ezek több-kevesebb nehézséggel áthidalhatók. Egy strukturális makromodell felállítása során felmerülő problémák sokkal bonyolultabbak lennének, és megoldásuk sokkal több időt kívánná. Az előrejelzési pontosság/szellemi ráfordítás hányados tekintetében a SARIMA modellek mindenképpen esélyesek a győzelemre. A SARIMA modellekből származó előrejelzések összehasonlítási alapként szolgálhatnak, vagy éppen más módszerekkel kapott értékekkel kombinálhatók. Éppen ezért ezeket a modelleket akkor is érdemes előállítani, ha a kutató egy sokkal kifinomultabb előrejelző-apparátus alkalmazását fontolgatja.

Ezek a megállapítások azonban cseppet sem újak: a gyakorlati idősor-elemzés nemzetközi szakirodalmában szinte közhelyszámba mennek.

A konkrét technikai részletek szintjén is számos tanulság adódik. A szezonális egységgyök-tesztek eredményeinek megfelelően transzformált idősorokra illesztett SARMA modellek nem hoznak látványos és egyértelmű javulást az előrejelzési teljesítményben. A hagyományos Box-Jenkins metodológia által propagált szezonális differenciálás elméletileg nem mindig adekvát ugyan, de ez a tény a legtöbb esetben nem befolyásolja hátrányosan a SARMA modellek előrejelzési pontosságát. A fogyasztói árindex legmegbízhatóbb becslését az egyes részaggregátumok egyedi előrejelzéseiből képzett súlyozott átlagok adják.

A technikai tökéletesítés egyik útját valamilyen a rendellenes megfigyelésekre nézve robusztus becslési eljárás (például M-becslés) alkalmazása jelentheti. Ily módon ugyanis formalizálni lehetne a rendellenes megfigyelések azonosításának és kezelésének módszerét, és megszűnne az a zavaró érzékenység, melyet a modellek a dummy változók jelenlétét illetően mutatnak.

2. A modellezés technikai részletei

2.1. A SARIMA modellek alakja és identifikációjuk alapelvei

Az egyváltozós lineáris SARIMA modelleket tagadhatatlan egyszerűségük ellenére (vagy éppen emiatt) meglehetősen gyakran alkalmazzák különböző gazdasági idősorok leírására és előrejelzésére. A tapasztalat azt mutatja, hogy ezek az egyszerű sztochasztikus modellek is képesek megbízható előrejelzéseket produkálni, legalábbis ha a vizsgált időtartományban nincsenek radikális strukturális változások, és a linearitási feltétel nem túl restriktív leírása az adatgeneráló folyamatnak.⁹

Az y_t sztochasztikus folyamat definíció szerint SARIMA (P,D,Q)^s (p,d,q) folyamatot követ, ha

$$(1) \quad a_s(L^s)a(L)(1-L^s)^D(1-L)^d y_t = c + b_s(L)b(L)e_t,$$

ahol e_t konstans varianciájú fehér zaj, s a szezonális frekvenciája (pl. $s=12$ havi adatok esetén), L a késleltetési operátor, és

$$(2) \quad a_s(L^s) = 1 - a_{1s}L^s - a_{2s}L^{2s} - \dots - a_{Ps}L^{Ps},$$

$$(3) \quad a(L) = 1 - a_1L - a_2L^2 - \dots - a_pL^p,$$

$$(4) \quad b_s(L^s) = 1 - b_{1s}L^s - b_{2s}L^{2s} - \dots - b_{Qs}L^{Qs},$$

$$(5) \quad b(L) = 1 - b_1L - b_2L^2 - \dots - b_qL^q$$

a késleltetési operátor polinomjai, és az $a_s(L^s)a(L) = 0$ egyenlet gyökei az egységkörön kívül esnek¹⁰. A modell eme általános formája alkalmas olyan idősorok leírására, melyek szezonalitást és nem stacionárius viselkedést mutatnak—két tulajdonság, mely sajátja az inflációs idősoroknak. A SARIMA modellek (1)-es specifikációjában a modell autoregresszív része két polinom – egy szezonális és egy nem szezonális – szorzataként áll elő. Az autoregresszív részt azonban “szabadon”, egyetlen $Ps+p$ rendű polinom formájában is fel lehetne írni; a szorzat alakban való kifejezés tulajdonképpen korlátozásokat jelent a “szabadon” felírt autoregresszív polinom együtthatóira nézve. Természetesen elképzelhető, hogy az adatok nem támasztják alá ennek a korlátozásnak a jogosságát: a modellek felállítása során erre a lehetőségre is tekintettel kell lenni. (Ez a megfontolás nyilván érvényes a mozgóátlagolású polinomra is.)

A SARIMA modellek identifikálásakor¹¹ sok tekintetben a hagyományos Box-Jenkins metodológia előírásait követtem. Az eljárás egyik alapelve a mértékletes parametrizációra való törekvés: a (2)-(5) polinomok fokszáma a gyakorlatban rendszerint

⁹ Az ökonometriai szakirodalom régóta hangoztatja, hogy – legalábbis rövid távon – az ARMA modellek gyakorta jobb előrejelzéseket képesek produkálni, mint az összetett “strukturális” makromodellek. Az előrejelzésről szóló klasszikus irodalom jó áttekintését adja Kennedy (1992) 17. fejezete.

¹⁰ Ez a feltétel azt jelenti, hogy az $(1-L)^d(1-L^s)^D$ szűrő már minden egységgyöktől megtisztította a folyamatot, vagyis a megfelelően differenciált y idősor már stacionárius. A fenti szűrő egyébként bármely olyan transzformációval helyettesíthető, mely stacionárius idosort eredményez.

¹¹ Az “identifikálás” ebben az összefüggésben a p , d , q illetve P , D , Q paraméterek meghatározását jelenti. Tehát itt nem az ökonometria klasszikus identifikációs problémájáról van szó, amikor egy strukturális modell paramétereit kell visszanyerni a modell redukált (becsülhető) formájának megbecslése után.

igen alacsony (megengedve a nulla értéket is). További fontos alapelv a felállított modell reziduumaival szemben támasztott azon követelés, hogy azok egy fehér zaj folyamat realizációinak legyenek tekinthetők.

Az identifikáció alapvető kérdése, hogy a vizsgált idősor konzisztens-e a stacionaritási feltételezéssel, és ha nem, akkor milyen transzformáció teszi azzá. A hagyományos Box-Jenkins metodológia a szezonális viselkedést mutató, nem stacionárius idősorok transzformációjához az $(1-L)^d(1-L^s)^D$ szűrő használatát ajánlja; a SARIMA modellek fenti formulációja tulajdonképpen ezt a felfogást tükrözi. Havi idősorok esetén például rutinszerű az $(1-L)(1-L^{12})$ szűrő alkalmazása a gyakorlati munkákban. Könnyen belátható azonban, hogy ez az egyszerűnek tűnő transzformáció valójában rendkívül összetett: két nem szezonális és tíz szezonális egységgyök jelenlétét feltételezi az idősorban. A kutató a legritkább esetben van olyan *a priori* információ birtokában, melyből azt a következtetést lehetne levonni, hogy a vizsgált idősor ténylegesen tartalmazza az összes olyan egységgyököt, melynek jelenlétét impliciten feltételezi például az egyszerű szezonális differenciálás is. A "túldifferenciálás" elkerülése érdekében célszerű lehet tehát a szezonális egységgyökök jelenlétét explicit módon tesztelni, és ha az eredmények azt mutatják, akkor az $(1-L^{12})$ szűrőnél egyszerűbb, abba "beágyazott" szűrő használata mellett dönteni. Az explicit szezonális egységgyök-tesztet hangsúlyozó metodológia elméleti alapvetése Hylleberg et al. (1990) – rövidítve: HEGY –; Franses (1996) és (1998) nagyon hasznos alkalmazás-orientált referenciák.

Gyakorlati munkákban mégis legtöbbször $(1-L)^d(1-L^s)^D$ alakú transzformációt alkalmaznak a stacionaritás elérése érdekében. Ez a választás két módon is védhető. Egyrészt a HEGY-módszer is arra az eredményre vezethet, hogy ilyen típusú szűrőre van szükség, másrészt pedig a hagyományos Box-Jenkins transzformációra épülő ARMA modellek a tapasztalat szerint nagyon is jó (olykor kiváló) előrejelzők.

A stacionaritás eléréséhez szükséges transzformáció megállapítását (megengedve természetesen az identikus transzformációt is), mindkét módszertan keretei között elvégeztem, ami két modell-csoport felállításához vezetett. Hangsúlyozandó, hogy mindkét csoport ARMA modelleket tartalmaz; a különbség lényege az autoregresszív és mozgóátlagolású tagok illesztése *előtt* alkalmazott transzformációban rejlik. A két különböző metodológia követésével nyert előrejelzések összevetése önmagában is érdekes kérdés.

Az 1.3. szakaszban már esett arról szó, hogy a rendellenes megfigyelések problémája az ENERGI és SZESZ változók esetében különösen releváns, hiszen ezen idősorok alakulása nem teljesen piaci tényezők függvénye. Éppen ezért ezt a két változót a modellek illesztése előtt megpróbáltam megtisztítani a rendellenes megfigyelésektől; az alább részletezett identifikációs vizsgálatokat már a megtisztított változókon hajtottam végre. A rendellenes megfigyelések semlegesítésére használt módszer részleteit és a mögöttes elméleti megfontolásokat a 2.5. alfejezet tárgyalja.

2.2. A differenciálás kérdése a hagyományos Box-Jenkins metodológia tükrében

A Box-Jenkins metodológia keretei között gondolkodva az identifikáció első lépése a d és D paraméterek értékének megválasztását jelenti az $(1-L)^d(1-L^{12})^D$ transzformációban. A tapasztalat azt mutatja, hogy ezek a paraméterek a 0 vagy 1 értéket veszik fel, azaz a stacionaritás általában elérhető az 1, $(1-L)$, $(1-L^{12})$ vagy $(1-L)(1-L^{12})$ transzformációk valamelyikének alkalmazásával.¹² A fenti lehetőségek közti választás azonban korántsem

¹² Az "1" szimbólum az identikus transzformációt, vagyis azt a lehetőséget jelenti, hogy a vizsgált idősor már eleve stacionárius.

könnyű: nemegyszer egymásnak ellentmondó gondolatmeneteket és bizonyítékokat kell mérlegre tenni.

A kiterjesztett Dickey-Fuller (ADF) teszt¹³ viselkedése rögtön felhívta a figyelmet az identifikáció problémás voltára. A teszt konklúziója nagyon érzékenyen függött a beiktatott késleltetett differenciák számától. Alacsony késleltetés számoknál a próba egyértelműen elutasította az egységgyök nullhipotézisét (a konstans igen, de trendet nem tartalmazó alternatívával szemben). Nagy számú (például 11-12 vagy akár 23) késleltetett differencia alkalmazása a legtöbb idősor esetében azonban pontosan ellentétes következtetéshez vezetett, amint azt a 2.2.1. táblázat is tanúsítja.¹⁴

2.2.1. táblázat

Az ADF t-teszt eredményei az 1992:01-1998:12 mintán				
<i>A teszt egyenletben alkalmazott késleltetett differenciák száma:</i>				
	<i>p=3</i>	<i>p=11</i>	<i>p=12</i>	<i>p=18</i>
ÉLELM	-3,68***	-1,54	-1,78	-2,52
AC/SC	-8,041/-7,896	-8,103/-7,728	-8,103/-7,697	-8,065/-7,486
SZESZ	-3,76***	-1,97	-1,89	-1,21
AC/SC	-10,276/-10,132	-10,157/-9,780	-10,133/-9,278	-10,031/-9,452
RUHA	-9,59***	-2,46	-2,41	-3,51**
AC/SC	-9,060/-8,915	-10,060/-9,684	-10,040/-9,635	-10,043/-9,664
TARTÓS	-3,28**	-2,35	-2,30	-2,14
AC/SC	-10,305/-10,161	-10,305/-9,929	-10,307/-9,902	-10,267/-9,688
ENERG	-4,69***	-3,46**	-3,42**	-2,59*
AC/SC	-6,860/-6,716	-6,696/-6,320	-6,675/-6,270	-6,676/-6,098
EGYÉB	-3,09**	-0,74	-0,81	-1,10
AC/SC	-8,751/-8,606	-9,000/-8,623	-8,987/-8,582	-8,926/-8,348
SZOLG	-4,77***	-3,37**	-3,02**	-2,91**
AC/SC	-8,502/-8,357	-8,755/-8,379	-8,788/-8,383	-8,720/-8,142
CPI	-3,40**	-0,78	-1,03	-1,21
AC/SC	-8,983/-8,838	-9,311/-8,935	-9,328/-8,922	-9,221/-8,642
MAG	-3,56***	0,19	-0,26	-1,05
AC/SC	-9,338/-9,189	-9,552/-9,141	-10,268/9,822	-10,507/-9,838

Megjegyzés: (*) 10%-os szignifikancia; (**) 5%-os szignifikancia; (***) 1%-os szignifikancia. AC: az Akaike-féle információs kritérium; SC: a Schwartz kritérium.

¹³ Az ADF teszt használt változata:

$$H_0: \Delta y_t = \sum_{i=1}^p x_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

$$H_1 \text{ (becsült egyenlet): } y_t = a + r y_{t-1} + \sum_{i=1}^p x_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

A 2.2.1. táblázatban feltüntetett értékek *t*-statisztikák. A kritikus értékeket pl. Hamilton (1994, 763. o.) tartalmazza. Az ADF teszt érzékenysége *p* megválasztására ismert probléma. Lásd pl. Gordon (1995).

¹⁴ Első pillantásra túlzásnak tűnhet 11-12, sőt 23-24 késleltetett differenciát alkalmazni az ADF teszt regressziós egyenletében. Gondoljuk azonban meg, hogy havi adatok esetén például egy SARIMA (1,1,0)^S (0,0,1) folyamat is tulajdonképpen 24-ed rendű autoregresszió, hiszen

$$(1 - aL^{12})(1 - L^{12})y_t = (1 + bL)e_t \Leftrightarrow y_t = (a + 1)y_{t-12} - ay_{t-24} + be_{t-1} + e_t.$$

Mindazonáltal az ADF teszt eredményeivel óvatosan kell bánni. A regresszióban “magyarázó” változóként szereplő sok késleltetett differencia például szinte elkerülhetetlenül multikollinearitást indukál, rontva a becslés minőségét. (A legtöbb becslés egy valószínűleg inszignifikáns lesz.)

A 2.2.1. táblázat tartalmazza a becsült egyenletek Akaike illetve Schwartz információs kritériumát (AC/SC) is, melyek segítséget nyújtanak az optimális késleltetéshossz megállapításához (a fenti statisztikákat minimalizáló specifikációt szokás elfogadni). A SZESZ és az ENERG változók kivételével a fenti statisztikák 11-12 késleltetett differencia beiktatását javasolják; az ÉLELM, RUHA, TARTÓS, EGYÉB, CPI és MAG idősorok esetében az egységgyök nullhipotézisének elvetését az ADF teszt ezen késleltetéshosszak mellett nem támogatja. A kivételnek tetsző SZOLG változó további vizsgálata azt mutatta, hogy 1992:04-től (vagy később) induló részmintákon az egységgyök nullhipotézisének elvetésére – a magasabb késleltetésszámok mellett – már semmilyen bizonyíték nincs.

Az ADF teszt viselkedése (az a tény, hogy alacsony késleltetésszámoknál elveti, de 11-12 késleltetett differencia alkalmazása esetén már nem képes elvetni az egységgyök nullhipotézisét) úgy is értelmezhető, hogy az egymástól körülbelül egy évnnyire elhelyezkedő megfigyelések között különösen erős (szezónális) kapcsolat létezik, ami felveti az $(1-L^{12})$ szezónális szűrő alkalmazásának lehetőségét. A korrelogramok vizsgálata (lásd az 1. Függelék) is megerősíti ezt a hipotézist: az autokorrelációk legtöbb esetben lassan halnak ki, és erőteljesen kiugró értékek figyelhetők meg a 12, 24 illetve 36 szezónális késleltetés-értéknél. Ha az autokorrelációk ilyen “sokáig” szignifikánsak, az mindenképp a stacionaritási feltétel érvénytelenségét sugallja. Az idősorok periodogramjai (lásd az 2. Függelék) is jól mutatják a szezónális frekvenciák dominanciáját a vizsgált inflációs idősorok többségében.¹⁵

A differenciálás szükségességét támasztja alá a következő megfigyelés is. Az éves (előző év azonos hónapja=100) inflációs idősorokat egységgyök-teszteknek alávetve azt tapasztaltam, hogy az egységgyök nullhipotézise a még elég “laza” (pl. 10% körüli) szignifikancia szinteken sem utasítható el¹⁶. Az éves inflációs idősorokra tehát lelkiismeret-furdalás nélkül alkalmazható az $(1-L)$ szűrő a stacionaritás elérése érdekében. Ebben az esetben viszont teljesen jogos az $(1-L^{12})$ szűrő alkalmazása a havi inflációs idősorokra. Viszonyítsuk ugyanis az árszint alakulását egy fix bázisidőponthoz, azaz legyen például 1992. január=100! Az ily módon mért árszint logaritmusára az $(1-L)$ szűrőt alkalmazva a havi, az $(1-L^{12})$ szűrőt alkalmazva pedig az éves inflációhoz jutunk. Tehát ha most az éves inflációt az $(1-L)$ filterrel, a havit pedig az $(1-L^{12})$ filterrel transzformáljuk, akkor *ugyanazt* az idősort kell kapnunk¹⁷, hiszen az teljesen mindegy, hogy milyen sorrendben alkalmazzuk a szűrőket!

Statisztikai tesztek mellett további elméleti megfontolások is amellet szólnak, hogy a havi inflációs idősorokat valamilyen módon még differenciálni szükséges. Máskülönben ugyanis konstans várható értéket kényszerítenénk az inflációs idősorokra, ami azzal a feltételezéssel lenne ekvivalens, hogy hosszú távon nem lehetséges dezinfláció! Granger és Newbold (1986, 110. o.) rámutat arra, hogy ha egy egyváltozós idősor modellben a konstans várható érték feltételezése hamis, akkor a jóslott értékek megbízhatatlanok lesznek, és sokszor jobb előrejelzéseket lehet kapni, ha a kétséges esetekben a differenciálás mellett dönt a kutató. Végezetül egy pragmatikus motiváció: a differenciálás sokszor eredményez

¹⁵ “Szezónális frekvenciák” alatt a 2, 2.4, 3, 4, 6 és 12 hónapos periodicitású ciklusok értendők. Ezek ugyanis azok a ciklusok, melyeket a szezónális differenciálás közömbösít. Lásd Hamilton (1994), 170-172. o.

¹⁶ Az egységgyök-próbákat az ADF tesztel végeztem, a teszt-egyenletben szerepelt konstans, de trend nem. A fenti eredmény robusztus az alkalmazott késleltetett differenciák számára nézve. Egyedül a tartós fogyasztási cikkek (TARTÓS) esetében lehet olyan késleltetésszámot találni, amikor az egységgyök nullhipotézise 10 százalékon elvethető. (Öt százalékon azonban már minden esetben elfogadható a null.) Ez a vizsgálat tehát az ENERG és a SZESZ változók esetén is támogatja a differenciálást.

¹⁷ A logaritmikus differencia igazából közelíti csak a százalékos változást: a KSH által közölt “igazi” inflációs idősorokra nem teljesül maradéktalan pontossággal a fenti összefüggés. A diszcrepancia azonban nem jelentős.

olyan autokorreláció-struktúrát, mely jóval könnyebben értelmezhető, mint az eredeti idősoré.

A Box-Jenkins metodológia keretei között végrehajtott identifikációs vizsgálat első lépésének eredményeit a 2.2.2. táblázat foglalja össze. A két kereszt azt jelenti, hogy a megjelölt szűrő szükségességére számottevő bizonyíték van. Az egy kereszt értelemszerűen gyengébb bizonyíték létezésére, a mínuszjel pedig bizonyíték hiányára utal. Az itt bemutatott döntések egy része egymásnak ellentmondó bizonyítékok mérlegelése alapján született. Lehetséges, hogy mások eltérő módon "súlyoznák" a különböző vizsgálatok eredményeit, és ezért más következtetésre jutnának.

2.2.2. táblázat

<i>Idősor</i>	$(1-L^{12})$	$(1-L)$	<i>Alkalmazott szűrő</i>
ÉLELM	++	-	$(1-L^{12})$
SZESZ	+ (-)	-	$(1-L^{12})$
RUHA	++	+	$(1-L^{12})(1-L)$
TARTÓS	+	-	$(1-L^{12})$
ENERG	+ (-)	-	$(1-L^{12})$
EGYÉB	+	-	$(1-L^{12})$
SZOLG	++	-	$(1-L^{12})$
CPI	++	-	$(1-L^{12})$
MAG	++	-	$(1-L^{12})$

A differenciálás szükségességének kérdése nemcsak az idő-, hanem a frekvencia-tartományban is felvethető. Ha az y_t folyamat stacionárius, és létezik a spektruma¹⁸, akkor az $(1-L)y_t$ és $(1-L^{12})y_t$ folyamatok spektruma nulla frekvenciánál nulla értéket vesz fel.¹⁹ Ha viszont az eredeti idősor nem stacionárius, de a fenti szűrők valamelyike azzá teszi, akkor ez a mennyiség pozitív lesz.

A fenti jelenségnek az empirikus spektrumban (periodogramban) való megfigyelhetőségét azonban kérdésessé teszi, hogy egy T hosszúságú minta azonban T -nél hosszabb periódusú (azaz $1/T$ -nél alacsonyabb frekvenciájú) ciklusokról nem tartalmaz információt; legfeljebb a periodogram alacsony frekvenciánál felvett értékeiből lehet óvatos következtetéseket levonni.²⁰ (Az elméleti spektrum folytonos, így a nullához közeli frekvenciáknál felvett értékek nyújthatnak némi információt spektrum nulla pontban felvett értékéről.) A tapasztalati spektrum tehát jelezheti, hogy valóban szükség van-e a vizsgált transzformációra, hiszen stacionárius idősorra alkalmazva az $(1-L)$ vagy $(1-L^{12})$ szűrőt, a kapott idősor periodogramjának a nullpont közelében a periodogram többi részéhez képest jóval kisebb értéket kell felvennie.

¹⁸ Határérték-értelemben nem stacionárius folyamatoknak is létezhet spektruma. Egy határozott trendet mutató idősor spektruma például nulla frekvenciánál kiugróan magas, a spektrum többi részénél nagyságrendekkel nagyobb értéket mutat. Nem csupán arról van szó, hogy a stacionaritási feltételt láthatóan sértő idősorokra is számítható formálisan empirikus spektrum (periodogram): maga a populációs spektrum rendelkezhet határértékkel. Az elméletről bővebben lásd Granger és Newbold (1986), 2. fejezet.

¹⁹ Lásd Hamilton (1994), 170-172. o., illetve 446. o.

²⁰ A háttérben tulajdonképpen egy sokkal mélyebb probléma húzódik meg. Véges mintákra hagyatkozva ugyanis elméletileg nem lehet különbséget tenni egységgyök- és (trend-) stacionárius folyamatok között: bármilyen véges mintához létezik olyan egységgyök- és stacionárius folyamat is, mely elvileg generálhatta az adatsort az adott mintaperiódusban. Az stacionárius és egységgyök- folyamatok empirikus eszközökkel való elkülöníthetlenségéről bővebben Hamilton (1994), 444-447. o. nyújt tájékoztatást.

A vizsgált idősorokhoz kiválasztott szűrők utolsó próbaköveként tehát megvizsgáltam a transzformált idősorok spektrumát. Az ábrák a 4. Függelékben találhatók. A RUHA változón kívül egy változó esetében sem merül fel az a gyanú, hogy a periodogram a legalacsonyabb frekvenciák körül túl alacsony értéket vesz fel. (A 2.2.1. táblázat eredményei alapján az ENERGI és SZESZ változóknál lehetne leginkább várni ez a viselkedést, de nincs a periodogramokban erre utaló jel.) Ez a megfigyelés azt támasztja alá, hogy a transzformálás előtti idősorok valóban nem stacionáriusak. A RUHA változónál az $(1-L)(1-L^{12})$ transzformáció egy kicsit “soknak” tűnik, de az ily módon kapott korrelogram sokkal jobban értelmezhető, mintha csak az $(1-L^{12})$ szűrőt alkalmaztam volna. (Ráadásul az ADF teszt nem zárja ki meggyőzően az egységgyök jelenlétét a csak szezonálisan differenciált idősorban.)

2.3. A differenciálás kérdése a HEGY-metodológia tükrében

Annak ellenére, hogy elég meggyőzően lehet érvelni (legalább) a szezonális differenciálás szükségessége mellett, vizsgálni kell a “túldifferenciálás” lehetőségét is. Az $(1-L^{12})$ szűrő alkalmazása tulajdonképpen azt feltételezi, hogy a vizsgált idősor egy darab nem szezonális és tizenegy szezonális egységgyökkel rendelkezik. Könnyen láthatóvá válik ez a megállapítás, ha a kérdéses szűrőt “elemi” szűrők szorzatára bontjuk az $L^{12}-1=0$ egyenlet gyökeinek felhasználásával. Ha $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{12}$ jelöli ezeket a gyököket, akkor a $\prod_{j=1}^{12} (1 - \lambda_j L)$ szorzat pontosan az $(1-L^{12})$ szűrőt adja vissza. A gyökök értékei és a hozzájuk tartozó tényezők a 2.3.1. táblázatban láthatók.

2.3.1. táblázat

Gyök	Megfelelő “elemi” szűrő
$\lambda_1 = 1$	$(1-L)$
$\lambda_2 = -1$	$(1+L)$
$\lambda_{3,4} = \pm i$	$(1-iL)(1+iL) = (1+L^2)$
$\lambda_{5,6} = \frac{\sqrt{3}}{2} \pm \frac{1}{2}i$	$(1-\lambda_5 L)(1-\lambda_6 L) = (L^2 - \sqrt{3}L + 1)$
$\lambda_{7,8} = -\frac{\sqrt{3}}{2} \pm \frac{1}{2}i$	$(1-\lambda_7 L)(1-\lambda_8 L) = (L^2 + \sqrt{3}L + 1)$
$\lambda_{9,10} = \frac{1}{2} \pm \frac{\sqrt{3}}{2}i$	$(1-\lambda_9 L)(1-\lambda_{10} L) = (L^2 - L + 1)$
$\lambda_{11,12} = -\frac{1}{2} \pm \frac{\sqrt{3}}{2}i$	$(1-\lambda_{11} L)(1-\lambda_{12} L) = (L^2 + L + 1)$

Az $(1-L^{12})$ szűrő látható összetettsége miatt jogosan merül fel a kérdés, hogy vajon a vizsgált inflációs idősorok a fenti egységgyökök mindegyikét tartalmazzák-e. Példának okáért tegyük fel, hogy az egyik idősor nem tartalmazza a $\pm i$ konjugált párt. Ebben az esetben már az $(1-L^{12})/(1+L^2)$ szűrő alkalmazásával stacionárius idősorhoz jutunk; az $(1-L^{12})$ szűrő használata “túldifferenciált” idősor eredményez, abban az értelemben, hogy egységgyök kerül a folyamat MA(∞) reprezentációjába. Ez pedig bonyodalmakat okoz a modellek becslésénél és előrejelzésénél. (Az egységgyököket tartalmazó MA folyamatok ugyanis nem invertálhatók.)

A szezonális egységgyökök jelenlétének tesztelése tehát a gyakorlat számára is fontos probléma. A Franses (1998) által bemutatott eljárás havi adatokat feltételező változata a következő segédregresszióra épül²¹:

$$(6) \quad j(L)y_{8,t} = m_t + p_1 y_{1,t-1} + p_2 y_{2,t-1} + p_3 y_{3,t-1} + p_4 y_{3,t-2} + p_5 y_{4,t-1} + p_6 y_{4,t-2} + \\ + p_7 y_{5,t-1} + p_8 y_{5,t-2} + p_9 y_{6,t-1} + p_{10} y_{6,t-2} + p_{11} y_{7,t-1} + p_{12} y_{7,t-2} + e_t,$$

ahol

$$(7) \quad m_t = \sum_{s=1}^{12} d_s D_{s,t},$$

$$(8) \quad y_{1,t} = (1+L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t, \quad \{1\};$$

$$(9) \quad y_{2,t} = -(1-L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t, \quad \{-1\};$$

$$(10) \quad y_{3,t} = -(1-L^2)(1+L^4+L^8)y_t, \quad \{\pm i\};$$

$$(11) \quad y_{4,t} = -(1-L^4)(1-L\sqrt{3}+L^2)(1+L^4+L^8)y_t, \quad \left\{-\frac{\sqrt{3}}{2} \pm \frac{1}{2}i\right\};$$

$$(12) \quad y_{5,t} = -(1-L^4)(1+L\sqrt{3}+L^2)(1+L^4+L^8)y_t, \quad \left\{\frac{\sqrt{3}}{2} \pm \frac{1}{2}i\right\};$$

$$(13) \quad y_{6,t} = -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1-L+L^2)y_t, \quad \left\{-\frac{1}{2} \pm \frac{\sqrt{3}}{2}i\right\};$$

$$(14) \quad y_{7,t} = -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1+L+L^2)y_t, \quad \left\{\frac{1}{2} \pm \frac{\sqrt{3}}{2}i\right\};$$

$$(15) \quad y_{8,t} = (1-L^{12})y_t.$$

A (7)-es definícióban $D_{s,t}$ ($s=1, \dots, 12$) egy olyan szezonális dummy változót jelöl, mely az 1 értéket veszi fel az év s -edik hónapjában, egyébként pedig nulla. A (6) egyenlet OLS-szel becsülhető; a $j(L)$ autoregresszív polinomot úgy kell megválasztani, hogy a reziduumok egy fehér zaj folyamat realizációinak legyenek tekinthetők.

A (8)-(15) definíciók mellett zárójelben álló egységgyök(pár) jelenlétére vagy hiányára a szóban forgó segédváltozó együtthatói utalnak. Belátható ugyanis, hogy a $?_i$ koefficiensek a zérus értéket veszik fel abban az esetben, ha a megfelelő egységgyökök jelen van az idősorban. Például $?_1=0$ azt jelenti, hogy a folyamat nem szezonális egységgyököket tartalmaz, és differenciálásra van szükség a stacionaritás eléréséhez. Ha továbbá $?_3=?_4=0$, akkor a $\pm i$ egységgyök-pár is jelen van, és indokolt az $(1+L^2)$ szűrő alkalmazása (lásd a 2.2.2. táblázatot). Ezen hipotézisek tesztelése a becsült koefficiensekre szokásos módon konstruált t illetve F statisztikákkal lehetséges, de – mint az egységgyökök teszteknél általában – a nullhipotézis alatt a standard aszimptotikus elmélet nem érvényes. A releváns aszimptotikus eloszlások percentilisei Monte Carlo szimulációkkal származtathatók; lásd Franses (1998).

A fenti szezonális egységgyökök-tesztet az inflációs idősorokra elvégezve a 2.3.2. táblázatban látható eredmények adódnak. (A $?$ polinom specifikációja minden esetben az identikus transzformáció volt.)

²¹ Az egyenlet elméleti levezetését Hylleberg et al. (1990) tartalmazza.

2.3.2. táblázat: A szezonális egységgyök-tesztek eredményei

	$t(?_1)$	$t(?_2)$	$F(?_3, ?_4)$	$F(?_5, ?_6)$	$F(?_7, ?_8)$	$F(?_9, ?_{10})$	$F(?_{11}, ?_{12})$
	$1-L$	$1+L$	$1+L^2$	$1+\sqrt{3}L+L^2$	$1-\sqrt{3}L+L^2$	$1+L+L^2$	$1-L+L^2$
ÉLELM	-1,46	-5,01***	12,9***	15,0***	4,93*	8,78***	3,26
SZESZ	-1,44	-2,04	3,27	5,35*	3,14	8,41***	6,79**
RUHA	-1,35	-2,40*	9,79***	7,86**	9,80***	2,80	0,95
TARTÓS	-1,51	-1,33	4,24	3,50	6,93**	6,13**	8,69***
ENERG	-1,94	-2,29	4,56	7,00**	2,65	3,55	4,97*
EGYÉB	-0,77	-2,95**	5,55*	6,64**	7,64**	8,77***	5,20*
SZOLG	-1,17	-2,26	4,23	16,7***	4,82	12,4***	9,94***
CPI	-0,71	-3,92***	11,5***	39,0***	4,27	18,4***	3,90
MAG	-0,04	-2,06	5,17*	4,11	2,38	3,88	4,76

Megjegyzés: $t(?_1)$ a $?_1$ koefficiens szignifikanciáját tesztelő t-statisztika. $F(?_3, ?_4)$ a $?_3=?_4=0$ nullhipotézis tesztelésére szolgáló F statisztika értéke. (*): 10 százalékos szignifikancia; (**): 5 százalékos szignifikancia; (***): 1 százalékos szignifikancia.

A fenti eredmények azt sugallják, hogy az $(1-L^{12})$ szűrő általában “túldifferenciálja” a havi infláció idősorait—már egy kevésbé összetett transzformáció segítségével is el lehet érni a stacionaritást. Az egyszerű differencia képzése minden esetben szükségesnek látszik.

A 2.3.3. táblázat mutatja be azokat a szűrőket, melyek használata mellett a szezonális egységgyök-tesztek eredményeit figyelembe véve végül döntöttem. A transzformációk megválasztásakor a 2.3.2. táblázat adatait bizonyos rugalmassággal vettem figyelembe. Nehéz ugyanis eldönteni, hogy egy tíz százalékon szignifikáns koefficiens már elég bizonyíték-e a szóban forgó egységgyök hiányát illetően. Ilyenkor a megfelelő elemi szűrő bevonásával és kihagyásával is transzformáltam az idősort, majd megvizsgáltam, hogy melyikre illeszthető jobb tulajdonságokkal rendelkező ARMA modell. Egyes kétértelmű helyzetekben azt az alternatívát választottam, mely “esztétikusabb”, intuitíve jobban magyarázható transzformációhoz vezetett.

2.3.3. táblázat

	<i>A HEGY teszt által javasolt szűrő</i>
ÉLELM	$(1-L)(1-L+L^2)$
SZESZ	$(1-L)(1+L)(1+L^2)(1+\sqrt{3}L+L^2)(1-\sqrt{3}L+L^2)$
RUHA	$(1-L)(1+L)(1+L+L^2)(1-L+L^2)$
TARTÓS	$(1-L)(1+L)(1+L^2)(1+\sqrt{3}L+L^2)$
ENERG	$1-L^{12}$
EGYÉB	$1-L$
SZOLG	$(1-L)(1+L)(1+L^2)(1-\sqrt{3}L+L^2)$
CPI	$(1-L)(1-\sqrt{3}L+L^2)(1-L+L^2)$
MAG	$1-L^{12}$

2.4. A transzformált idősorok modellezése

2.4.1. Az ARMA tagok identifikációja a Box-Jenkins transzformáció után

A hagyományos Box-Jenkins transzformáció alkalmazása a legtöbb esetben könnyebben értelmezhető korrelogramokhoz vezetett, mint a HEGY metodológia. A megfelelő d és D értékek kiválasztása után az $(1-L^{12})^D(1-L)^d$ szűrővel transzformált idősorok korrelogramjai egy szezonális autoregresszív tag mellett általában egy elsőrendű mozgóátlagolású vagy autoregresszív tag jelenlétére utaltak. Néhány esetben egy ötöd-, hatod- vagy hetedrendű autoregresszív tag beiktatása is szükségesnek bizonyult. A modellek végső kiválasztásánál nagy súllyal latba eső kritérium volt a becsült koefficiensek szignifikanciája²², illetve a reziduumok autokorreláció-mentessége. A pontos specifikációkat és a becsült koefficienseket a 3.1.1. táblázat tartalmazza.

Havi adatok esetén egy tipikus SARMA $(1,0)^s(0,1)$ korrelogram inszignifikáns értékeket mutat kettőtől tíz késleltetésig, és az autokorrelációk az $r_j = a_{1s}r_{j-12}$ differencia-egyenletet követik minden $j>1$ értékre. Az autokorrelációk tehát újra “kihálnak” a tizenharmadik késleltetés után, és csak a 23-ik késleltetésnél tűnnek fel újra. (Két mozgóátlagolású tag esetén az autokorrelációk háromtól kilenc késleltetésig veszik fel a zérus értéket, és a tizennegyedik késleltetés után tűnnek el újra.)

A SARMA $(1,0)^s(1,0)$ folyamat fő ismérvei, hogy a parciális autokorreláció függvény a 13-ik késleltetés után elhal²³, és korrelogram exponenciálisan csökkenő burkológörbével rendelkezik. Az alacsony rendű, illetve a 12-ik késleltetés viszonylag széles környezetében elhelyezkedő autokorrelációk szignifikánsak; a korrelogram azonban sokkal “simább”, változása fokozatosabb, mint az előző esetben. Az 5. Függelék vizuálisan is szemlélteti a két folyamat-típus jellemző autokorreláció-függvényét. Egyébként a két modell-típus között nem éles a határ: egy SARMA $(1,0)^s(1,0)$ folyamatot egy SARMA $(1,0)^s(0, 2-4)$ folyamat már jól közelíthet, hiszen az AR(1) polinom invertálásával egy MA(∞) polinom nyerhető, melyben az együtthatók exponenciálisan csökkennek.

Csak a CPI esetében bizonyult azonban célszerűnek az a korlátozás, hogy a modell autoregresszív polinomja két polinom – egy szezonális és egy nem szezonális – szorzataként legyen felírva. A RUHA, TARTÓS, ENERG, SZOLG és MAG változók esetében a szorzat alakú autoregresszív rész fenntartása autokorrelált reziduumokat eredményezett vagy lényegesen csökkentette a mintán kívüli előrejelzés pontosságát. Ezen idősorok modellezésekor az autoregresszív részt ezért egyetlen (12-ed rendű) polinom formájában írtam fel, melyben azonban több tag együtthatója nullára van korlátozva. Az ÉLELM és a SZESZ változó modelljében elégséges volt egyetlen (12-ed rendű) autoregresszív tag használata, így ez a probléma természetesen nem merült fel.

2.4.2. Az ARMA tagok identifikációja a HEGY-transzformáció után

A HEGY metodológia a transzformált idősorok modellezéséhez szezonális dummy változókat is használ. Az ARMA tagok identifikációjához ezért az $y_t = \sum_{s=1}^{12} \hat{a}_s D_{s,t} + \varepsilon_t$

²² A rendellenes megfigyelések kezelése után (lásd a 2.5. szakaszt) a modellek reziduumai normális eloszlásúnak tekinthetők. A t -statisztikák értelmezhetőségével tehát nincsenek gondok.

²³ Ha a parciális autokorreláció függvény már a 12-ik késleltetés után elhal, akkor az autoregresszív polinom valószínűleg mégsem szorzat alakú, amint azt a SARMA $(1,0)^s(1,0)$ modell feltételezi. A természetes alternatíva egy korlátozások nélküli autoregresszív modell, melyben egy első-, illetve egy 12-ed rendű tag szerepel.

regresszió reziduumaikat (azaz az t_t idősort) kell vizsgálni, ahol y a transzformált idősor szimbóluma.

A kapott reziduumok korrelogramjai azonban meglehetősen nehezen értelmezhetőnek bizonyultak. A parciális autokorreláció függvények inkább tiszta autoregressziókat sugalmaztak: változásukat nem a simaság, hanem a hirtelen ugrások jellemezték. A korrelogramok változása a legtöbb esetben sokkal folyamatosabb volt.

A felállított modellek valóban tiszta autoregressziók, melyek rendje 2 és 12 között változik. (A magasabb rendű modellek esetében persze sok tag együtthatója nullára van korlátozva.) Egy magas rendű autoregresszió egyébként akkor is jól közelítheti az igazi modellt, ha az mozgóátlagolású tagokat is tartalmaz. Egy invertálható MA polinommal rendelkező ARMA modell ugyanis $AR(\infty)$ alakba írható, ahol a késleltetésszám növekedésével az együtthatók nullához tartanak, azaz a gyakorlatban elhanyagolhatóvá válnak.

A korrelogramokkal kapcsolatos bizonytalanságok miatt nagyon sok alternatívát meg kellett vizsgálni, melyek közül az együtthatók szignifikanciája²⁴ és a reziduumok fehér zajhoz való közelsége alapján választottam ki a végső modellt. A pontos specifikációk és a becsült együtthatók a 3.1.3. táblázatban láthatók.

2.5. Endogenitás, exogenitás és a rendellenes megfigyelések problémája

Jóllehet ez a dolgozat a fogyasztói árindex alakulásának kifejezetten statisztikai leírására (és nem közgazdasági magyarázatára) törekszik, ez az elemzés sem hajtható végre teljes elméleti vákuumban. A statisztikai elemzés számára minimálisan szükséges elméleti alapvetés, hogy a fogyasztói árak alakulására ható eseményeket két nagy csoportba soroljuk²⁵:

1. *Piaci események*: olyan változások a keresletre vagy a kínálatra ható tényezőkben, melyek nem közvetlenül adminisztratív hatósági intézkedések következményei. Ezeket az eseményeket sztochasztikusnak és endogénnek tekintem.
2. *Adminisztratív események*: a kereslet illetve a kínálat valamely tényezőjében illetve közvetlenül az árban tapasztalható olyan változások, melyek direkt oka valamilyen hatósági intézkedés. (Közvetlen ármeghatározás, egyszeri nagyarányú leértékelés, az ÁFA módosítása stb.) Ezeket az eseményeket egyszerinek és exogénnek tekintem, és modellezésüktől eltekintek.²⁶

A 90-es években a magyar inflációs folyamatot nagymértékben befolyásolták adminisztratív események, azaz egyszeri, exogén sokkok. Feltehető azonban, hogy amint a piacgazdaság működése egyre zökkenőmentesebbé vált, annál ritkábban volt szükség hatósági beavatkozásokra (de az is lehet, hogy minél ritkábbak voltak a beavatkozások, annál tökéletesebben működött a piacgazdaság). Bármi is legyen a helyzet, elég nagy biztonsággal feltehető, hogy az utolsó nagy "sokk", a Bokros-csomag óta a legtöbb áru és szolgáltatás (RUHA, TARTÓS, ÉLELM, EGYÉB és SZOLG) árváltozási dinamikáját piaci

²⁴ Itt is érvényes a 22. lábjegyzet megjegyzése.

²⁵ Hasonló alapokon nyugvó elkülönítés mások elemzésében is megjelenik. Lásd Vincze és Zsoldos (1996).

²⁶ A hatósági intézkedések teljes exogenitása vitatható. Lehetséges ugyanis, hogy a hatóság passzívan reagál a gazdaságban bekövetkezett sztochasztikus eseményekre. Feltételezem azonban, hogy a hatóság nem előre rögzített szabályok alapján cselekszik, hanem minden esetben mérlegel. A hatósági intézkedések így módon "elszakadnak" a gazdasági folyamatok alakulásától.

(endogén) tényezők alakítják, és hasonló – hatásági intézkedések okozta – sokkok a jövőben már sokkal kisebb valószínűséggel (vagy egyáltalán nem) fordulnak elő. A múltbeli exogén sokkok tehát nem sokat árulnak el az infláció jövőbeli viselkedéséről, és sokkal inkább megnehezítik, mint segítik egy előrejelzésre alkalmas modell felállítását.

Nyilvánvaló tehát, hogy erősen kérdéses a statisztikai modellezés értelme azon árucsoportok esetén, melyek fogyasztói árának alakulását adminisztratív események dominálják—mint a szeszesitalok és dohányárak (SZESZ) vagy a háztartási energia (ENERG) esetében. E két árucsoport inflációs időszora tulajdonképpen exogén sokkok sorozata, így különösen élesen vetődik fel a kérdés, hogy az idősor múltbeli értékei mennyire informatívak a jövőbeli értékekre nézve.

A sokkszerű események feltehetően rendhagyó értékű megfigyelésként – outlierként – manifesztálódnak a megfigyelt idősorokban; a szemlélet megfordításából pedig az következik, hogy a megfigyelt kiugró értékek egy-egy exogén sokk következményei.

A gyakorlati idősorelemzés számára fontos kérdés, hogy miképpen azonosíthatók és semlegesíthetők a rendellenes megfigyelések, illetve hogy miként lehet beépíteni őket a szóban forgó idősor modelljébe és – bizonyos esetekben – előrejelzésébe²⁷.

2.5.1. Az additív outlier modell

Az rendellenes megfigyelések modellezésére több elméleti lehetőség is kínálkozik. A hatásági idősorok (ENERG és SZESZ) esetén az additív outlier modell tűnt a legalkalmasabbnak.²⁸ E megközelítés szerint a ténylegesen megfigyelt idősort (y_t) a következő módon lehet dekomponálni:

$$(16) \quad y_t = x_t + [w_1 D_{1t}(t = s_1) + w_2 D_{2t}(t = s_2) + \dots + w_k D_{kt}(t = s_k)]$$

Itt x_t azt az idősort jelenti, melyet akkor figyelhetnénk meg, ha nem történne külső beavatkozás (vagy mérési hiba stb.). $D_{it}(t = s_i)$ ($i=1, \dots, k$) egy olyan indikátor dummy-t jelöl, mely az egy értéket veszi fel az s_i időpontban, de máskülönben nulla. A w_i koefficiens ennek megfelelően a sokk nagyságát jelenti.

A SZESZ illetve a ENERG változókra megpróbáltam ezzel az elméleti megközelítéssel összhangban levő modellt illeszteni. A szemmel láthatóan kiugró megfigyeléseket eltávolítottam az idősorból²⁹, és helyükre a két szomszédos megfigyelés átlagát raktam. Az így kapott idősorra (az elméleti modellben ez x_t -nek felel meg) remélhetőleg az eredeti változót ért sztochasztikus eseményeket reprezentálja. A SZESZ és a ENERG változó előrejelzett értékei egyedül az x_t komponens előrejelzésén alapulnak: az esetleges külső beavatkozások megjósolására nem tettem kísérletet.

²⁷ Ha a rendellenes megfigyelést okozó esemény várhatóan visszatér a jövőben, akkor ezt a lehetőséget célszerű valamilyen formában figyelembe venni az előrejelzések készítésekor. Jelen esetben azonban a sokkok exogén természete nagyon megnehezíti előrejelzésüket, és az is valószínű, hogy a jövőben egyre kisebb szerepet fognak játszani. Éppen ezért a rendellenes megfigyeléseket inkább zajnak, semmint értékes információforrásnak tekintem, és semlegesítésükre, nem pedig előrejelzésükre törekszem.

²⁸ A rendellenes megfigyelések különböző modellezési lehetőségeiről lásd Franses (1998), 6 fejezet.

²⁹ A ENERG változó esetén a következő időpontokhoz tartozó értékeket tekintettem outliereknek: 92:08, 92:10, 93:01, 95:01-03, 96:05, 97:02-03. A SZESZ változó esetében ugyanezek a dátumok: 92:01-02, 93:01, 93:09, 94:01, 94:08, 94:11, 95:01, 96:01, 97:01, 98:01. Az outlierok kiválasztásakor az időszak árpolitikai intézkedéseiből és az idősorok ábrájából indultam ki.

2.5.2. Az innovációs outlier modell

A piacinak tekinthető idősorok esetében célszerű másképp felfogni a rendellenes megfigyelések keletkezését. Ebben az esetben az alapvető feltételezés, hogy a kiugró érték az idősort generáló folyamat hibatagjában jelentkezett. Egy ARMA (p,q) folyamat esetén például

$$(17) \quad a(L)y_t = b(L)[e_t + D_t(t = s)]$$

alakban írható fel ez a szituáció. A RUHA, TARTÓS, ÉLELM, EGYÉB és SZOLG változók esetén ezzel a megközelítéssel összhangban próbáltam meg azonosítani a rendellenes megfigyeléseket³⁰. Először egy megfelelő SARIMA modellt illesztettem a szóban forgó idősorra, és kiválasztottam azokat a megfigyeléseket, melyekre a reziduumok abszolút értéke meghaladta a regresszió standard hibájának kétszeresét. Ezeket a megfigyeléseket akkor tekintettem rendellenesnek, ha teljesült még a következő két feltétel valamelyike: (1) a Jarque-Bera statisztika alapján a reziduumok hisztogramja durván megsértette a normális eloszlást; vagy (2) a szóban forgó megfigyelés dátumából egyértelműen arra lehetett következtetni, hogy valamilyen központi intézkedés áll a kiugró érték háttérében. Az ily módon azonosított outlierekhez indikátor dummy változókat konstruáltam, és ezek beiktatásával újrabecsültem a modellt. Ezt a módszert kiterjesztettem a SZESZ és a ENERG változók megtisztításával kapott idősorok modellezésére is.

³⁰ Az ismertetendő módszer, melyet a rendellenes megfigyelések azonosítására és kezelésére ténylegesen használtam, nem teljesen konzisztens a (17)-es formulációval: a modell fenti formája a gyakorlatban igen nehezen végrehajtható paraméterkorlátozásokat igényelt volna.

3. A modellezés eredményei és értékelésük

3.1. A becsült modellek

A becsült modelleket a 3.1.1.-3.1.4. táblázatok mutatják be. A koefficiensek alatt zárójelben szereplő számok t-statisztikák. A becslés során felhasznált minta 1992. januárjától 1999. februárjáig terjed. Mivel a Box-Jenkins metodológia követésével felállított modellek tulajdonképpen egy 24 vagy 25-öd rendű autoregresszióval ekvivalensek, az első ténylegesen *modellezett* megfigyelés legalább két évvel későbbi a minta kezdeti időpontjánál. (Az első 24-25 megfigyelés kezdeti feltételként szolgál.) A HEGY módszer általában ennél nagyobb effektív minta használatát is lehetővé tenné, de az összehasonlíthatóság kedvéért a teljes minta kezdeti időpontja úgy van megválasztva, hogy az első modellezett megfigyelés 1994. januárja legyen. A modellezett (effektív) mintaperiódus így módon általában 61 megfigyelést tartalmaz. (Eggyel kevesebbet a CPI változó esetében amikor az első modellezhető megfigyelés 1994. februári.)

3.1.1. táblázat: Az inflációs idősorok Box-Jenkins modelljei

			Autoregresszív tagok						MA tag
			szezonális polinom	nem szezonális polinom					
	SARIMA	konst.	$L^{12} (a_{1s})$	$L (a_1)$	$L^5 (a_5)$	$L^6 (a_6)$	$L^7 (a_7)$	$L^{12} (a_{12})$	$L (b_1)$
Élelmiszerek	(1,1,0) ^s (0,0,1)	-0,0025 (-1,731)	-0,4974 (-6,050)						0,4448 (3,912)
Szeszes italok és dohányárúk	(1,1,0) ^s (0,0,1)	0,0003 (0,334)	-0,4179 (-3,4743)						0,5804 (5,394)
Ruházati cikkek	(0,1,0) ^s (12,1,1)	-0,0001 (-0,614)				0,4612 (4,020)		-0,5712 (-5,095)	-0,7884 (-11,1)
Tartós fogy. cikkek	(0,1,0) ^s (12,0,0)	-0,0004 (-0,195)		0,6905 (8,760)		0,1668 (2,152)		-0,2857 (-3,623)	
Háztartási energia	(0,1,0) ^s (12,0,0)	-0,0002 (-0,161)		0,3493 (3,035)			-0,3265 (-2,724)	-0,2793 (-2,351)	
Egyéb cikkek	(0,1,0) ^s (12,0,0)	-0,0014 (-1,334)			0,2821 (2,197)			-0,2845 (-2,658)	
Szolgáltatások	(0,1,0) ^s (12,0,0)	-0,0011 (-1,369)		0,3628 (3,790)				-0,4507 (-5,821)	
CPI	(1,1,0) ^s (1,0,0)	-0,0015 (-1,471)	-0,2879 (-3,093)	0,4385 (4,026)					
Maginfláció	(0,1,0) ^s (12,0,0)	-0,0012 (-0,883)		0,6460 (7,226)			0,1964 (2,266)	-0,2129 (-2,800)	

Megjegyzés: A modellek autoregresszív része a szezonális és a nem szezonális polinomok szorzataként adódik. Az AR és MA tagok illesztése előtt az inflációs idősorok a 2.2 pontban leírtaknak megfelelően voltak transzformálva.

3.1.2. táblázat: A Box-Jenkins modellekben használt outlier dummy változók és további regressziós statisztikák

				R^2	A regresszió standard hibája
ÉLELM				0,52	1,18 %
SZESZ				0,25	0,67%
RUHA				0,65	0,50%
TARTÓS	D9503	D9603		0,72	0,64%
ENERG	D9505	D9511		0,48	1,03%
EGYÉB	D9503	D9603	D9705	0,47	0,80%
SZOLG				0,46	0,68%
CPI	D9502	D9503		0,51	0,57%
MAG	D9401			0,70	0,40%

Megjegyzés: D9503 egy olyan dummy változót jelöl, mely az egy értéket veszi fel 1995 márciusában, és minden más időpontban nulla. A többi változó hasonlóképp értelmezendő. A regresszió standard hibája azt mutatja meg, hogy a modell illesztett értékei átlagosan hány százalékponttal térnek el az infláció valódi értékétől a mintaperióduson belül.

3.1.3. táblázat: Az inflációs idősorok HEGY modelljei

	AR(1) (a_1)	AR(2) (a_2)	AR(3) (a_3)	AR(4) (a_4)	AR(5) (a_5)	AR(6) (a_6)	AR(7) (a_7)	AR(12) (a_{12})
Élelmiszerek	-1,4993 (-11,05)	-1,1711 (-6,038)	-0,3612 (-2,772)					
Szeszes italok és dohányárúk	0,1921 (2,064)	-1,0610 (-10,22)		-0,5872 (-4,758)				
Ruházati cikkek		0,3256 (2,399)	0,2545 (1,872)					
Tartós fogyasztási cikkek	2,3163 (18,31)	-2,7244 (-9,668)	2,4073 (6,630)	-2,2052 (-6,161)	1,5718 (5,806)	-0,5336 (-4,401)		
Háztartási energia	0,3483 (2,810)						-0,3575 (-2,785)	-0,3486 (-2,670)
Egyéb cikkek	-0,7275 (-5,166)	-0,5505 (-3,500)	-0,3276 (-3,315)					
Szolgáltatások	-1,1313 (-11,54)	-0,6658 (-7,006)						
CPI	-2,6507 (-25,74)	-3,7902 (-15,55)	-3,5190 (-11,48)	-2,0924 (-8,696)	-0,6703 (-6,796)			-0,0316 (-1,956)
Maginfláció	0,6622 (6,869)						0,1678 (1,884)	-0,2332 (-2,994)

Megjegyzés: a becsült regressziók szezonális dummy változókat is tartalmaztak. Az AR tagok illesztése előtt az inflációs idősorok a 2.3. pontban leírtaknak megfelelően voltak transzformálva.

**3.1.4. táblázat: A HEGY modellekben használt
outlier dummy változók és további regressziós statisztikák**

			R^2	<i>A regresszió standard hibája</i>
ÉLELM	D9401	D9506	0,90	1,07%
SZESZ			0,77	0,71%
RUHA			0,79	0,44%
TARTÓS			0,97	0,61%
ENERG	D9505	D9511	0,60	1,03%
EGYÉB	D9503		0,86	0,71%
SZOLG			0,95	0,59%
CPI			0,99	0,54%
MAG	D9401		0,75	0,40%

Megjegyzés: lásd a 3.1.2. táblázathoz fűzött magyarázatot.

3.2. Mintán kívüli vizsgálatok 1998. január-decemberre

Egy előrejelző modell “jóságát” alapvetően az szabja meg, hogy az általa jósolt értékek mennyire térnek el a kérdéses mennyiség tényleges alakulásától egy hosszabb periódus folyamán. Ezt a kritériumot számos statisztika segítségével lehet formalizálni, leggyakrabban a jósolt és valós értékek négyzetes eltéréseinek átlagából vont gyök értékét (Root Mean Squared Error, RMSE) vagy az előrejelzési hibák abszolút értékének egyszerű számtani átlagát (Mean Absolute Error, MAE) használják e célra. Egy másik lehetséges mutató a Theil-féle egyenlőtlenségi koefficiens (Theil inequality coefficient) és a kapcsolódó egyenlőtlenségi arányszámok (proportions of inequality), melyek elvileg nemcsak az előrejelzési hiba mértékéről, hanem jellegéről, forrásáról is tájékoztatást adnak. Mivel ezek az illeszkedési statisztikák kevésbé ismertek, a 6. Függelékben röviden ismertetem definíciójukat és lehetséges – bár Granger és Newbold (1973) által vitatott – értelmezésüket. A Theil-statisztikáról további tájékoztatást például Pindyck és Rubinfeld (1991, 340-342. o.) biztosít.

Teljesebb képet kapunk az előrejelző modellek jóságáról, ha a fenti illeszkedési statisztikákat nem kizárólag önmagukban vizsgáljuk, hanem bizonyos referenciapontokat jelölünk ki. Ilyen viszonyítási alapot képezhetnek például a különböző “naiv” módszerekkel származtatható előrejelzések. Egy összetettebb előrejelző modell felállításának ugyanis akkor van igazi értelme, ha ezáltal csökken az előrejelzések átlagos hibája.³¹

Viszonyítási alapként két naiv modellt vizsgáltam. Az első a kérdéses hónap inflációs rátáját az előző év azonos hónapjában megfigyelt értékkel jelzi előre. Ez az eljárás elméletileg is megalapozott, ha az infláció szezonális véletlen bolyongást követ, azaz

$$(18) \quad y_t = y_{t-12} + e_t,$$

ahol y_t a havi inflációs rátát jelenti és e_t fehér zaj. Ebben az esetben ugyanis y_t legjobb előrejelzését valóban y_{t-12} biztosítja.

A második naiv modell inkább determinisztikus “ihletésű”. Ebben a modellben az infláció szintje egy lineáris időtrend, 12 darab szezonális dummy változó és egy hibtag függvényében van felírva. Képletben:

³¹ Ez az elvárás azonban csak akkor valósulhat meg, ha az idősor múltbeli alakulásában vannak olyan információk, melyeket a naiv modellek számításán kívül hagynak, de melyeket a bonyolultabb modellek képesek kihasználni.

$$(19) \quad y_t = bt + \sum_{s=1}^{12} d_s D_{s,t} + n_t,$$

ahol $D_{s,t}$ ($s=1, \dots, 12$) egy olyan szezonális dummy változót jelöl, mely az 1 értéket veszi fel az év s -edik hónapjában, egyébként pedig nulla. A fenti regressziót 1992. januárjában kezdődő minták alapján becsültem, vagyis ugyanazt az információs bázist használtam fel, mint a Box-Jenkins és a HEGY modellek felállításánál.

A havi inflációs idősorokra – a különböző modellek felhasználásával – kétféle módon konstruáltam mintán kívüli előrejelzéseket. (Az előrejelzés periódusa az 1998. januárjától decemberig tartó tizenkét hónapos időszak volt.) Az úgynevezett *dinamikus előrejelzés* 1997. decemberéig terjedő adatok felhasználásával készült, és azt mutatja meg, hogy 1998. legelején milyennek “látszódt” az infláció alakulása az év tizenkét hónapjára vonatkozóan. A dinamikus előrejelzés az első perióduson túli előrejelzések készítésekor a változó előzőleg megjósolt értékeit használja ott, ahol a változó késleltetett értékeire van szükség. 1998. februári előrejelzés például felhasznál(hat)ja a január *előrejelzett* értékét, a márciusi előrejelzés az előző két hónap *jósolt* (és nem tényleges) értékeit stb. A *statikus előrejelzés* ezzel szemben a *tényleges* késleltetett értékeket használja, így statikus előrejelzés nyilván csak akkor készíthető, ha léteznek a szükséges megfigyelések. A statikus előrejelzés tulajdonképpen *egyhavi* előrejelzések sorozata, melyek az előző hónapig bezárólag rendelkezésre álló adatok alapján megbecsült modellből származnak. Az 1998. áprilisi előrejelzés például 1998. márciusáig terjedő adatok segítségével készül, az 1998. májusi már felhasználja az áprilisi megfigyelést is stb. Az első naiv modell esetében statikus és a dinamikus előrejelzés nyilván egybeesik.

Az eredményeket a 3.2.1.- 3.2.10. táblázatok foglalják össze. A mintán kívüli vizsgálatok segítségével képet lehet alkotni a felállított Box-Jenkins és HEGY modellek előrejelzési pontosságáról—hogya egyáltalán képesek-e jobb teljesítményt nyújtani a “naiv” módszerekénél. Egy adott periódusra vonatkozóan nyilván a statikus előrejelzésektől várható nagyobb pontosság. Különösen érdekes kérdés – nemcsak a gyakorlat hanem az elmélet számára is –, hogy a dolgozatban alkalmazott két módszertan közül dominálja-e az egyik a másikat az előrejelzési teljesítmény szempontjából.

3.2.1. táblázat

Élelmiszerek havi inflációs rátája (%)									
		Dinamikus mintán kívüli előrejelzés				Statikus mintán kívüli Előrejelzés			
1998	Tény	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	2,9	3,5	3,3	3,7	4,3	3,5	3,3	3,7	4,3
II	1,6	1,4	1,1	1,5	1,7	1,1	1,0	1,5	1,6
III	1,5	1,1	0,0	0,9	0,9	1,3	0,2	0,9	0,9
IV	1,5	1,2	1,3	1,5	1,4	1,2	1,8	1,5	1,0
V	2,4	1,6	2,5	2,6	1,1	1,7	2,5	2,6	1,1
VI	-0,1	2,2	1,8	4,0	0,0	2,6	1,4	4,0	0,1
VII	-2,4	-1,1	-0,2	-1,7	-1,1	-2,1	-1,2	-1,7	-1,0
VIII	-1,9	-0,9	-0,8	-0,8	-0,3	-1,0	-0,7	-0,8	-0,3
IX	0,1	1,7	1,8	1,6	2,6	1,3	2,3	1,6	2,6
X	0,2	1,5	2,3	1,6	2,6	0,9	2,0	1,6	2,5
XI	0,1	1,1	1,8	2,0	1,1	0,7	0,5	2,0	0,9
XII	0,2	1,1	1,9	1,6	1,1	0,7	-0,1	1,6	0,9
RMSE		1,13%	1,44%	1,56%	1,38%	1,00%	1,15%	1,56%	1,34%
MAE		0,98%	1,25%	1,15%	1,15%	0,77%	0,94%	1,15%	1,11%
THEIL		0,35	0,43	0,41	0,40	0,30	0,35	0,41	0,39
BIAS		0,37	0,39	0,44	0,31	0,23	0,25	0,44	0,28
VAR		0,08	0,06	0,00	0,01	0,02	0,03	0,00	0,01
COV		0,55	0,55	0,56	0,68	0,75	0,72	0,56	0,71

Megjegyzés: az RMSE és a MAE statisztikák százalékpontban vannak megadva. A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

Az *élelmiszerek* havi inflációs rátája (3.2.1. táblázat) az egyik legnehezebben előrejelezhető idősor az összes vizsgált közül. A legjobb statikus előrejelzés (Box-Jenkins modell) átlagos hibája (RMSE) is 1 százalékpont körüli. Vincze és Zsoldos (1996) is megállapítja, hogy az élelmiszerek inflációs rátája mutatja a legnagyobb volatilitást — következésképp nem meglepő, hogy ezen idősor előrejelzéséhez kapcsolódik a legtöbb bizonytalanság. (Ezért van értelme egy olyan maginflációs mutató előállításának, mely nem tartalmazza az infláció túlságosan változó és „zajos” komponenseit.) Megfigyelhető, hogy 1998 második felében az élelmiszerek tényleges drágulása mélyen alatta maradt a jósolt értékeknek, ami érthetővé teszi a torzítási arányszám viszonylag magas voltát. (Az élelmiszerek inflációs rátájának ez az alacsony szintje nagyban hozzájárult a 12 havi inflációs ráta gyors csökkenéséhez 1998 második felében.) A Box-Jenkins modell mind statikusan, mind dinamikusan eredményesebben jelez előre a naiv modelleknél, míg a HEGY modell csak a statikus előrejelzés tekintetében nyújt náluk „meggyőzőbb” produkciót.

3.2.2. táblázat

Szeszes italok és dohányárak inflációs rátája(%)									
		Dinamikus mintán kívüli előrejelzés				Statikus mintán kívüli előrejelzés			
1998	Tény	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	3,3	1,1	2,1	1,5	1,6	1,1	2,1	1,5	1,6
II	2,1	2,2	2,4	2,4	1,6	2,3	2,2	2,4	1,6
III	1,7	0,8	0,4	0,6	0,7	0,7	0,4	0,6	0,7
IV	1,3	1,1	1,2	1,3	0,9	1,7	1,7	1,3	1,0
V	0,8	1,7	1,5	1,3	1,3	1,4	1,0	1,3	1,3
VI	0,3	1,6	1,5	1,0	1,4	1,2	0,9	1,0	1,4
VII	1,2	1,0	1,0	0,7	1,4	0,4	1,8	0,7	1,4
VIII	0,4	0,9	0,3	0,6	1,1	1,3	0,6	0,6	1,1
IX	0,9	1,8	1,9	1,9	1,8	1,3	1,2	1,9	1,8
X	1,2	1,0	0,6	0,7	1,3	0,7	0,2	0,7	1,3
XI	0,1	0,5	0,5	0,4	0,9	0,7	0,7	0,4	0,8
XII	-0,2	0,6	0,6	0,5	1,1	0,2	0,6	0,5	1,0
RMSE		0,65%	0,73%	0,59%	0,74%	0,63%	0,67%	0,59%	0,86%
MAE		0,54%	0,62%	0,50%	0,64%	0,58%	0,58%	0,50%	0,74%
THEIL		0,27	0,30	0,25	0,30	0,27	0,28	0,25	0,32
BIAS		0,16	0,11	0,06	0,20	0,06	0,08	0,06	0,03
VAR		0,06	0,00	0,01	0,21	0,02	0,00	0,01	0,48
COV		0,78	0,89	0,93	0,59	0,92	0,92	0,93	0,49

Megjegyzés: az RMSE és a MAE statisztikák százalékpontban vannak megadva. A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

A 3.2.2. táblázat tanúsága szerint a *szeszes italok és dohányárak* (a rendellenesnek ítélt megfigyelésektől megtisztított) idősora esetében sem a Box-Jenkins, sem a HEGY modell nem volt képes túlszárnyalni az első naiv módszer (szezonális véletlen bolyongás) segítségével származtatott előrejelzéseket. Az összetett modellekkel számított statikus előrejelzések átlagos hibája ráadásul gyakorlatilag ugyanakkora, mint a dinamikus előrejelzéseké: az új megfigyelések nem nyújtanak jól felhasználható információt az előrejelzések javításához. Ez a tulajdonság is a szezonális véletlen bolyongás felé mutat, megkérdőjelezve a bonyolultabb specifikációk létjogosultságát. A 0,6-0,7 százalékpont körüli előrejelzési hiba (RMSE) átlagosnak (vagy annál csak kicsit rosszabbnak) számít. Figyelemre méltó, hogy a dinamikus előrejelzések esetén az összetett modellek Theil-féle arányszámai közel vannak az "ideális" értékekhez.

3.2.3. táblázat

Ruházati cikkek havi inflációs rátája (%)									
		Dinamikus mintán kívüli előrejelzés				Statikus mintán kívüli előrejelzés			
1998	Tény	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	-0,1	0,5	-0,0	0,5	0,7	0,5	-0,0	0,5	0,7
II	-0,3	0,1	0,1	-0,1	0,7	-0,1	0,1	-0,1	0,6
III	1,3	1,8	1,4	1,7	2,4	1,5	1,3	1,7	2,3
IV	3,3	3,0	2,9	3,0	3,1	2,7	2,7	3,0	3,0
V	1,1	1,1	1,0	1,3	1,6	0,9	0,9	1,3	1,4
VI	0,7	0,6	1,1	0,7	0,9	0,5	1,2	0,7	0,7
VII	0,0	0,1	0,1	0,3	0,6	-0,2	0,1	0,3	0,5
VIII	-2,3	-1,2	-1,2	-1,2	-0,7	-1,4	-1,6	-1,2	-0,8
IX	2,1	2,2	1,8	2,1	2,8	1,7	1,7	2,1	2,6
X	4,1	3,5	3,5	3,4	3,7	3,5	3,7	3,4	3,5
XI	1,2	1,4	1,5	1,5	2,0	1,4	1,6	1,5	1,8
XII	1,3	1,5	1,9	1,8	1,6	1,5	1,7	1,8	1,4
RMSE		0,44%	0,48%	0,48%	0,80%	0,44%	0,40%	0,48%	0,71%
MAE		0,33%	0,37%	0,38%	0,68%	0,37%	0,35%	0,38%	0,59%
THEIL		0,12	0,13	0,13	0,20	0,12	0,11	0,13	0,19
BIAS		0,14	0,09	0,20	0,56	0,00	0,04	0,20	0,38
VAR		0,61	0,56	0,58	0,26	0,62	0,53	0,58	0,38
COV		0,25	0,35	0,22	0,18	0,38	0,43	0,22	0,24

Megjegyzés: az RMSE és a MAE statisztikák százalékpontban vannak megadva. A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

A ruházati cikkek (3.2.3. táblázat) előrejelezhetősége a 0,45-0,48 százalékpont körüli RMSE-vel igen jónak minősül. A dinamikus előrejelzések tekintetében a Box-Jenkins modell hibája kis mértékben alacsonyabb az első naiv modellénél, a HEGY modellé pedig gyakorlatilag megegyezik vele. A statikus előrejelzéseknél a HEGY modell teljesítménye azonban számottevően javul (egyértelműen megelőzve a naiv módszereket és valamelyest a Box-Jenkins modellt is), míg a Box-Jenkins modell ugyanazt az átlagos hibát produkálja (bár a "hibaforrások" némileg átrendeződnek). Érdekes megfigyelni, hogy a variancia-arány minden modellnél nagy szerepet játszik az előrejelzési hibában.

3.2.4. táblázat

Tartós fogyasztási cikkek havi inflációs rátája (%)									
		Dinamikus mintán kívüli előrejelzés				Statikus mintán kívüli előrejelzés			
1998	Tény	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	1,0	1,4	0,7	0,6	1,4	1,4	0,7	0,6	1,4
II	0,8	1,4	1,4	0,7	1,2	1,1	1,6	0,7	1,2
III	0,8	1,2	1,8	0,5	1,4	0,7	1,5	0,5	1,4
IV	-0,4	1,0	1,0	0,3	1,4	0,7	0,3	0,3	1,3
V	0,3	1,0	1,0	0,5	0,9	0,0	-0,2	0,5	0,8
VI	0,4	0,9	0,9	0,5	1,1	0,3	-0,2	0,5	0,9
VII	0,6	0,9	1,0	0,8	0,7	0,6	0,5	0,8	0,5
VIII	0,6	0,8	0,3	0,4	1,0	0,4	0,3	0,4	0,8
IX	0,9	1,5	1,2	1,1	1,2	1,2	1,7	1,1	1,1
X	1,3	1,4	1,0	0,9	1,2	0,8	0,7	0,9	1,0
XI	0,7	1,2	0,8	0,8	0,9	1,0	0,1	0,8	0,8
XII	0,6	1,0	0,7	0,7	1,0	0,6	0,3	0,7	0,8
RMSE		0,59%	0,61%	0,30%	0,66%	0,41%	0,57%	0,30%	0,60%
MAE		0,50%	0,49%	0,25%	0,50%	0,30%	0,53%	0,25%	0,43%
THEIL		0,31	0,34	0,21	0,35	0,26	0,35	0,21	0,34
BIAS		0,74	0,31	0,00	0,53	0,06	0,00	0,00	0,38
VAR		0,09	0,01	0,37	0,08	0,00	0,17	0,37	0,05
COV		0,17	0,68	0,62	0,39	0,94	0,83	0,62	0,58

Megjegyzés: az RMSE és a MAE statisztikák százalékpontban vannak megadva. A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

A tartós fogyasztási cikkek (3.2.4. táblázat) inflációs rátáját az első naiv modell jelzi előre a legpontosabban a vizsgált periódus folyamán, mind dinamikusan, mind statikusan. Éppen ezért furcsa, hogy a Box-Jenkins modell statikus előrejelzései mennyire “feljavulnak” a dinamikus előrejelzésekhez képest, hiszen ez azt jelenti, hogy az újabb megfigyelések igenis lényeges információval szolgálnak a következő periódus inflációs rátájának alakulását illetően. A az első naiv modelltől viszont akkor várnánk jó teljesítményt, ha egy adott időszak inflációs rátájának előrejelzésekor kizárólag a 12 hónappal azelőtti inflációs ráta lenne releváns információ. Szembetűnő, hogy az összetett modellek torzítása mennyire lecsökken a statikus előrejelzésnél. Az összetett modellek “megjelenését” javítja az a tény, hogy variancia-arányszámuk lényegesen alacsonyabb az első naiv modellénél.

3.2.5. táblázat

Háztartási energia inflációs rátája (%)									
		Dinamikus mintán kívüli előrejelzés				Statikus mintán kívüli előrejelzés			
1998	Tény	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	1,7	2,5	3,0	2,5	2,3	2,5	3,0	2,5	2,3
II	0,9	1,7	2,2	1,7	2,1	1,4	1,8	1,7	2,0
III	2,2	1,7	2,3	1,7	1,7	1,4	1,8	1,7	1,6
IV	0,1	0,5	1,5	0,8	1,6	0,6	1,3	0,8	1,5
V	-0,1	0,3	-0,4	0,4	1,9	0,1	-1,0	0,4	1,8
VI	0,0	0,7	0,6	1,3	1,3	0,5	0,5	1,3	1,1
VII	0,1	0,0	0,2	0,8	1,1	-0,3	0,0	0,8	0,8
VIII	0,3	0,7	0,1	0,9	2,0	1,0	0,5	0,9	1,7
IX	1,1	2,5	1,9	2,9	2,7	2,7	2,7	2,9	2,4
X	2,2	1,5	1,0	1,7	2,5	0,7	0,8	1,7	2,1
XI	0,3	1,8	-0,2	1,9	2,4	2,1	0,8	1,9	2,1
XII	0,3	2,8	2,6	3,0	2,3	2,4	2,8	3,0	1,9
RMSE		1,05%	1,06%	1,23%	1,44%	1,12%	1,16%	1,23%	1,25%
MAE		0,84%	0,84%	1,04	1,31%	0,95%	0,96%	1,04	1,13%
THEIL		0,38	0,38	0,42	0,46	0,42	0,41	0,42	0,42
BIAS		0,35	0,20	0,51	0,72	0,20	0,18	0,51	0,66
VAR		0,00	0,08	0,00	0,05	0,01	0,09	0,00	0,08
COV		0,64	0,72	0,49	0,23	0,80	0,73	0,49	0,25

Megjegyzés: az RMSE és a MAE statisztikák százalékpontban vannak megadva. A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

A háztartási energia (3.2.5. táblázat) a nehezen előrejelezhető idősorok közé tartozik, ami jórészt az energiaárak adminisztratív jellegének köszönhető. A modelleket az exogén sokkoltól megtisztított idősorra illesztettem, azaz eltávolítottam azokat a “rendellenes” megfigyeléseket, melyekről feltételezhető volt, hogy kiugró értékük egyszeri hatósági döntést tükröz. A Box-Jenkins és a HEGY modell gyakorlatilag ugyanolyan pontosságú előrejelzéseket produkált, ami nem meglepő, hiszen ezen idősor esetében a két modell csak abban különbözik egymástól, hogy az utóbbiban szezonális dummy változók is vannak. A statikus előrejelzések mutatói nem jobbak a dinamikus előrejelzések mutatóinál. A torzítási arányszám mindegyik modellnél magas: 1998-ban elmaradtak a “szokásos” energiaár-emelések, így végül is nem olyan meglepő, hogy – különösen az év utolsó két hónapjában – az energia tényleges drágulása lényegesen alatta maradt a jósolt értékeknek.

3.2.6. táblázat

Egyéb cikkek havi inflációs rátája (%)									
		Dinamikus mintán kívüli előrejelzés				Statikus mintán kívüli előrejelzés			
1998	Tény	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	4,8	4,3	3,4	4,2	4,2	4,3	3,4	4,2	4,2
II	0,2	1,3	0,6	1,3	1,2	1,4	1,0	1,3	1,3
III	0,2	0,5	0,4	0,6	1,3	0,5	0,5	0,6	1,2
IV	0,2	1,1	0,2	1,4	1,0	1,0	0,4	1,4	0,9
V	0,8	0,2	0,5	0,2	1,5	0,2	0,8	0,2	1,4
VI	0,2	0,7	-0,1	0,7	1,0	0,9	-0,2	0,7	0,8
VII	0,4	-0,3	-0,3	-0,4	0,8	-0,7	-0,2	-0,4	0,6
VIII	0,2	1,0	0,0	1,3	1,0	0,9	0,3	1,3	0,8
IX	0,8	1,2	0,5	1,4	1,4	0,9	0,9	1,4	1,2
X	0,7	0,6	-0,1	0,5	0,9	0,7	0,2	0,5	0,7
XI	0,3	0,9	0,4	0,7	1,3	0,8	1,0	0,7	1,1
XII	0,1	0,3	-0,4	0,3	0,7	0,4	-0,2	0,3	0,4
RMSE		0,64%	0,56%	0,72%	0,75%	0,67%	0,58%	0,72%	0,65%
MAE		0,57%	0,43%	0,64%	0,71%	0,57%	0,45%	0,64%	0,58%
THEIL		0,22	0,22	0,24	0,24	0,23	0,22	0,24	0,22
BIAS		0,14	0,29	0,15	0,65	0,09	0,02	0,15	0,53
VAR		0,06	0,26	0,04	0,23	0,03	0,29	0,04	0,22
COV		0,80	0,45	0,81	0,12	0,87	0,69	0,81	0,25

Megjegyzés: az RMSE és a MAE statisztikák százalékpontban vannak megadva. A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

A 3.2.6. táblázat azt mutatja, hogy az *egyéb cikkek* inflációs rátáját a HEGY modell jelzi előre a legkisebb átlagos hibával, dinamikusan és statikusan is. (A hibák forrását illetően a Box-Jenkins modell azonban a HEGY modellnél "szebb" profillal rendelkezik.) A 0,53 illetve 0,55 RMSE érték egyébként a többi időssorral való összehasonlításban sem magas. Zavaró viszont, hogy a második naiv modellt kivéve a statikus előrejelzések nem pontosabbak a dinamikus előrejelzéseknél. Érdekes még megfigyelni, hogy a második naiv modell statikus előrejelzése ugyanolyan pontos (vagy pontatlan, mint a Box-Jenkins modellé. Az előrejelzési hiba forrása azonban jelentősen különbözik a két modell esetében: a naiv modell torzítása és variancia-arányszáma egyaránt magasabb.

3.2.7. táblázat

Szolgáltatások havi inflációs rátája (%)									
		Dinamikus mintán kívüli előrejelzés				Statikus mintán kívüli előrejelzés			
1998	Tény	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	3,5	5,0	4,7	4,6	5,5	5,0	4,7	4,6	5,5
II	3,6	3,8	3,6	3,2	3,3	3,2	2,8	3,2	3,2
III	1,6	3,1	3,0	2,8	2,0	2,9	2,6	2,8	2,0
IV	1,0	1,6	1,7	1,4	1,6	0,9	0,9	1,4	1,5
V	0,8	1,1	0,6	1,0	1,2	0,9	-0,8	1,0	1,1
VI	0,8	0,9	0,9	0,9	1,1	0,7	1,6	0,9	1,0
VII	1,0	0,8	1,1	1,0	1,2	0,7	1,0	1,0	1,1
VIII	0,5	0,4	0,0	0,5	1,0	0,5	0,6	0,5	0,8
IX	0,3	0,4	-0,3	0,4	1,3	0,4	0,0	0,4	1,1
X	0,4	0,4	0,4	0,5	0,7	0,3	1,0	0,5	0,5
XI	0,2	0,5	0,8	0,8	0,5	0,4	0,0	0,8	0,4
XII	0,4	0,5	0,6	0,6	0,8	0,4	0,1	0,6	0,6
RMSE		0,65%	0,65%	0,54%	0,72%	0,59%	0,75%	0,54%	0,68%
MAE		0,41%	0,48%	0,37%	0,56%	0,35%	0,58%	0,37%	0,46%
THEIL		0,17	0,18	0,15	0,19	0,17	0,21	0,15	0,18
BIAS		0,31	0,15	0,31	0,49	0,09	0,00	0,31	0,33
VAR		0,32	0,32	0,08	0,09	0,28	0,20	0,08	0,16
COV		0,36	0,53	0,61	0,42	0,64	0,80	0,61	0,51

Megjegyzés: az RMSE és a MAE statisztikák százalékpontban vannak megadva. A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

A szolgáltatások (3.2.7. táblázat) inflációs rátáját ismét csak az első naiv modell jelzi előre a legpontosabban, megkérdőjelezve az összetett modellek specifikációját. Csakúgy, mint a tartós fogyasztási cikkek esetében, itt is felvetődik azonban a kérdés, hogy a Box-Jenkins modellek statikus előrejelzése miért jobb, mint a dinamikus, ha egyszer az idősor szezonális véletlen bolyongásként jelezhető előre a legjobban. A HEGY modell esetében a statikus előrejelzés viszont mind az RMSE mind a MAE tekintetében lényegesen pontatlanabb a dinamikusnál, amire szintén nehéz magyarázatot találni. (Még a második naiv modell statikus előrejelzése is jobb a HEGY modellénél.) Az RMSE és a MAE értékek között megfigyelhető viszonylag nagy különbség annak tulajdonítható, hogy a modellek előrejelzési hibája nagy részt két időpontra (1998. január és március) koncentrálódik. Az RMSE a MAE-nél érzékenyebben reagál ezekre a kiugró hibaértékekre.

3.2.8. táblázat

A maginfláció havi értéke (%)									
		Dinamikus mintán kívüli előrejelzés				Statikus mintán kívüli előrejelzés			
1998	Tény	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	2,5	3,3	3,3	3,0	3,6	3,3	3,3	3,0	3,6
II	1,8	2,4	2,7	2,3	2,1	1,9	2,2	2,3	2,0
III	1,4	2,1	2,5	2,2	1,7	1,7	1,9	2,2	1,6
IV	0,8	1,4	1,6	1,4	1,3	0,9	0,9	1,4	1,3
V	0,8	1,1	1,3	1,0	1,1	0,7	0,8	1,0	1,0
VI	0,3	0,9	1,0	0,7	0,7	0,6	0,6	0,7	0,7
VII	0,1	0,6	0,6	0,3	0,7	0,2	0,1	0,3	0,6
VIII	0,0	0,9	0,7	0,5	1,0	0,4	0,3	0,5	0,9
IX	0,7	1,9	1,6	1,6	1,9	1,1	1,0	1,6	1,8
X	1,1	1,4	1,4	1,3	1,6	0,4	0,5	1,3	1,4
XI	0,6	1,1	1,0	1,0	1,2	0,7	0,8	1,0	1,0
XII	0,6	1,0	1,0	1,0	1,0	0,7	0,6	1,0	0,8
RMSE		0,65%	0,71%	0,51%	0,67%	0,38%	0,38%	0,51%	0,60%
MAE		0,60%	0,66%	0,47%	0,59%	0,29%	0,29%	0,47%	0,50%
THEIL		0,23	0,24	0,19	0,24	0,15	0,15	0,19	0,22
BIAS		0,86	0,87	0,83	0,78	0,18	0,25	0,83	0,70
VAR		0,01	0,03	0,02	0,01	0,15	0,27	0,02	0,03
COV		0,13	0,10	0,15	0,20	0,67	0,48	0,15	0,27

Megjegyzés: az RMSE és a MAE statisztikák százalékpontban vannak megadva. A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

A maginflációs mutatóból (3.2.8. táblázat) ki vannak zárva azok az árucikkek, melyek árának alakulása különlegesen nagy volatilitást mutat, és melyek ezáltal túl sok "zajt" visznek a hagyományos módon számolt fogyasztói árindexbe. Éppen ezért jogosan várható, hogy a maginfláció jól előrejelezhető időornak bizonyul. A fenti eredmények felemás módon igazolják ezt a várákozást. A statikus előrejelzések ugyan mind a Box-Jenkins, mind a HEGY modell esetében alacsony RMSE-vel és MAE-vel rendelkeznek a többi idősor előrejelzéseéhez viszonyítva, de a dinamikus előrejelzések hibája meglepően magas. Ráadásul a dinamikus előrejelzés tekintetében ismét az első naiv modell viszi el a pálmát, és ismét felmerül a tartós fogyasztási cikkek esetében már tárgyalt "információs probléma". Az előrejelzési hiba forrásai között a torzítás nagy szerepet játszik: a tényleges maginfláció szinte minden egyes hónapban alacsonyabb volt a vártnál.

3.2.9. táblázat

A CPI havi inflációs rátája (%)									
		Dinamikus mintán kívüli előrejelzés				Statikus mintán kívüli előrejelzés			
1998	Tény	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	BJ	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	3,0	3,9	4,1	3,7	4,1	3,9	4,1	3,7	4,1
II	1,7	2,2	1,9	2,2	2,1	1,8	0,9	2,2	2,0
III	1,3	1,9	1,7	1,9	1,8	1,6	1,6	1,9	1,7
IV	1,0	1,4	1,8	1,4	1,4	1,1	1,7	1,4	1,3
V	1,2	1,4	1,9	1,3	1,4	1,2	1,3	1,3	1,3
VI	0,3	1,5	1,2	1,7	0,8	1,3	0,6	1,7	0,7
VII	-0,2	-0,0	0,4	-0,1	0,5	-0,6	-0,3	-0,1	0,3
VIII	-0,4	0,2	-0,4	0,2	0,7	0,0	-0,8	0,2	0,6
IX	0,6	1,4	1,0	1,4	2,0	1,1	1,3	1,4	1,8
X	0,9	1,2	0,9	1,1	1,8	0,8	0,9	1,1	1,5
XI	0,3	1,1	1,4	1,2	1,2	0,9	0,6	1,2	1,0
XII	0,3	1,0	1,4	1,1	1,1	0,6	0,4	1,1	0,8
RMSE		0,65%	0,72%	0,69%	0,81%	0,49%	0,52%	0,69%	0,68%
MAE		0,59%	0,61%	0,59%	0,74%	0,39%	0,41%	0,59%	0,59%
THEIL		0,22	0,24	0,24	0,27	0,18	0,19	0,24	0,23
BIAS		0,82	0,71	0,73	0,83	0,39	0,13	0,73	0,76
VAR		0,01	0,04	0,00	0,00	0,11	0,29	0,00	0,01
COV		0,17	0,25	0,26	0,17	0,50	0,57	0,26	0,23

Megjegyzés: az RMSE és a MAE statisztikák százalékpontban vannak megadva. A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

A 3.2.9. táblázat tanúsága szerint a teljes fogyasztói árindexre (CPI) vonatkozó dinamikus előrejelzés tekintetében a Box-Jenkins modell nyújtja a legjobb teljesítményt. Az RMSE 0,65 százalékpontos nagysága azonban jelentős hibának tekinthető—az első naiv modell jóslatai sem sokkal pontatlanabbak ennél. A HEGY modell szoros harmadikként áll a rangsorban. A statikus előrejelzéseket illetően a Box-Jenkins és a HEGY modell is jelentősen feljavul: az RMSE jelentős csökkenést mutat. Bármelyik modellt és előrejelzési módszert (dinamikus vagy statikus) tekintjük is, a torzítás mindenképpen nagy részét teszi ki az előrejelzési hibának. Már volt róla szó, hogy 1998-ban az infláció a várakozásokat jelentősen meghaladó mértékben csökkent: a fenti adatok tanúsága szerint ez a csökkenés a múltból nem volt megjósolható.

A fogyasztói árindex inflációs rátáját azonban nem csak közvetlenül a rá illesztett modellekből jeleztem előre, hanem kiszámoltam a részaggregátumok jósolt értékeinek súlyozott átlagát is, a CPI felépítésének megfelelően. A használt súlyok az 1998-as fogyasztói kosárra vonatkoznak: élelmiszerek 27,6%; szeszes italok és dohányárak 8,9%; ruházkodási cikkek 6,2%; tartós fogyasztási cikkek 5,9%; háztartási energia 8,5%; egyéb cikkek 17,1%; szolgáltatások 25,8%. Külön-külön súlyozott átlagot számoltam a Box-Jenkins illetve HEGY modell-csoportból származó előrejelzések felhasználásával. Ezenkívül meghatároztam egy csoporttól független, "vegyes" súlyozott átlagot is, a részeaggregátumokat az 1998-as év során "legjobban" megjósoló modellek előrejelzéseinek alkalmazásával. A naiv modelleket itt nem vettem figyelembe. A "legjobb" szó idézőjelbe tétele azért is jogos, mert a modellek pontossági rangsora függhet attól, hogy dinamikus

vagy statikus előrejelzésről van szó, vagy hogy az RMSE vagy a MAE kritériumot tartjuk szem előtt. A vegyes súlyozott átlagban végül a következő összetétel mellett döntöttem: az ÉLELM, SZESZ, TARTÓS, ENERG és SZOLG változók előrejelzése az 1. csoportból (Box-Jenkins), a RUHA és EGYÉB változók előrejelzése a 2. csoportból (HEGY) került ki.

3.2.10. táblázat

A CPI havi inflációs rátája (%)							
		Dinamikus mintán kívüli előrejelzés			Statikus mintán kívüli előrejelzés		
	Tény	S. Á. (BJ)	S. Á. (HEGY)	S. Á. (VEGYES)	S. Á. (BJ)	S. Á. (HEGY)	S. Á. (VEGYES)
I	3,0	3,4	3,2	3,2	3,4	3,2	3,2
II	1,7	2,0	1,8	1,9	1,8	1,6	1,7
III	1,3	1,6	1,3	1,5	1,5	1,2	1,5
IV	1,0	1,3	1,3	1,1	1,1	1,2	1,0
V	1,2	1,1	1,2	1,1	0,9	0,7	1,0
VI	0,3	1,2	1,0	1,1	1,3	1,0	1,2
VII	-0,2	0,0	0,3	-0,0	-0,5	0,1	-0,4
VIII	-0,4	0,1	-0,2	-0,0	0,1	0,0	0,0
IX	0,6	1,3	1,0	1,2	1,1	1,3	1,1
X	0,9	1,1	1,1	1,0	0,8	1,2	0,8
XI	0,3	0,9	1,0	0,9	0,8	0,5	0,8
XII	0,3	0,9	1,0	0,8	0,7	0,4	0,6
RMSE		0,48%	0,42%	0,40%	0,44%	0,38%	0,39%
MAE		0,43%	0,33%	0,33%	0,37%	0,32%	0,31%
THEIL		0,18	0,16	0,15	0,17	0,15	0,15
BIAS		0,72	0,63	0,61	0,36	0,28	0,33
VAR		0,01	0,06	0,04	0,00	0,03	0,00
COV		0,28	0,31	0,35	0,64	0,69	0,67

Megjegyzés: az RMSE és a MAE statisztikák százalékpontban vannak megadva. A Theil-féle illeszkedési statisztikák rövid ismertetése a 6. Függelékben olvasható.

Egyértelműen megállapítható, hogy a súlyozott átlagként számolt CPI előrejelzések kisebb hibával terheltek, mint azok, amelyek közvetlenül az idősorra illesztett modellekből származnak. A HEGY modellekből készített súlyozott átlag jó teljesítménye akár meglepőnek is nevezhető, hiszen a HEGY modellek általában elmaradtak a Box-Jenkins és/vagy a naiv modellek mögött.

Értékelés

A mintán kívüli előrejelzésekből leszűrhető általános tanulságok közül az első az, hogy mind a Box-Jenkins, mind a HEGY modellek számottevő hibával képesek csak előrejelezni a havi inflációs idősorok alakulását, különösen hosszabb távon. A dinamikus előrejelzések tekintetében egy közepes modellt kb. 0,6 százalékpontos átlagos hiba jellemez a tizenkét hónapos periódus alatt, ami a havi inflációra nézve jelentős bizonytalanság. Az egyhavi (statikus) előrejelzések átlagos hibája (természetesen) általában kisebb, de a legtöbb modell esetében eléri a 0,5 százalékpontot. Ráadásul több esetben (SZESZ, TARTÓS, SZOLG) az első naiv modell produkálta a legjobb dinamikus és statikus előrejelzéseket, megkérdőjelezve ezáltal az összetett modellek specifikációját.

A második fontos megállapítás, hogy a szezonális egységgyök-tesztek eredményei alapján transzformált idősorokra illesztett modellek – a HEGY modellek – előrejelzései általában nem jobbak a hagyományos Box-Jenkins transzformációra épülő modelleknél. Az ÉLELM, SZESZ, TARTÓS, ENERG, SZOLG, MAG és CPI változók esetében például a Box-Jenkins metodológia a HEGY módszernél kedvezőbb (vagy legalább olyan jó) illeszkedési statisztikákhoz vezetett mind a dinamikus, mind a statikus előrejelzéseket illetően. A maradék két változó (RUHA és EGYÉB) esetében a HEGY modell bizonyult jobbnak (bár a RUHA változónál a fölény csak a statikus előrejelzésnél egyértelmű). A két modellcsoport pontossága közti különbségek mindenestre korántsem drámaiak.

A HEGY metodológia abból a felismerésből született, hogy a hagyományos Box-Jenkins szűrő "túldifferenciálhatja" a modellezett idősort, invertálhatatlanná téve az idősor $MA(\infty)$ reprezentációját. Ez elvileg becslési problémákhoz és megbízhatatlan előrejelzésekhez vezet. A tapasztalat azonban azt mutatja, hogy a Box-Jenkins transzformáció sokszor eredményez olyan idősort, mely sikeresen leírható kis számú ARMA tag segítségével. A szezonális egységgyök tesztek által javasolt transzformáció elvégzése után viszont gyakran nehezen értelmezhetők a kapott idősorok korrelogramjai, és a modellezéshez adott esetben jóval több paraméterre van szükség³². Ezáltal bizonytalanabbá válik a becslés, ami viszont az előrejelzési hiba növekedését eredményezi.³³ Ez a hatás pedig leonthatja azt a nyereséget, mely az elméletileg adekvát szűrő alkalmazásából adódik.

Harmadik általános tanulságként azt a megfigyelést jegyezhetjük fel, hogy a CPI súlyozott átlagként előállított becslései megbízhatóbbnak tűnnek a közvetlen előrejelzéseknél.

3.3. Az idősormodellek és a piaci szereplők előrejelzéseinek összevetése

3.3.1. Előrejelzések 1998. decemberére különböző kezdőpontokból

A fogyasztói árindex előrejelzésére használt öt módszer (BJ, HEGY és a három súlyozott átlag) teljesítményének további értékelését segíti, ha megvizsgáljuk, hogy miképp változott időben a modellek által 1998 decemberére prognosztizált 12 havi infláció, amint a fenti dátumhoz közeledve havonta újabb és újabb adatok láttak napvilágot, és összevetjük ezeket az értékeket a piaci szereplők adott időpontbeli várakozásaival. A 3.3.1. és a 3.3.2. ábrán tehát a '98-as éves inflációra vonatkozó dinamikus előrejelzések sorozatai láthatók; az abszcisszatengely a sorozatok megfelelő tagjainak elkészítéséhez felhasznált utolsó megfigyelés dátumát jeleníti meg.³⁴ Az első grafikon a közvetlenül a fogyasztói árindexre illesztett két modell előrejelzéseit mutatja, míg a második a súlyozott átlagokét. A legkorábbi előrejelzés 1997 júliusáig tartó minta alapján készült. A grafikonok tartalmazzák a 12 havi infláció előrejelzéskori aktuális értékét, és a piaci szereplők konszenzusos

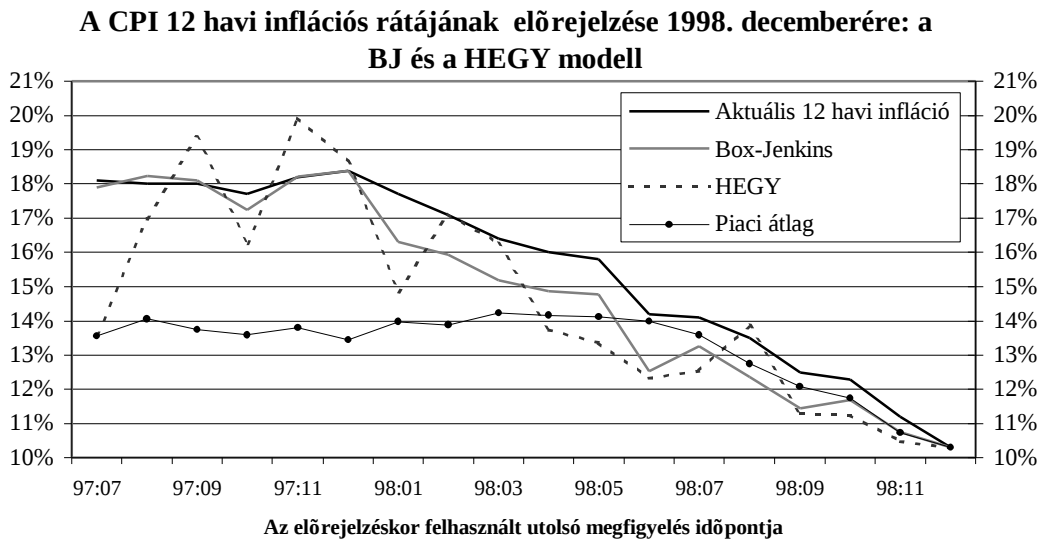
³² A szezonális dummy változók beiktatása például máris sok szabadsági fokot visz el.

³³ Ha feltételezzük, hogy a felállított modell alakilag megfelelő reprezentációja az adatgeneráló folyamatnak, akkor az előrejelzési hiba két forrásból ered. Egyrészt a hibatag értéke ismeretlen az előrejelzési periódusban, másrészt pedig a modell paramétereinek becslése nem végezhető el hiba nélkül. Az esetleges specifikációs hibák tovább növelik az előrejelzés bizonytalanságát.

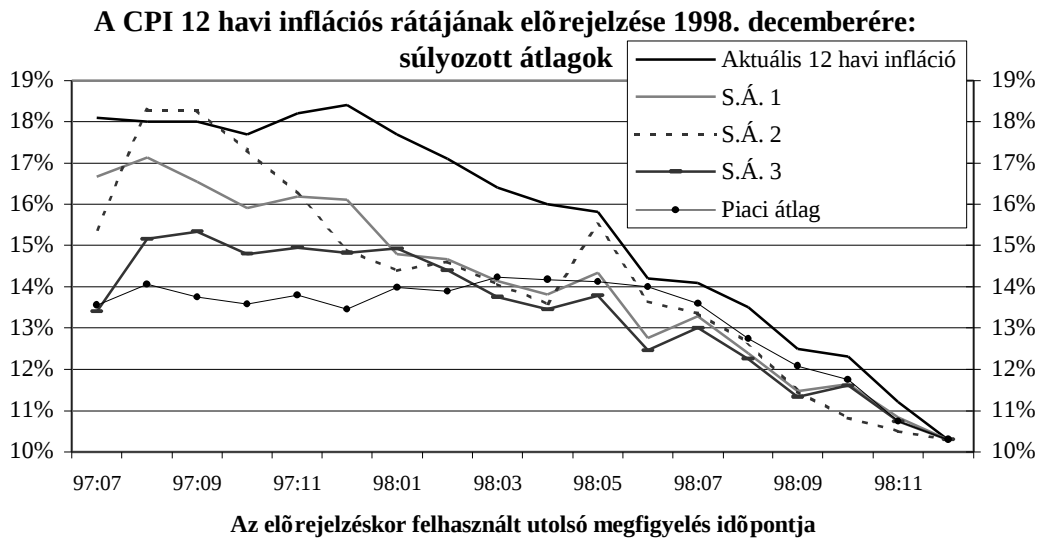
³⁴ Egy adott hónap inflációs rátáját a KSH a következő hónap 11-én közli. A 98:03 abszcissza-értékhez tartozó előrejelzések tehát például 1998. április 11. után készültek, és egészen 1998. május 11-ig voltak relevánsak. A szóhasználat egyszerűsítése érdekében azonban 1998. márciusi előrejelzésen azt az előrejelzést fogom érteni, mely az 1998. márciusi adatok birtokában, azzal bezárólag készült, tekintet nélkül arra, hogy ez az adat csak később kerül nyilvánosságra.

prognózisát (várakozásait), melyet brókercégek, bankok illetve kutatócégek által készített előrejelzések átlagaként határoztam meg.

3.3.1. ábra



3.3.2. ábra



Megjegyzés: S. Á. 1 = S. Á. (BJ); S. Á. 2 = S. Á. (HEGY); S. Á. 3 = S. Á. (vegyes)

Az első szembevetendő tény, hogy az időszormodellekből származó előrejelzések értéke az új információk megjelenésével folyamatosan módosul: a HEGY metodológia alkalmazásával készült előrejelzések tűnnek a legérzékenyebbek az új adatokra. A 3.3.1. ábrán megfigyelhető, hogy az 1997 végéig terjedő időszakban a BJ és a HEGY modellek által '98-ra jósolt éves infláció értéke a 12 havi infláció aktuális értéke körül ingadozott: ezen modellek szerint az aktuális infláció volt a jövőbeli infláció legjobb előrejelzője ebben a periódusban. Ezzel szemben a piac már ekkor is komoly csökkenésre számított, és a súlyozott átlagok előrejelzései is jóval alatta voltak az aktuális értékeknek (kivétele: S.Á. 2, 97:08-97:09). 1998 januárjában a BJ és a HEGY modellek számára is "láthatóvá vált" az infláció bizonyos mértékű jövőbeni csökkenése; ettől az időponttól kezdve a jósolt értékek

alacsonyabbak voltak az aktuális értéknél. Az infláció csökkenése azonban újra és újra meghaladta az egyes modellek által jósolt mértéket, ezért egy bizonyos időponttól kezdve az összes előrejelzés csökkenő tendenciát mutat. A piaci előrejelzésnek kellett a legkésőbb igazodnia: először '98 júniusában kérdőjeleződik meg az addigi 13,5-14%-os prognózis.

A 3.3.1. ábrának megfelelő grafikonokat az inflációs részütsősorokra illetve a maginflációra is elkészítettem: ezeket a 7. Függelék tartalmazza. (A részaggregátumokra vonatkozóan sajnos nem léteznek publikált piaci előrejelzések.) Általában megfigyelhető, hogy minél hosszabb távra vonatkozik az előrejelzés, annál nagyobb különbségek létezhetnek a 12 havi infláció '98 decemberére jósolt értéke és az aktuális érték között, olykor akár irreálisan nagyok. Ahogy rövidül az előrejelzés horizontja, úgy közelít (átlagban) az előrejelzés az aktuális értékhez. Olyan modellek is léteznek, melyek következetesen a 12 havi infláció aktuális értékével jelzik előre a decemberi értéket. A legjobb példát az EGYÉB változó Box-Jenkins modellje szolgáltatja (7.3. ábra). Egyes előrejelzések viszont mindig (vagy túlnyomórészt) az aktuális érték egy meghatározott "oldalán" – általában alatta – maradnak, vagyis az infláció csökkenését vetítik előre. (Lásd az RUHA változó Box-Jenkins előrejelzését, 7.3. ábra; vagy az ENERGI változó előrejelzéseit, 7.5. ábra.) A vizsgálatból adódó fontos tanulság, hogy a hosszú távú előrejelzések érzékenyen reagálnak az új információkra, és nagyfokú bizonytalansággal terheltek.

A 3.3.1. és 3.3.2. ábrák azt sugallják, hogy az idősormodelleken alapuló inflációs előrejelzések rövid távon – és csak rövid távon – képesek felvenni a versenyt a piaci előrejelzésekkel. A piaci előrejelzések már 1997 második felében 4-4,5 százalékponttal alacsonyabb éves inflációt jósoltak 1998-ra, mint a 12 havi inflációs ráta aktuális értéke. Az idősor-előrejelzések ekkor még vagy az aktuális infláció körül "tekeregtek", vagy csak egy lényegesen szerényebb mértékű dezinflációt vetítettek előre. (Kivételt talán a vegyes súlyozott átlag képez, lásd 3.3.2. ábra.) Igaz, a piacot is meglepetésként érte az infláció nem várt gyorsaságú csökkenése 1998-ban, de az év eleji piaci előrejelzésekhez képest a "meglepetés-dezinfláció" mértéke korántsem volt akkora az esztendő során, mint amikor az év eleji idősor-előrejelzésekhez viszonyítunk. A kép azonban már korántsem ilyen egyértelmű, ha mondjuk az 1998-as év második felében készült, rövidebb időszakokra vonatkozó előrejelzéseket vesszük alapul. A 3.3.1. és 3.3.2. ábrák tanúsága szerint könnyen lehetséges, hogy az 1998 júniusa és decembere közti dezinflációt már az idősormodellek jelzik előre jobban, ha szerény mértékben is.

A kérdés pontos megválaszolása a különböző időhorizontokhoz rendelhető átlagos előrejelzési hibák formális meghatározását kívánja az egyes modellek esetében. Ezt a feladatot következő eljárás szerint végeztem el:

1. Minden egyes előrejelzési hónapban meghatároztam a '98. decemberi 12 havi infláció jósolt és tényleges értéke közti különbség abszolút értékét, vagyis az adott hónap adataival bezárólag készített előrejelzéshez tartozó abszolút hibát.

2. Az egyes hónapokhoz hozzárendeltem a szóban forgó és az azt követő hónapok abszolút előrejelzési hibáinak átlagát. Formálisan leírva a következő függvényről van szó:

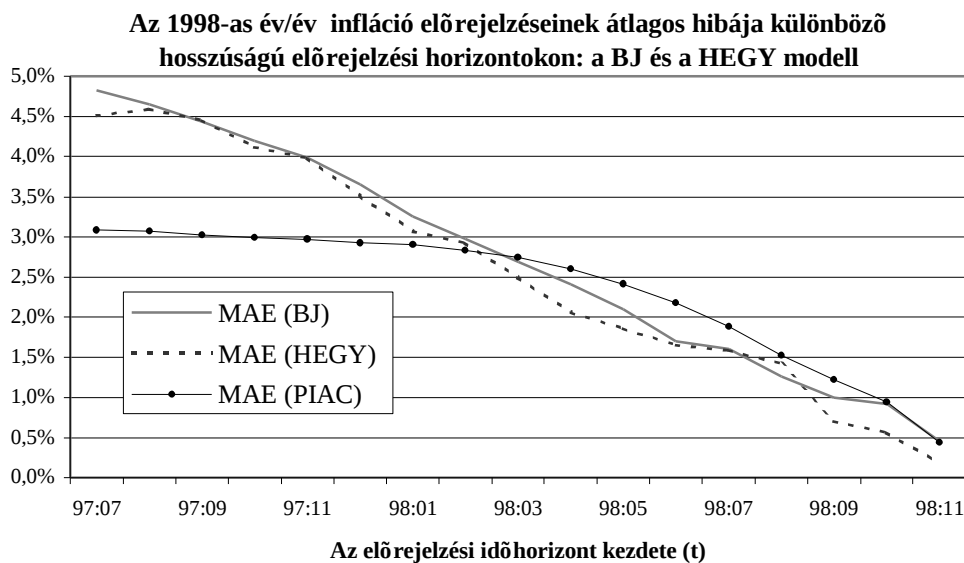
$$t \mapsto \frac{1}{\{98:12-t\}} \sum_{i=t}^{98:11} |f_i - 10,3\%|, \quad t = 97:07, \dots, 98:11,$$

ahol f_i a '98-as éves inflációnak az i hónap adataival bezárólag készült előrejelzése, és a $\{98:12-t\}$ szimbólum a t hónap és 1998 decembere közti hónapok számát jelenti. Például $\{98:12-98:11\}=1$, $\{98:12-97:11\}=13$ stb.

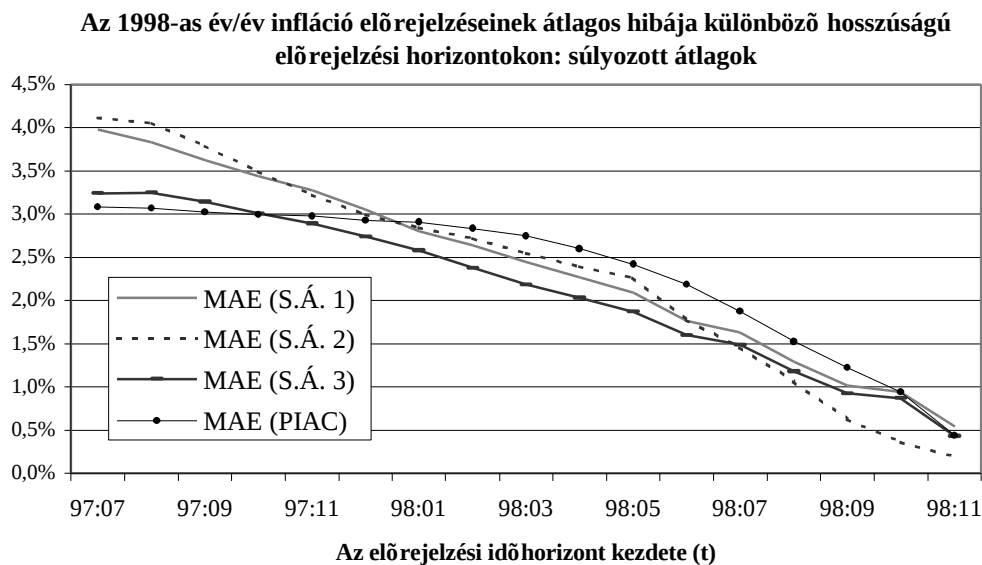
A fent definiált hozzárendelést a 3.3.3.-3.3.4. ábrák jelenítik meg. A grafikonok 98:03 abszcisszához tartozó értéke például azt az átlagos hibát mutatja, amit a szóban forgó

modell 9 előrejelzési periódus folyamán, 1998 márciusától 1998 novemberéig vét. Viszonyítási alapként mindkét grafikon tartalmazza a piaci várakozások átlagos abszolút hibáját is.

3.3.3. ábra



3.3.4. ábra



Megjegyzés: S. Á. 1 = S. Á. (BJ); S. Á. 2 = S. Á. (HEGY); S. Á. 3 = S. Á. (vegyes)

A 3.3.3.-3.3.4. ábrák igazolják a fent megfogalmazott sejtést, miszerint a vizsgált idősormodellek rövid távon képesek viszonylag pontos, a piac előrejelzéseinél jobb előrejelzéseket produkálni. A 3.3.3. grafikon jól mutatja, hogy a BJ és a HEGY modellek előrejelzései 1998 márciusától kezdve – vagyis a decemberi adat megjelenése előtti utolsó 9 előrejelzési periódusban – már valamivel kisebb átlagos hibát követtek el, mint a konszenzusos piaci előrejelzés. A súlyozott átlagok esetében ez a pont még korábbra tehető: a vegyes súlyozott átlag már 12 hónappal visszatekintve is kisebb átlagos hibával jelzett előre, mint a piac. Az idősormodellek teljesítménye az utolsó 6-7 hónap tekintetében előzte meg legjobban a piaci előrejelzését, az átlagos abszolút hibák közti különbség ilyenkor 0,5-0,7 a százalékpontot is elérte. Érdekes viszont, hogy nagyon rövid távokon (1-2 hónap) az

idősormodellek fölénye – a CPI HEGY modelljét és a részaggregátumok HEGY modellekből képzett súlyozott átlagát kivéve – elenyészik, a piaci és az idősormodellek által elkövetett előrejelzési hiba gyakorlatilag egyenlővé válik.

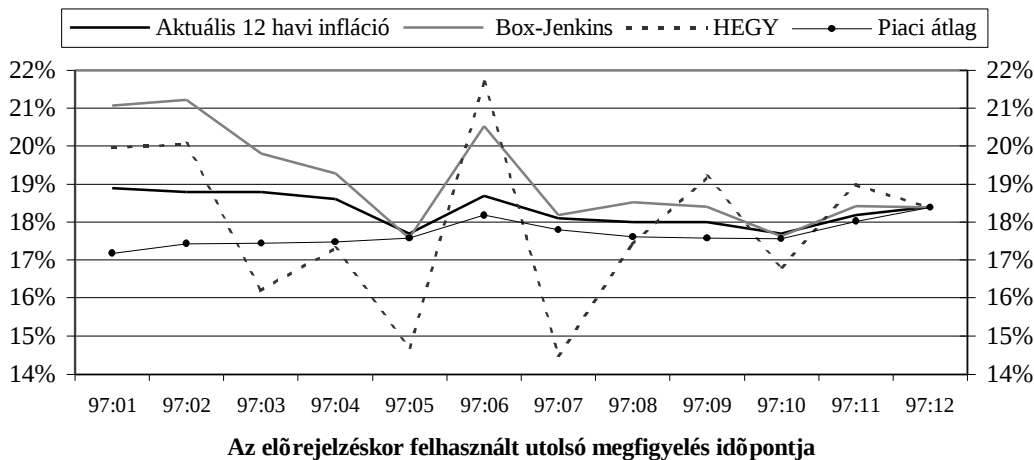
3.3.2. Előrejelzések 1997. decemberére különböző kezdőpontokból

A fenti megfigyeléseket erősíti, hogy az 1997-es éves infláció különböző időpontokból történő előrejelzéseinek vizsgálata is hasonló eredményekre vezetett; lásd a 3.3.5.-3.3.8. ábrákat. Az egyetlen lényeges különbség, hogy 1997-ben a HEGY modell és a HEGY modellekre épülő súlyozott átlag feltűnően rosszul teljesített: az általuk jósolt értékek rendkívül érzékenyek bizonyultak az alkalmazott mintaperiódusra (vagyis az előrejelzés időpontjára) nézve. Nem szabad azonban elfelejteni, hogy 1997 elején a modellek becsléséhez rendelkezésre álló minta már lényegesen rövidebb, mint mondjuk 1998 második felében. Ez a tény pontosan a HEGY modelleket érinti a legérzékenyebben, hiszen ezekben a modellekben kell a legtöbb paramétert megbecsülni.

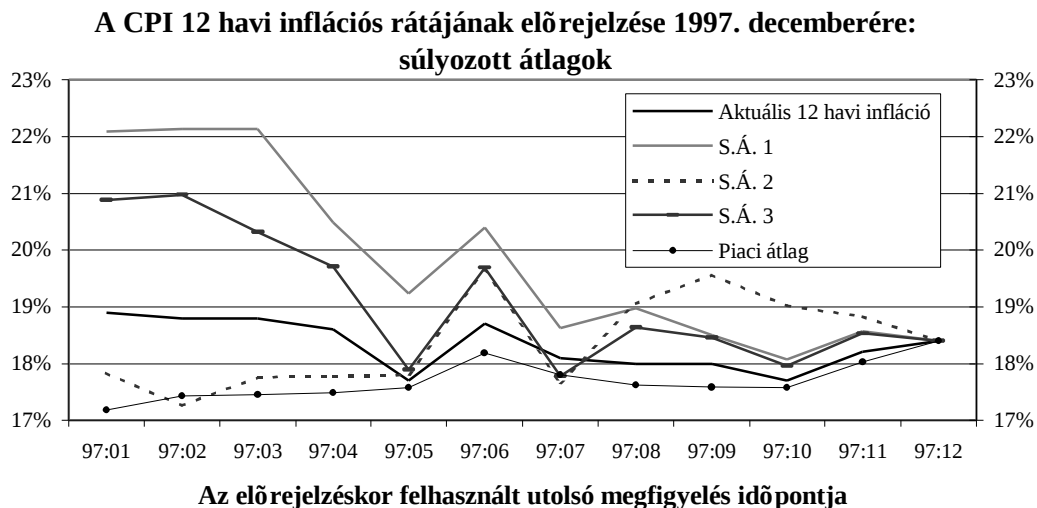
Az 1997-es év vizsgálatát az is érdekessé teszi, hogy – 1998-cal ellentétben – az infláció stagnált. A piaci szereplők az év elején kis mértékű inflációcsökkenésre számítottak, de pozitív inflációs sokkal kellett szembesülniük. Az idősormodellek év eleji előrejelzéseit alapul véve viszont pontosan ellentétes előjelű – negatív – sokk következett be.

3.3.5. ábra

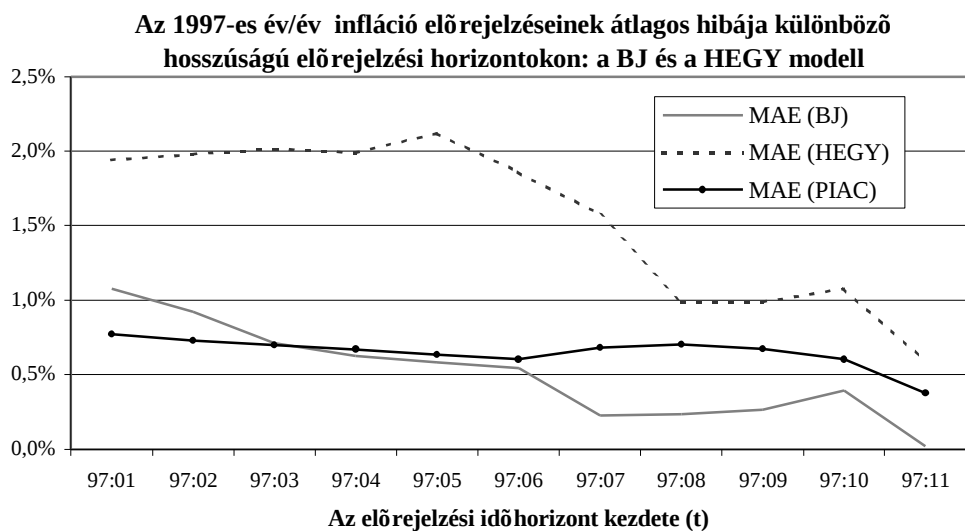
A CPI 12 havi inflációs rátájának előrejelzése 1997. decemberére: a BJ és a HEGY modell



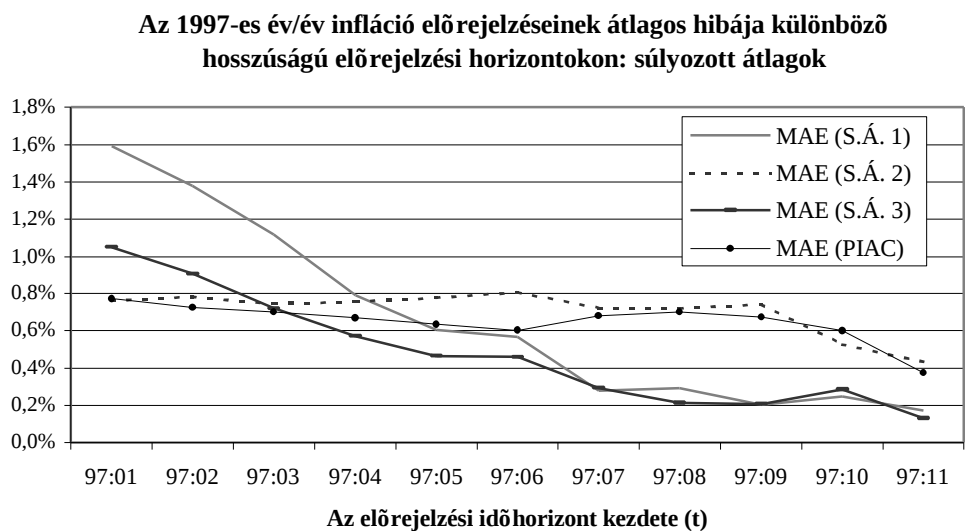
3.3.6. ábra



3.3.7. ábra



3.3.8. ábra



Annak ellenére, hogy 1997-ben az infláció teljesen más pályát követett, mint egy évvel később, az idősormodellek előrejelzési teljesítménye – a HEGY modellek már említett kivételével – nagyon hasonló képet nyújt ahhoz, mint amit az 1998-as infláció megjósolásakor láttunk. Hosszú távon most is a piac jelzett pontosabban előre, de 1997 második felétől kezdődően – az utolsó 5-6 periódusban – ismét az idősormodellek követtek el kisebb átlagos hibát.

3.3.3. Havi statikus előrejelzések

1998 novemberétől intézményenkénti bontásban is rendelkezésre állnak az egy hónapra előretekintő piaci várakozások, melyeket a 3.3.1. táblázat mutat. (Az előző két alpontban vizsgált, hosszabb távra előretekintő piaci előrejelzéseknél sajnos csak az előrejelzések értékei állnak rendelkezésre, a készítői nem.) Ezen előrejelzések közlésének időpontjában a kérdéses hónapot megelőző havi infláció már ismert volt (az idősor-terminológiát felidézve: statikus előrejelzésekről van szó). Az idősormodellek által generált megfelelő előrejelzések a 3.3.2. táblázatban láthatók. A novemberi és decemberi értékek konzisztensek azokkal a havi inflációra vonatkozó statikus előrejelzésekkel, melyeket a 3.2.9.-3.2.10. táblázatok tartalmaznak.

3.3.1. táblázat

	Piaci szereplők által jósolt 12 havi inflációs értékek (statikus előrejelzés; előző év azonos hónapja=100)				
	98. nov.	98. dec.	99. jan.	99. feb.	99. márc.
AB-Moneta	112,1		109,3	109,4	109,1
Bank of America				109,3	
Budapest Bank		110,8			109,3
CA IB Securities		110,4		109,5	109,0
Citibank	112,0	110,6	109,5	109,4	109,3
Erste Bank			109,5	109,5	
Fundamenta			109,7	109,3	109,0
GKI	111,2	110,7	109,4	109,7	
IE-NYB			109,4		
ING Barings				109,2	108,8
K&H Brókerház		110,4			
MKB Securities	112,0				109,1
Nomura				109,3	109,1
OTP Securities			109,6		109,0
Postabank	111,6		109,4	109,3	109,2
Rabobank			109,3		
Raiffeisen	112,1			109,3	108,8
S&P MMS	111,8	110,6	109,8		109,1
Takarék Bróker	112,1	110,6	109,7		109,1
Warburg Dillon		110,6		109,4	109,1
Átlag	111,86	110,61	109,52	109,38	109,09
Medián	112,0	110,6	109,5	109,4	109,1
Legmagasabb	112,1	110,8	109,8	109,7	109,3
Legalacsonyabb	111,2	110,4	109,3	109,2	108,8
Tényleges	111,2	110,3	109,8	109,4	N/A

Forrás: Reuter's Monthly Survey of Forecasts for the Hungarian Economy, Nov. 1998- Mar. 1999.

3.3.2. táblázat

	Az idősormodellek által jósolt 12 havi inflációs értékek (statikus előrejelzés; előző év azonos hónapja=100)				
	98. nov.	98. dec.	99. jan.	99. feb.	99. márc.
Box-Jenkins	112,0	110,7	110,2	109,6	109,3
HEGY	111,6	110,5	110,2	108,8	110,0
S. Á. (BJ)	111,9	110,8	110,1	109,7	109,3
S. Á. (HEGY)	111,5	110,5	110,0	109,5	109,1
S. Á. (vegyes)	111,9	100,7	109,9	109,7	109,2
Átlag	111,78	110,64	110,08	109,46	109,38
Medián	111,9	110,7	110,1	109,6	109,3
Legmagasabb	112,0	110,8	110,2	109,7	110,0
Legalacsonyabb	111,5	110,5	109,9	108,8	109,1
Tényleges	111,2	110,3	109,8	109,4	N/A

A két táblázat összevetéséből első ránézésre megállapítható, hogy a tárgyalt idősormodellek 1998 novemberére és decemberére a piaci szereplők előrejelzéseikhez nagyon hasonló inflációs rátákat jósoltak, és hogy az infláció gyors csökkenése mindegyik idősormodellel és piaci előrejelző számára meglepetés volt. Az idősor-előrejelzések mind novemberben, mind decemberben beleestek a legalacsonyabb és legmagasabb piaci előrejelzés által kijelölt intervallumba. 1998 novemberében az idősormodellek átlaga esett közelebb a tényleges inflációs értékhez, míg decemberben a piaci várakozások bizonyultak jobbnak egy hajszálnyival. (A két hónapot együtt tekintve az idősor-átlag MAE statisztikája 0,46 százalékpont, a piaci várakozások átlagáé pedig 0,49.)

Az 1999 januári piaci és idősor-előrejelzések már nem fedték egymást ilyen szépen. Az idősormodellek által jósolt legalacsonyabb érték (9,9%) is magasabb volt, mint a piaci szereplők várakozásainak maximuma (9,8%). A két csoport előrejelzéseinek átlagához azonban ugyanakkora *abszolút* hiba járul, hiszen a januári infláció körülbelül ugyanolyan mértékben haladta meg a piaci várakozásokat, mint amilyen mértékben az idősormodellek felülbecsülték azt. Az 1999 februárjára vonatkozó idősor-előrejelzések átlaga szintén magasabb volt a piaci előrejelzésekenél, de a két csoport maximuma megegyezett, sőt a legkisebb előrejelzést (8,8%) egy idősormodellel (HEGY) produkálta. Végül a piaci előrejelzések átlaga bizonyult valamivel pontosabbnak; a legtöbb idősormodellel ugyanis 2-3 tized százalékponttal felülbecsülte a februári inflációt. Márciusra szintén az idősormodellek várnak valamivel magasabb inflációs rátát. Az 1998 novemberétől 1999 februárjáig terjedő időszak során mind az idősormodellek, mind a piaci várakozások átlaga 0,32 százalékpontos abszolút hibát követett el.

Sokféle szempontból összevethetnénk még a piaci szereplők és az idősormodellek előrejelzéseit, de a további vizsgálatok is valószínűleg csak megerősítenék a következő általános következtetéseket: (1) a hosszú távú (6-7 hónapnál hosszabb időszakra vonatkozó) előrejelzések tekintetében a piac egyértelműen pontosabb; (2) a rövid távú, de nem a közvetlen jövőre vonatkozó előrejelzések tekintetében (vagyis kb. 3-7 hónapos távlatban) az idősormodellek nyújtanak valamivel jobb teljesítményt; (3) a közvetlen jövőre (1-2 hónap) vonatkozóan a piaci és idősor-előrejelzések gyakorlatilag egyenértékűek.

4. Előrejelzések 1999-re

4.1. Havi bontású előrejelzések

A CPI illetve a vizsgált részaggregátumok havi és 12 havi inflációs rátájának 1999-re vonatkozó előrejelzéseit a 4.1.1.-4.1.10. táblázatok tartalmazzák. Az ismertetett modellek közvetlenül a havi inflációs rátákat jelzik előre; az éves (12 havi) inflációs ráták a havi inflációs ráták szorzataként adódnak. Pontosabban, ha $i(0)$ jelöli az e havi inflációs rátát (tizedes tört alakban), akkor az éves (12 havi) inflációs ráta a $\prod_{k=0}^{11} [1 + i(-k)] - 1$ képlet szerint

számolható, ahol $i(-k)$ a k hónappal korábbi havi inflációs ráta szimbóluma.

A táblázatokban feltüntetett hibahatárok közelítőleg egy 95%-os konfidencia-intervallumot jelölnek ki. A havi inflációhoz $\pm x$ alakban megadott értékek az előrejelzések standard hibájának kétszeresével egyenlők. Az éves rátákhoz $(-x; +y)$ formában felírt intervallumok az úgynevezett *bootstrap eljárás* felhasználásával készültek. Ezen intervallumok előállításához a kérdéses modell reziduumainak becsült varianciájával megegyező varianciájú normális eloszlásból fehér zajt generáltam, és ezt az idősort hibatagként felhasználva szimuláltam az egyenletet az előrejelzés periódusában. (A Jarque-Bera statisztika alapján mindegyik modellben normális eloszlásúnak tekinthetők a reziduumok.) Az ily módon kapott adatokból éves inflációs rátákat számoltam, és meghatároztam az előrejelzésektől való eltérésüket. Az eljárást 1000-szer ismételve az előrejelzési hibák empirikus bootstrap eloszlása és a kívánt percentilisek kielégítő pontossággal meghatározhatók.

Az infláció előrejelzéséhez kapcsolódó nagyfokú bizonytalanság abban is megnyilvánul, hogy a kapott konfidencia-intervallumok legtöbbször túlságosan szélesek ahhoz, hogy értékes többletinformációt nyújtsanak.

4.1.1. táblázat

	Az élelmiszerek inflációs rátájának előrejelzései 1999-re							
	Havi ráták (előző hónap=100)				Implikált éves ráták (előző év azonos hónapja=100)			
1999	BJ		HEGY		BJ		HEGY	
(T) I	101,9		101,9		104,9		104,9	
(T) II	100,8		100,8		104,1		104,1	
III	100,8	$\pm 2,4$	99,4	$\pm 2,2$	103,6	$(-1,7; +2,7)$	102,1	$(-3,2; +4,1)$
IV	101,1	$\pm 2,6$	99,8	$\pm 2,4$	103,2	$(-2,9; +4,3)$	100,4	$(-5,1; +8,0)$
V	102,1	$\pm 2,6$	100,7	$\pm 2,4$	102,9	$(-3,8; +5,4)$	98,8	$(-6,6; +10,4)$
VI	101,6	$\pm 2,6$	99,7	$\pm 2,4$	104,6	$(-4,4; +6,4)$	98,6	$(-8,7; +11,0)$
VII	97,6	$\pm 2,6$	98,2	$\pm 2,4$	104,6	$(-5,1; +7,2)$	99,2	$(-9,1; +13,2)$
VIII	98,3	$\pm 2,6$	98,3	$\pm 2,4$	104,8	$(-5,5; +8,3)$	99,4	$(-7,2; +19,1)$
IX	100,5	$\pm 2,6$	100,5	$\pm 3,0$	105,1	$(-6,1; +9,2)$	99,8	$(-6,6; +24,8)$
X	100,5	$\pm 2,6$	100,4	$\pm 3,2$	105,5	$(-6,8; +9,8)$	100,0	$(-8,7; +28,6)$
XI	100,7	$\pm 2,6$	99,6	$\pm 3,2$	106,1	$(-7,4; +10,4)$	99,6	$(-13,1; +32,1)$
XII	100,5	$\pm 2,6$	99,9	$\pm 3,2$	106,4	$(-7,7; +10,7)$	99,2	$(-15,1; +36,0)$

4.1.2. táblázat

	A szeszes italok inflációs rátájának előrejelzései 1999-re							
	Havi ráták (előző hónap=100)				Implikált éves ráták (előző év azonos hónapja=100)			
1999	BJ		HEGY		BJ		HEGY	
(T) I	102,1		102,1		112,4		112,4	
(T) II	102,0		102,0		112,3		112,3	
III	100,8	±1,4	101,5	±1,4	111,5	(-1,9; +0,8)	112,2	(-0,2; +2,2)
IV	101,3	±1,6	100,3	±1,4	111,5	(-3,0; +1,8)	111,1	(-1,7; +2,2)
V	101,1	±1,6	101,5	±1,4	111,8	(-3,6; +2,1)	111,8	(-3,7; +1,0)
VI	100,6	±1,6	100,8	±1,4	112,2	(-4,2; +2,8)	112,4	(-4,8; +0,7)
VII	101,0	±1,6	101,1	±1,6	112,0	(-4,9; +3,5)	112,3	(-4,4; +2,3)
VIII	100,5	±1,6	100,3	±1,6	112,1	(-5,3; +3,8)	112,2	(-3,6; +3,8)
IX	101,4	±1,6	100,8	±1,6	112,6	(-5,8; +4,2)	112,1	(-4,0; +4,0)
X	101,0	±1,6	100,9	±1,8	112,4	(-6,1; +4,5)	111,8	(-5,5; +3,2)
XI	100,3	±1,6	100,2	±1,8	112,6	(-6,3; +5,0)	111,9	(-6,3; +2,6)
XII	100,1	±1,6	100,0	±1,8	113,0	(-6,6; +5,2)	112,2	(-6,1; +3,3)

4.1.3. táblázat

	A ruházati cikkek inflációs rátájának előrejelzései 1999-re							
	Havi ráták (előző hónap=100)				Implikált éves ráták (előző év azonos hónapja=100)			
1999	BJ		HEGY		BJ		HEGY	
(T) I	99,1		99,1		112,0		112,0	
(T) II	98,0		98,0		110,1		110,1	
III	100,8	±1,0	101,1	±0,8	109,6	(-1,8; +0,7)	109,9	(-0,4; +1,3)
IV	102,7	±1,0	103,2	±0,8	109,0	(-3,1; +1,0)	109,8	(-0,5; +1,7)
V	100,3	±1,0	100,4	±1,0	108,2	(-4,4; +1,3)	109,1	(-0,6; +2,6)
VI	99,7	±1,0	100,3	±1,0	107,2	(-5,8; +1,6)	108,7	(-0,7; +3,2)
VII	99,1	±1,0	99,0	±1,0	106,2	(-7,2; +2,2)	107,6	(-1,3; +3,4)
VIII	96,8	±1,2	96,5	±1,0	105,2	(-8,4; +2,4)	106,2	(-1,8; +3,6)
IX	101,1	±1,2	101,5	±1,4	104,1	(-10,3; +3,0)	105,6	(-2,5; +4,4)
X	102,7	±1,4	103,8	±1,4	102,7	(-12,0; +3,6)	105,3	(-3,2; +4,9)
XI	100,2	±1,4	100,8	±1,4	101,7	(-13,6; +4,1)	104,9	(-4,0; +5,4)
XII	100,3	±1,4	101,1	±1,4	100,7	(-15,1; +4,4)	104,6	(-4,9; +5,8)

4.1.4. táblázat

	A tartós fogy. cikkek inflációs rátájának előrejelzései 1999-re							
	Havi ráták (előző hónap=100)				Implikált éves ráták (előző év azonos hónapja=100)			
1999	BJ		HEGY		BJ		HEGY	
(T) I	100,5		100,5		107,4		107,4	
(T) II	101,1		101,1		107,7		107,7	
III	100,9	±1,2	101,9	±1,2	107,7	(-1,2; +1,1)	108,8	(-2,2; +0,0)
IV	99,9	±1,6	100,5	±1,4	108,0	(-2,4; +2,1)	109,8	(-4,3; +0,0)
V	100,5	±1,6	100,9	±1,6	108,3	(-3,6; +3,1)	110,4	(-4,7; +1,4)
VI	100,6	±1,8	101,0	±1,8	108,5	(-4,8; +3,9)	111,1	(-4,7; +3,7)
VII	100,7	±1,8	101,0	±2,0	108,5	(-5,7; +4,8)	111,5	(-5,8; +5,5)
VIII	100,6	±1,8	100,3	±2,0	108,6	(-6,8; +5,7)	111,1	(-7,1; +7,0)
IX	101,0	±1,8	100,6	±2,0	108,6	(-7,9; +6,6)	110,8	(-8,8; +7,3)
X	101,3	±1,8	101,3	±2,0	108,6	(-9,0; +7,5)	110,8	(-11,3; +6,6)
XI	100,7	±1,8	100,6	±2,2	108,6	(-9,9; +8,6)	110,7	(-14,0; +6,1)
XII	100,6	±2,0	100,6	±2,2	108,7	(-11,0; +9,4)	110,7	(-15,8; +6,8)

4.1.5. táblázat

	A háztartási energia inflációs rátájának előrejelzései 1999-re							
	Havi ráták (előző hónap=100)				Implikált éves ráták (előző év azonos hónapja=100)			
1999	BJ		HEGY		BJ		HEGY	
(T) I	101,4		101,4		109,1		109,1	
(T) II	101,3		101,3		109,6		109,6	
III	102,4	±2,0	102,9	±2,0	109,7	(-2,0; +1,7)	110,3	(-1,9; +1,8)
IV	100,9	±2,2	101,4	±2,2	110,6	(-3,4; +3,1)	111,7	(-3,1; +3,0)
V	100,1	±2,2	99,3	±2,2	110,9	(-4,3; +4,2)	111,0	(-4,1; +4,3)
VI	100,9	±2,2	100,9	±2,2	111,9	(-5,3; +5,0)	112,0	(-4,6; +5,5)
VII	101,5	±2,2	101,9	±2,2	113,5	(-5,7; +5,7)	114,1	(-5,1; +6,5)
VIII	101,0	±2,2	100,8	±2,2	114,3	(-6,3; +6,3)	114,6	(-5,9; +7,4)
IX	101,7	±2,2	101,7	±2,2	114,9	(-7,1; +7,0)	115,3	(-6,6; +8,6)
X	102,2	±2,2	102,4	±2,2	114,9	(-7,1; +7,6)	115,4	(-6,7; +8,6)
XI	100,4	±2,4	99,2	±2,4	115,1	(-7,4; +8,1)	114,2	(-7,2; +8,4)
XII	101,0	±2,4	101,1	±2,4	115,9	(-7,6; +8,7)	115,1	(-7,1; +8,9)

4.1.6. táblázat

	Az egyéb cikkek inflációs rátájának előrejelzései 1999-re							
	Havi ráták (előző hónap=100)				Implikált éves ráták (előző év azonos hónapja=100)			
1999	BJ		HEGY		BJ		HEGY	
(T) I	103,3		103,3		107,6		107,6	
(T) II	100,5		100,5		107,9		107,9	
III	100,2	±1,6	100,1	±1,4	108,0	(-1,5; +1,4)	107,8	(-1,6; +2,0)
IV	100,3	±1,6	100,0	±1,4	108,1	(-2,1; +2,0)	107,6	(-2,7; +3,2)
V	100,4	±1,6	100,3	±1,4	107,7	(-2,5; +2,5)	107,1	(-3,6; +4,4)
VI	99,8	±1,6	99,8	±1,6	107,2	(-2,8; +2,9)	106,7	(-4,5; +6,0)
VII	100,1	±1,6	99,6	±1,8	106,9	(-3,3; +3,2)	105,8	(-6,0; 7,5)
VIII	100,4	±1,6	99,9	±1,8	107,1	(-3,9; +3,7)	105,5	(-7,9; +8,7)
IX	100,9	±1,6	100,4	±1,8	107,2	(-4,2; +4,2)	105,0	(-9,9; +9,8)
X	100,4	±1,6	99,8	±2,0	106,9	(-4,6; +4,4)	104,1	(-12,7; +10,1)
XI	100,2	±1,6	100,2	±2,0	106,7	(-4,7; +4,8)	104,0	(-15,0; +10,5)
XII	99,9	±1,6	99,5	±2,0	106,5	(-5,2; +5,1)	103,3	(-17,9; +10,6)

4.1.7. táblázat

	Az szolgáltatások inflációs rátájának előrejelzései 1999-re							
	Havi ráták (előző hónap=100)				Implikált éves ráták (előző év azonos hónapja=100)			
1999	BJ		HEGY		BJ		HEGY	
(T) I	104,5		104,5		115,9		115,9	
(T) II	102,5		102,5		109,8		109,8	
III	101,8	±1,4	102,2	±1,2	115,6	(-1,3; +1,2)	116,0	(-1,5; +0,6)
IV	101,1	±1,4	101,3	±1,4	115,8	(-2,2; +2,0)	116,4	(-1,3; +2,9)
V	100,8	±1,4	100,6	±1,6	115,8	(-2,7; +2,9)	116,2	(-0,6; +6,3)
VI	100,7	±1,4	100,6	±1,8	115,7	(-3,2; +3,4)	115,9	(-1,0; +12,1)
VII	100,9	±1,4	100,7	±2,0	115,6	(-3,7; +3,9)	115,5	(-1,2; +15,4)
VIII	100,3	±1,4	100,0	±2,0	115,4	(-4,2; +4,6)	115,0	(-1,0; +17,1)
IX	100,2	±1,4	99,9	±2,0	115,3	(-4,5; +5,4)	114,6	(-1,1; +17,6)
X	100,3	±1,4	100,1	±2,0	115,1	(-4,9; +5,7)	114,2	(-0,5; +20,6)
XI	100,3	±1,4	100,2	±2,0	115,2	(-5,0; +6,1)	114,2	(-1,8; +21,3)
XII	100,4	±1,4	100,4	±2,0	115,2	(-5,4; +6,4)	114,3	(-2,8; +22,2)

4.1.8. táblázat

	A maginfláció előrejelzései 1999-re							
	Havi ráták (előző hónap=100)				Implikált éves ráták (előző év azonos hónapja=100)			
1999	BJ		HEGY		BJ		HEGY	
I	101,4		101,4		110,2		110,2	
II	101,4		101,4		109,7		109,7	
III	101,1	±0,8	101,3	±0,8	109,5	(-0,8; +0,9)	109,7	(-1,0; +0,5)
IV	100,6	±1,0	100,7	±1,0	109,2	(-0,9; +1,2)	109,5	(-1,9; +0,9)
V	100,6	±1,0	100,8	±1,0	108,9	(-1,0; +1,4)	109,5	(-2,8; +1,5)
VI	100,1	±1,0	100,2	±1,0	108,7	(-1,2; +1,6)	109,4	(-3,6; +2,1)
VII	99,9	±1,0	99,9	±1,0	108,5	(-1,3; +1,8)	109,2	(-4,3; +2,6)
VIII	99,8	±1,0	99,7	±1,0	108,2	(-1,3; +1,9)	108,8	(-4,9; +3,1)
IX	100,6	±1,0	100,3	±1,0	108,1	(-1,6; +1,9)	108,4	(-5,6; +3,4)
X	101,0	±1,0	101,1	±1,2	107,9	(-1,8; +1,9)	108,3	(-6,3; +3,7)
XI	100,5	±1,0	100,6	±1,2	107,8	(-2,0; +1,9)	108,3	(-7,2; +3,7)
XII	100,5	±1,0	100,6	±1,2	107,7	(-2,3; +2,0)	108,3	(-7,9; +4,0)

4.1.9. táblázat

	A CPI előrejelzései 1999-re							
	Havi inflációs ráták (előző hónap=100)				Implikált éves inflációs ráták (előző év azonos hónapja=100)			
1999	BJ		HEGY		BJ		HEGY	
(T) I	102,5		102,5		109,8		109,8	
(T) II	101,3		101,3		109,4		109,4	
III	101,1	±1,2	101,8	±1,0	109,3	(-1,1; +1,0)	110,0	(-1,5; +1,8)
IV	100,9	±1,2	101,3	±1,6	109,1	(-2,0; +1,7)	110,4	(-1,9; +2,1)
V	101,0	±1,2	101,5	±1,8	108,9	(-2,7; +2,2)	110,7	(-5,3; +2,1)
VI	100,5	±1,2	100,6	±1,8	109,1	(-3,4; +2,7)	111,1	(-6,9; +2,1)
VII	99,6	±1,2	99,3	±1,8	108,9	(-3,8; +3,1)	110,5	(-9,5; +1,2)
VIII	99,6	±1,2	99,1	±1,8	108,9	(-4,2; +3,4)	110,0	(-8,2; +3,8)
IX	100,6	±1,2	100,3	±1,8	108,9	(-4,9; +3,7)	109,7	(-9,1; +4,3)
X	100,8	±1,2	100,6	±1,8	108,8	(-5,3; +4,2)	109,5	(-8,2; +7,0)
XI	100,4	±1,2	100,3	±1,8	108,9	(-5,7; +4,4)	109,4	(-12,1; +3,8)
XII	100,3	±1,2	99,9	±1,8	108,9	(-6,1; +4,6)	109,0	(-7,6; +9,7)

4.1.10. táblázat

	A CPI előrejelzései 1999-re					
	Havi inflációs ráták (előző hónap=100)			Implikált éves inflációs ráták (előző év azonos hónapja=100)		
1999	S. Á. 1	S. Á. 2	S. Á. 3	S. Á. 1	S. Á. 2	S. Á. 3
(T) I	102,5	102,5	102,5	109,8	109,8	109,8
(T) II	101,3	101,3	101,3	109,4	109,4	109,4
III	101,1	101,0	101,1	109,3	109,1	109,2
	(-0,6; +0,8)	(-0,7; +0,6)	(-1,0; +0,5)	(-0,7; +0,9)	(-1,2; +0,4)	(-1,1; +0,5)
IV	101,0	100,7	101,0	109,3	108,8	109,3
	(-0,7; +0,7)	(-0,7; +0,9)	(-0,7; +0,8)	(-1,2; +1,2)	(-1,3; +0,8)	(-1,4; +0,9)
V	101,0	100,5	101,0	109,1	108,1	109,0
	(-0,7; +0,7)	(-0,8; +1,0)	(-0,5; +0,8)	(-1,5; +1,6)	(-1,5; +1,5)	(-1,7; +1,3)
VI	100,7	100,3	100,8	109,6	108,0	109,6
	(-0,7; +0,7)	(-0,8; +1,0)	(-0,6; +0,8)	(-1,7; +1,9)	(-1,8; +1,7)	(-1,8; +1,7)
VII	99,8	99,9	99,7	109,5	108,1	109,5
	(-0,7; +0,7)	(-0,9; +1,0)	(-0,8; +0,7)	(-2,0; +2,1)	(-2,4; +2,0)	(-2,1; +1,9)
VIII	99,7	99,4	99,5	109,6	107,9	109,4
	(-0,8; +0,7)	(-0,9; +1,0)	(-0,7; +0,8)	(-2,2; +2,2)	(-2,7; +2,2)	(-2,5; +2,3)
IX	100,7	100,5	100,7	109,7	107,9	109,5
	(-0,8; +0,7)	(-0,9; +1,1)	(-0,7; +0,9)	(-2,6; +2,6)	(-2,8; +2,7)	(-2,6; +2,6)
X	100,8	100,7	100,8	109,6	107,6	109,3
	(-0,8; +0,7)	(-0,9; +1,1)	(-0,7; +0,9)	(-2,8; +2,6)	(-3,0; +2,9)	(-2,8; +3,0)
XI	100,4	100,0	100,4	109,7	107,3	109,5
	(-0,9; +0,8)	(-0,9; +1,1)	(-0,7; +0,9)	(-3,2; +2,9)	(-3,3; +3,5)	(-3,1; +3,2)
XII	100,4	100,2	100,4	109,8	107,2	109,5
	(-0,9; +0,8)	(-1,0; +1,2)	(-0,7; +0,9)	(-3,6; +3,1)	(-3,7; +4,0)	(-3,4; +3,7)

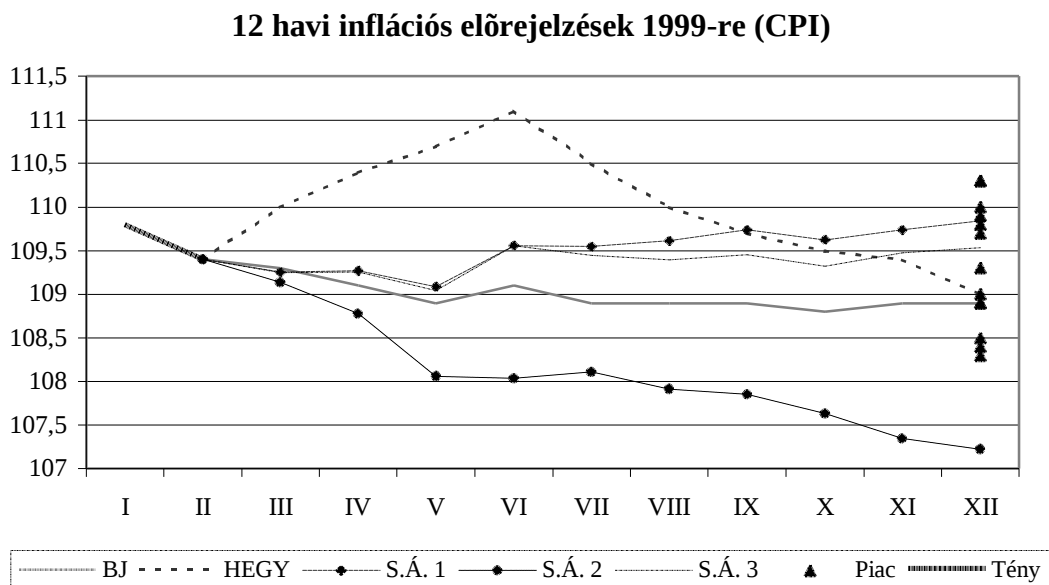
Megjegyzés: S. Á. 1 = S. Á. (BJ); S. Á. 2 = S. Á. (HEGY); S. Á. 3 = S. Á. (vegyes)

A CPI hosszú távú előrejelzéseinek (4.1.9.-4.1.10. táblázat, 4.1.1. ábra) szembevető jellegzetessége, hogy az 1999-es évi infláció különböző módszerekkel kapott értékei jelentősen eltérhetnek egymástól. A decemberi 12 havi inflációra adott legmagasabb (9,8%) és legalacsonyabb (7,2%) prognózis között 2,6 százalékpont a különbség. Az előbbi értéket a Box-Jenkins modellekből képzett súlyozott átlag, az utóbbit pedig a HEGY modellekből képzett súlyozott átlag produkálja. A két súlyozott átlag közötti diszkrepancia nagy részét az "magyarázza", hogy a Box-Jenkins illetve a HEGY modell alapvetően eltérő pályát jósol az élelmiszerárak számára 1999-ben. Az előbbi modell szerint az élelmiszerárak várhatóan 6,4 százalékkal fognak emelkedni 1999 folyamán; az utóbbi modell ezzel szemben éves szinten mintegy 0,8 százalékos *deflációt* jósol. Mivel az élelmiszerek a fogyasztói árindexben igen nagy súllyal (27,2%) szerepelnek, nem csoda, hogy ez az eltérés jelentősen kihat a CPI előrejelzésére is.

Fennmarad persze az a kérdés, hogy az élelmiszerárak fenti két modellje közül melyik tekinthető megbízhatóbbnak. Statisztikai kritériumok vagy a mintán kívüli előrejelzés alapján csak nagyon bizonytalan választ lehet adni erre a kérdésre: az élelmiszerek Box-Jenkins modellje ugyan historikusan jobb előrejelzőnek bizonyult a HEGY modellnél (lásd 3.2.1. táblázat), de a különbség nem túlságosan drámai. Intuitív alapon hihetőbb a magasabb inflációt jósoló scenárió, de pont 1998 második fele a bizonyosság arra, hogy korántsem elképzelhetetlen a jelentős és tartós túlbecslés. Mint már korábban utaltam rá, az élelmiszerek inflációs időszora sajnos nagyon nehezen jelezhető előre.

Ez az a pont, ahol az egyváltozós idősormodelleken alapuló egyszerű statisztikai elemzés teljesítőképességének határaiba ütközünk. Az élelmiszerek áralakulására vonatkozó kérdés eldöntése – és a modellek közti választás – már csak újabb információk bevonásával lehetséges: az inflációs idősorokon kívüli adatokra, több elméleti megfontolásra és az élelmiszerpiacon végbemenő gazdasági folyamatok feltárására van szükség.³⁵

4.1.1. ábra



Megjegyzés: A „piac” elnevezés alatt feltüntetett pontok különböző piaci szereplők (ld. 3.3.1. táblázat) előrejelzései a decemberi 12 havi inflációra. Ezek szintén 1999 februári adatokkal bezárólag készültek.

Ha eltekintünk a fogyasztói árindex 1999. évi inflációjára kapott legalacsonyabb értéktől, a fennmaradó előrejelzések összhangban vannak a piac inflációs várakozásaival. Több elemző szerint a 12 havi infláció májusban eléri éves mélypontját, majd az év második felében – részben a rendkívül alacsony 98-as bázisértékek miatt – stagnálni vagy enyhén emelkedni fog, és az év végére a 8,5-10%-os sávban köt ki. (Ezt az időbeli pályát írja le az első és a harmadik súlyozott átlag valamint a Box-Jenkins modell is.) A CPI HEGY modellje azonban egy másik lehetséges (bár kevésbé valószínű) pályára mutat rá. Ebben a szituációban az infláció márciustól júniusig emelkedik, majd az év második felében annak ellenére csökken, hogy a megfelelő 1998-as bázisértékek nagyon alacsonyak voltak (lásd pl. a 3.2.9. táblázatot). Az éves inflációs ráta végül a többi modell által jósolt sávban, 9 százalékon kötne ki³⁶.

A tanulmányban prezentált vizsgálatok alapján nagyon nehéz – lehetetlen – eldönteni, hogy melyik pálya a valószínűbb. A mintán kívüli vizsgálatok egyértelművé teszik, hogy az egyváltozós idősormodellek hosszú távú előrejelzései nagyon bizonytalanok.

³⁵ A bemutatott modellek például nyilván nem számolhatnak a kora tavaszi belvív-problémával, ami pedig jelentősen befolyásolhatja az élelmiszerárak ideai alakulását. Ez a külső információ a Box-Jenkins modellek által jósolt pályát teszi valószínűbbé.

³⁶ Habár a „végeredmény” nem, a HEGY modell által jósolt évközi pálya intuitíve elég valószínűtlen. Az infláció ily módon való alakulása már csak azért is kérdéses, mert egy periódussal korábban (1999 januárjában) a HEGY modell még a második súlyozott átlagéhoz hasonló pályát jósolt! A 3.3. szakasz tapasztalatai alapján azonban nem okoz túl nagy meglepetést a HEGY modell előrejelzéseinek ez az instabil a viselkedése. (Érdemes újra egy pillantást vetni a 3.3.1. illetve 3.3.5. ábrákra.)

4.2. Negyedéves adatokon alapuló előrejelzések

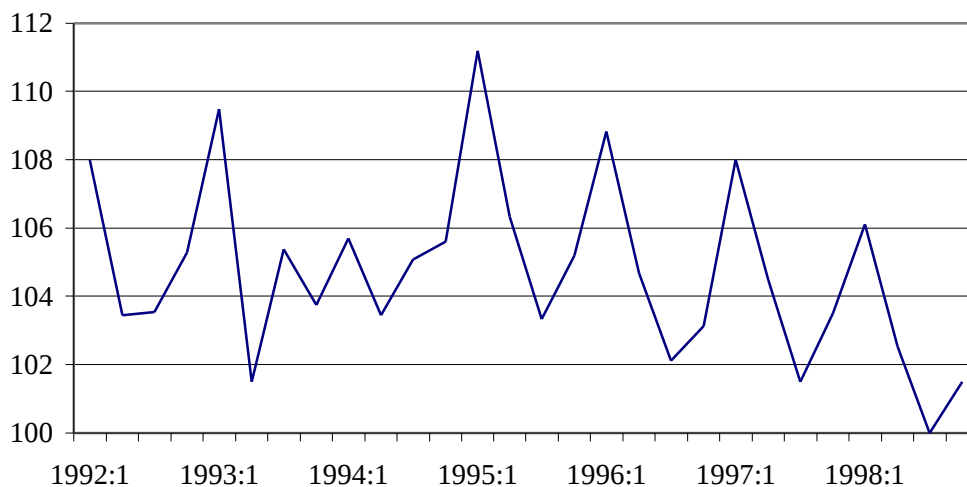
A havi bontású adatokat használó modellek és az belőlük származó előrejelzések “kontrolljaként” érdemes negyedéves adatokkal is elvégezni néhány vizsgálatot. A negyedéves adatokon alapuló modellezés mellett azt az érvet lehet felhozni, hogy az ilyen frekvenciájú idősorokban általában sokkal szabályosabb – és feltehetően jobban modellezhető – szezonális minták jelennek meg. A 4.2.1. ábrára vetett egyetlen pillantás meggyőzheti a szemlélőt arról, hogy ez az érv intuitíve megalapozott. A CPI negyedéves inflációs rátájának alakulása különösen 1995 első negyedétől kezdve mutat feltűnő szabályosságot.

A CPI negyedéves inflációs rátáját három hónap havi inflációs adatainak szorzataként határoztam meg, a 4.1. szakasz elején közölt képlet értelemszerű módosításával. Az első negyedév az év első három hónapját tömöríti, a második az áprilistól júniusig terjedő időszakot stb. Ezzel az eljárással 1992. januárjától indulva egy 28 megfigyelésből álló mintát generáltam.

Ilyen kevés megfigyeléssel persze a modellek specifikációjához és becsléséhez nagy fokú bizonytalanság járul (a 2. fejezetben leírt tesztek például szinte teljesen erőtlene kis mintákban). Az alábbi modellek és előrejelzések tehát ezzel a fenntartással kezelendők.

4.2.1. ábra

Negyedéves infláció (CPI)
(előző negyedév utolsó hónapja=100)



A 2. fejezetben leírtakhoz hasonló vizsgálatok után a negyedéves inflációs ráta szezonális differenciájára³⁷ egy negyedrendű autoregresszív modellt illesztettem, melyben a másod- és harmadrendű tagok együttthatója nullára volt korlátozva. Ezt a modellt két mintaperiódusra becsültem meg: először felhasználtam az összes rendelkezésre álló adatot (1994:1-1998:4), majd újrabecsültem a modellt az 1995:1-1998:4 mintaperiódusra. Ez utóbbi mintára végül illesztettem egy determinisztikus trendből és szezonális dummy változókból álló modellt is, a szezonális ingadozások és a csökkenő tendencia feltűnő szabályossága miatt.

Ezek a modellek QBJ(94:1), QBJ(95:1) illetve DET(95:1) néven szerepelnek a 4.1.2. táblázatban, mely összefoglalja a negyedéves előrejelzések eredményeit. A táblázat feltünteti a havi CPI adatokra épülő modellek által implikált negyedéves inflációs rátákat is.

³⁷ A szezonális differencia képzése negyedéves adatok esetén az $(1-L^4)$ szűrő alkalmazását jelenti.

4.2.1. táblázat

	Negyedéves inflációs ráták (CPI) (előző negyedév utolsó hónapja=100)							
1999	QBJ (94:1)	QBJ (95:1)	DET (95:1)	BJ	HEGY	S.Á. 1	S.Á. 2	S.Á. 3
Q1	105,8	105,2	105,5	105,6	105,5	105,5	104,9	105,4
Q2	103,0	102,2	101,4	102,4	102,8	102,9	101,7	102,8
Q3	100,6	99,9	98,7	99,8	99,0	100,2	99,7	100,0
Q4	102,4	101,7	100,3	101,6	101,0	101,6	101,1	101,7
	Implikált 12 havi infláció 1999 decemberében							
	112,2	109,3	105,8	109,8	108,3	110,7	107,5	110,2

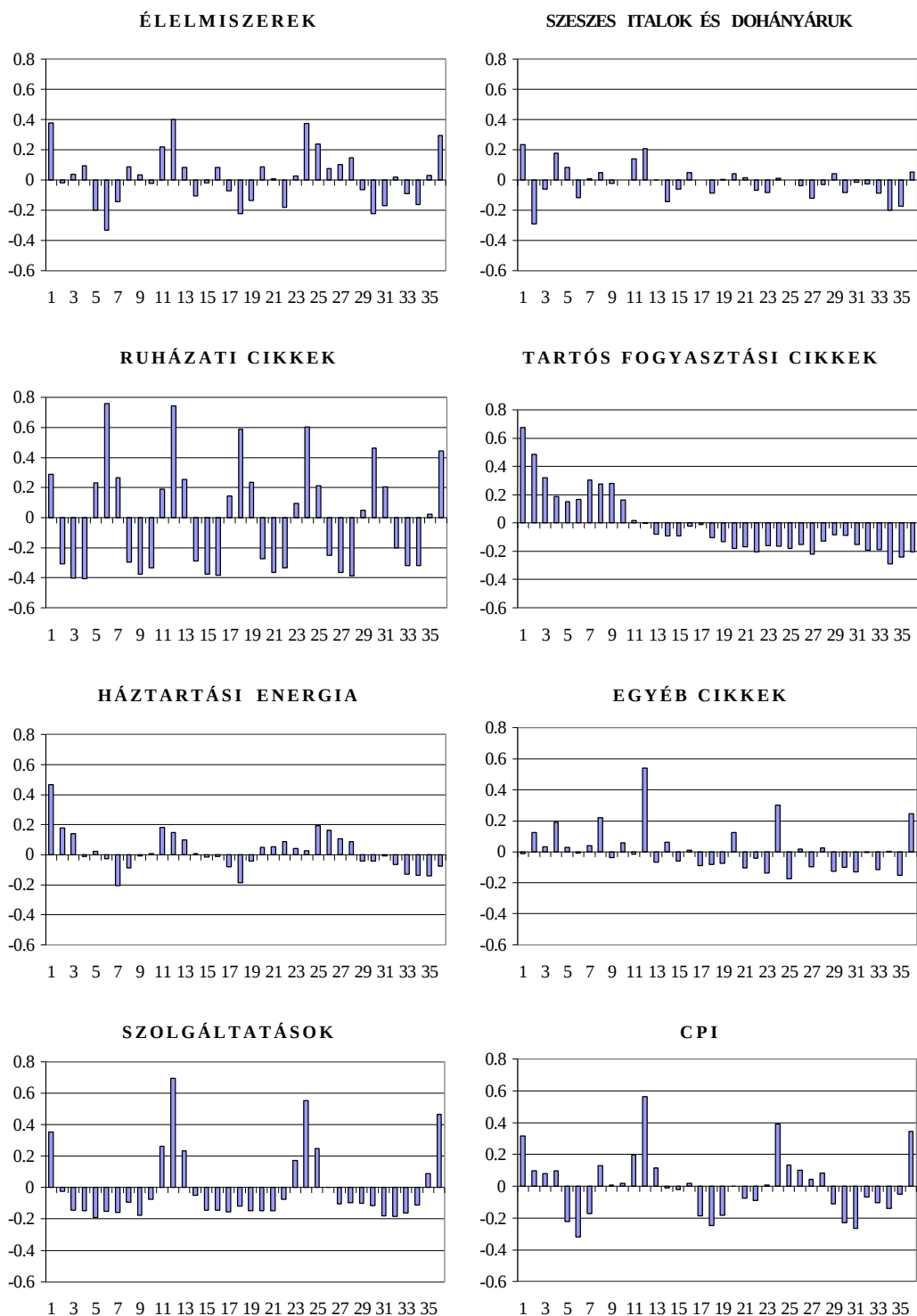
A 4.2.1. táblázatban bemutatott három előrejelzés közül kettő meglehetősen extrém. A teljes mintán becsült SARIMA modell [QBJ(94:1)] feltűnően magas, a determinisztikus modell pedig feltűnően alacsony inflációs értékeket jósol a havi adatokon alapuló modellekhez képest. Ezeket a számokat talán laza alsó illetve felső korlátként lehet értelmezni.

5. Hivatkozások

- BOX, G. E. P. AND G. M. JENKINS (1970): Time Series Analysis; Forecasting and Control. San Francisco: Holden Day.
- FRANSES, P. H. (1996): Periodicity and Stochastic Trends In Economic Time Series. Oxford: Oxford University Press.
- FRANSES, P. H. (1998): Time Series Models for Business and Economic Forecasting. Cambridge: Cambridge University Press.
- GORDON, D. V. (1995): Optimal lag length in estimating Dickey-Fuller statistics: an empirical note. Applied Economics Letters, 1995, 2, 188-190.
- GRANGER, C. W. J. AND P. NEWBOLD (1973): Some Comments on the Evaluation of Economic Forecasts. Applied Economics, 5, 35-47.
- GRANGER, C. W. J. AND P. NEWBOLD (1986): Forecasting Economic Time Series. New York: Academic Press.
- HAMILTON, J. D. (1994): Time Series Analysis. Princeton: Princeton University Press.
- HYLLEBERG, S., R. F. ENGLE, C. W. J. GRANGER AND B. S. YOO (1990): Seasonal Integration and Cointegration. Journal of Econometrics, 44, 215-238.
- KENNEDY, P. (1992): A Guide to Econometrics. MIT Press.
- PINDYCK, R. S. AND D. L. RUBINFELD (1991): Econometric Models and Economic Forecasts. New York: McGraw-Hill.
- VINCZE JÁNOS ÉS ZSOLDOS ISTVÁN (1996): A fogyasztói árak struktúrája, szintje és alakulása Magyarországon 1991-1996-ban. MNB Füzetek 1996/5.
- ZSOLDOS ISTVÁN (1998): Kimagvazott infláció. Figyelő, 1998. február 26., 32-35. o.

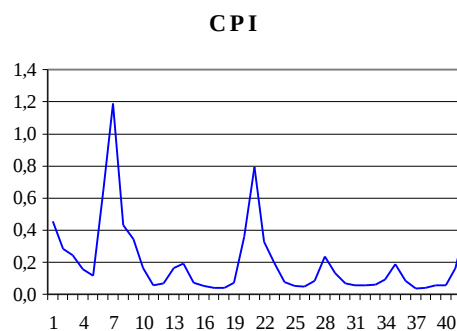
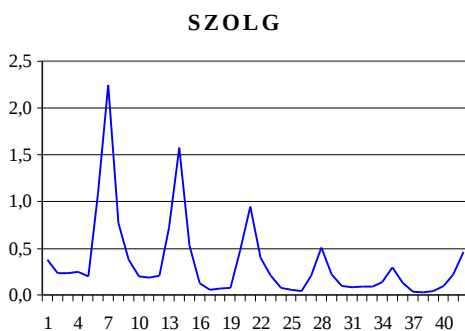
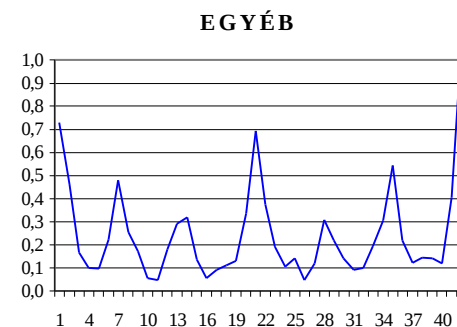
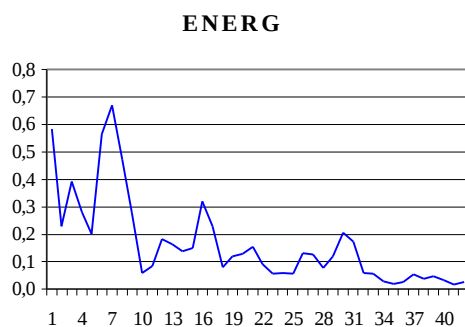
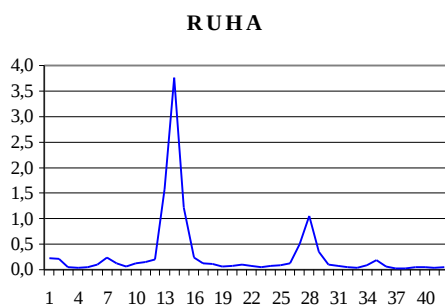
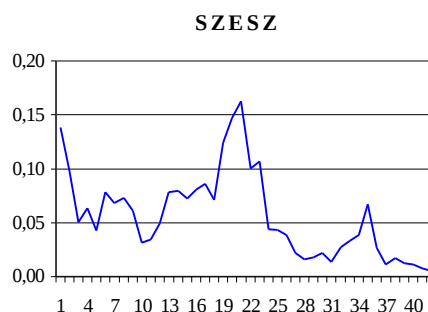
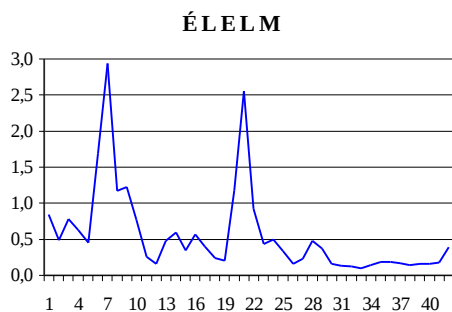
1. Függelék: A havi inflációs idősorok korrelogramjai

Az autokorreláció-függvények az 1992:01–1999:02 mintaperiódus alapján, 86 megfigyelés felhasználásával készültek. Az autokorreláció-értékekre a $\pm 2/\sqrt{T}$ képlet segítségével számolható közelítőleg 95%-os konfidencia-intervallum (T a mintanagyság). Ezek a határok körülbelül $\pm 0,2$ -del egyenlők.



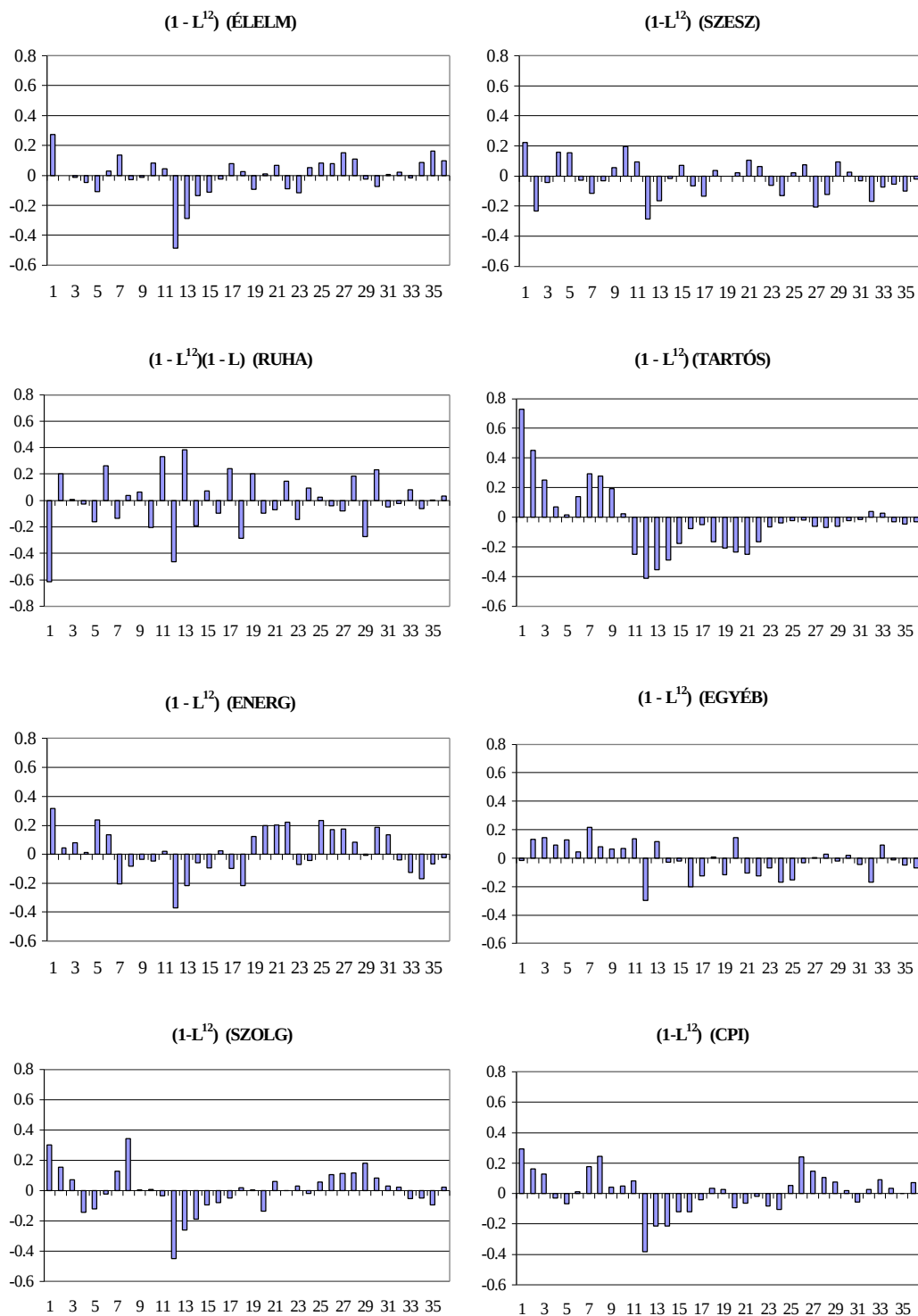
2. Függelék: A havi inflációs idősorok periodogramjai

A periodogramok az 1992:01-1998:12 mintaperiódus alapján, 84 megfigyelés felhasználásával készültek. A j abszcissa-értékhez tartozó ciklus periódusa T/j hónap, ahol T a mintanagyság. Az éves ciklusok például a 7 abszcissa-értéknél jelennek meg.



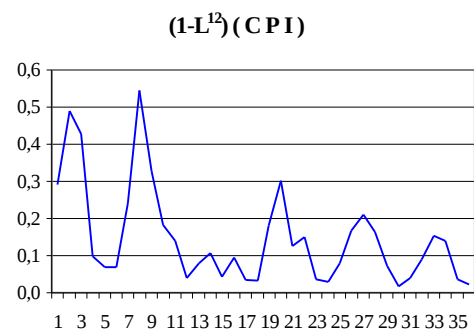
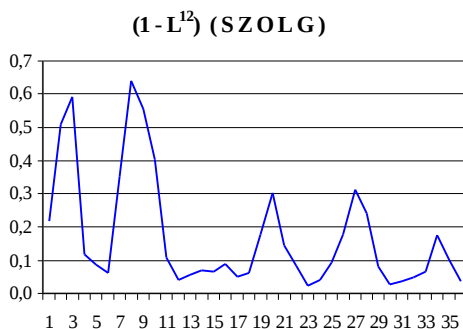
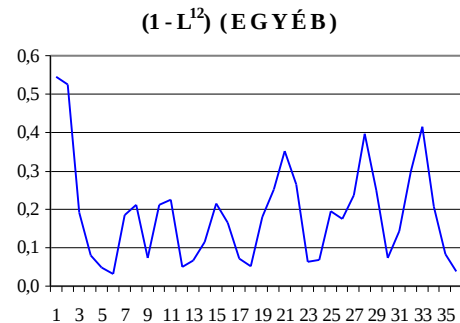
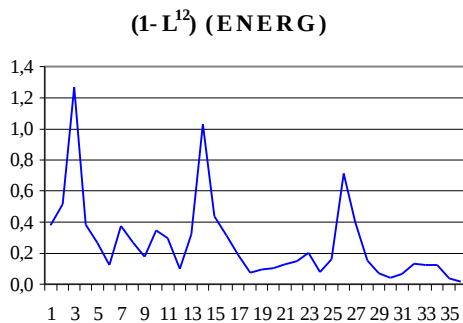
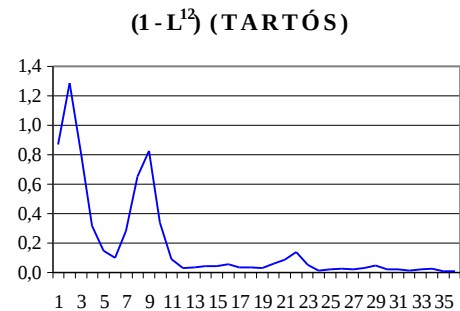
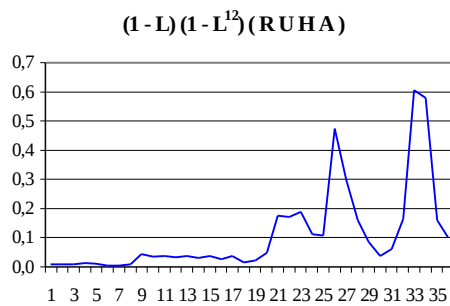
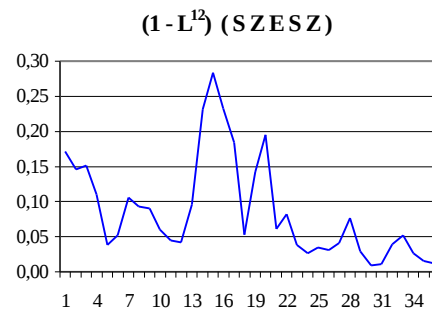
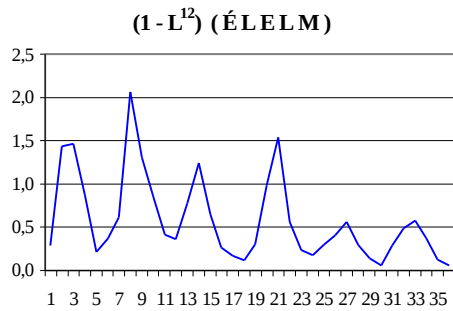
3. Függelék: Az inflációs idősorok korrelogramja a Box-Jenkins transzformáció elvégzése után

Az autokorreláció-függvények az 1993:01–1999:02 mintaperiódus alapján, 74 megfigyelés felhasználásával készültek. Az autokorreláció-értékekre a $\pm 2/\sqrt{T}$ képlet segítségével számolható közelítőleg 95%-os konfidencia-intervallum (T a mintanagyság). Ezek a határok körülbelül $\pm 0,25$ -dal egyenlők.



4. Függelék: Az inflációs idősorok periodogramja a Box-Jenkins transzformáció elvégzése után

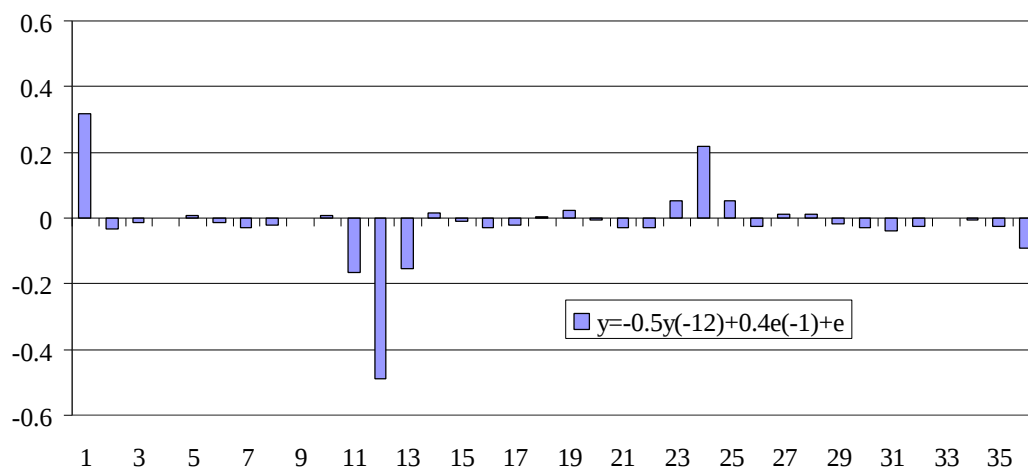
A periodogramok az 1993:01-1998:12 mintaperiódus alapján, 72 megfigyelés felhasználásával készültek. A j abszcissa-értékhez tartozó ciklus periódusa T/j hónap, ahol T a mintanagyság. Az éves ciklusok például a 6 abszcissa-értéknél jelennek meg.



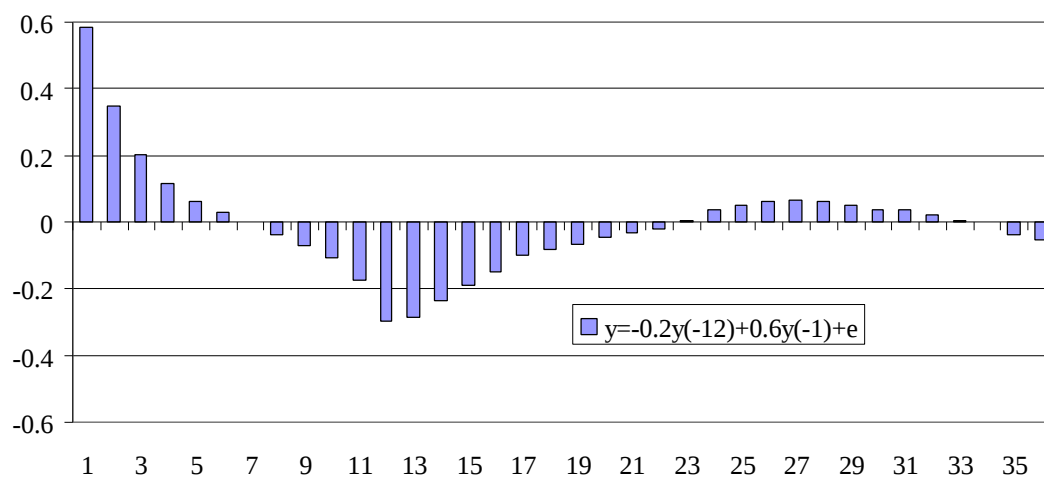
5. Függelék: Tipikus SARIMA korrelogramok

A korrelogramok Monte Carlo szimulációval készültek. Az ábráról leolvasható autokorreláció-értékek nem adják vissza teljesen pontosan a populációs paramétereket, mert az empirikus korrelogram torzítottan (de konzisztens módon) becsüli a populációs autokorreláció-függvényt. Az alkalmazott minta 84 megfigyelésből állt, az ismétlések száma 100 volt.

SARIMA (1,0,0)^s (0,0,1)



SARIMA (1,0,0)^s (1,0,0)



6. Függelék: a Theil-féle egyenlőtlenségi mutató

Jelölje y_t az idősor megfigyelt értékeit, f_t pedig a megfelelő jósolt értékeket egy T periódusból álló időszakban ($t=1, 2, \dots, T$). A Theil-féle egyenlőtlenségi együttható definíciója a következő:

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (f_t - y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (f_t)^2} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t)^2}} \equiv \frac{RMSE}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (f_t)^2} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t)^2}},$$

ahol $RMSE \equiv \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (f_t - y_t)^2}$. Kimutatható, hogy $0 \leq U \leq 1$, azaz tulajdonképpen az RMSE normált változatáról van szó. Minél közelebb van a fenti mutató a nulla értékhez, természetesen annál jobb az előrejelzés. Az MSE alábbi felbontása lehetőséget teremt az ún. egyenlőtlenségi arányszámok definiálására:

$$MSE = RMSE^2 = \frac{1}{T} \sum (f_t - y_t)^2 = (\bar{f} - \bar{y})^2 + (s_f - s_y)^2 + 2(1-r)s_f s_y$$

A fenti egyenletben a felülvonás az idősorok átlagát, s_f pedig a standard hibáját jelöli, míg r a jósolt és a tényleges idősor közti korrelációs együtthatót jelenti az adott periódusban³⁸. Az egyenlőtlenségi arányszámok a következő módon definiálhatók:

- A *torzítási arány* (bias proportion), $U_{BIAS} = \frac{(\bar{f} - \bar{y})^2}{MSE}$, megmutatja, hogy a tényleges és jósolt értékek átlaga milyen mértékben tér el egymástól. Ez a statisztika az előrejelzés szisztematikus hibát méri.
- A *variancia-arány* (variance proportion), $U_{VAR} = \frac{(s_f - s_y)^2}{MSE}$, azt mutatja meg, hogy az előrejelzések idősora változékonyság tekintetében mennyire közelíti jól a tényleges idősort.
- A *kovariancia-arány* (covariance proportion), $U_{COV} = \frac{2(1-r)s_f s_y}{MSE}$, a fennmaradó véletlen hibát méri, mely abból következik, hogy a jósolt és tényleges idősor nem tökéletesen korreláltak.

A definíciók alapján világos, hogy $U_{BIAS} + U_{VAR} + U_{COV} = 1$. Tetszőleges $U > 0$ esetén a hibaforrások ideális eloszlása a következő: $U_{BIAS} = 0$, $U_{VAR} = 0$ és $U_{COV} = 1$.

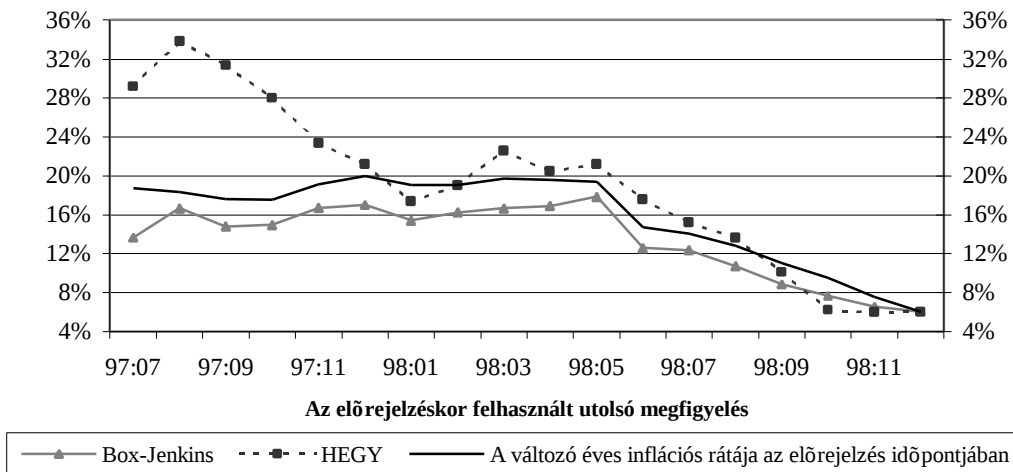
³⁸ Formálisan: $\bar{y} = (1/T) \sum_{t=1}^T y_t$, $s_y = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}$ és $r = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})(f_t - \bar{f})}{s_y s_f}$. Az f

idősorra vonatkozó mennyiségek analóg módon értelmezendők.

7. Függelék: Az 1998. decemberi 12 havi előrejelzések változása

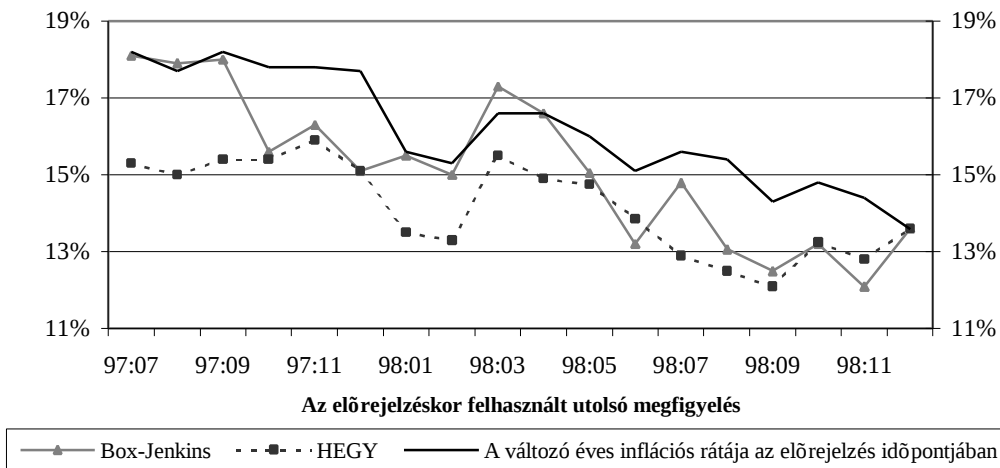
7.1. ábra

A 12 havi infláció előrejelzése 1998. decemberére: ÉLELM



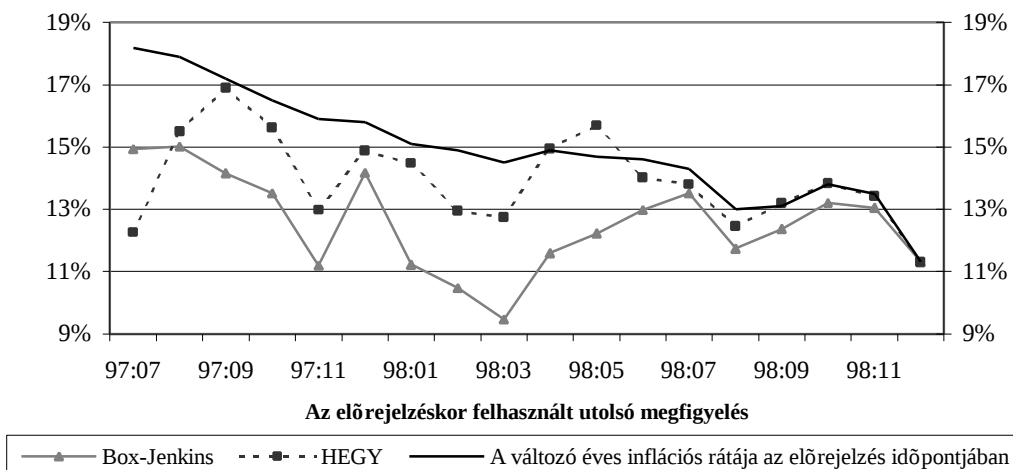
7.2. ábra

A 12 havi infláció előrejelzése 1998. decemberére: SZESZ



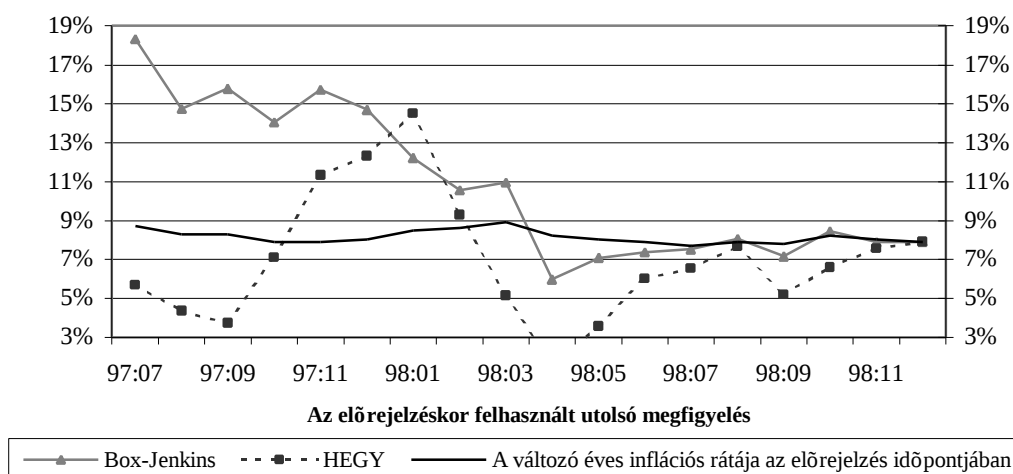
7.3. ábra

A 12 havi infláció előrejelzése 1998. decemberére: RUHA



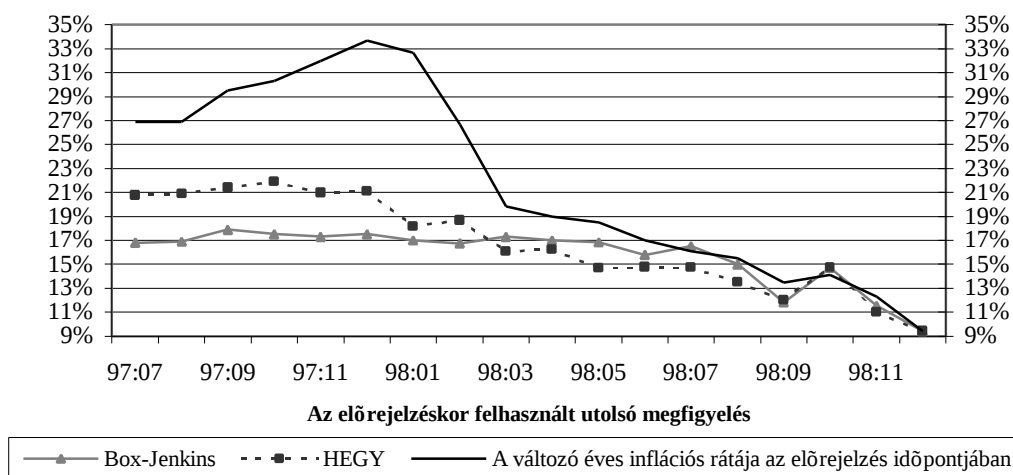
7.4. ábra

A 12 havi infláció előrejelzése 1998. decemberére: TARTÓS



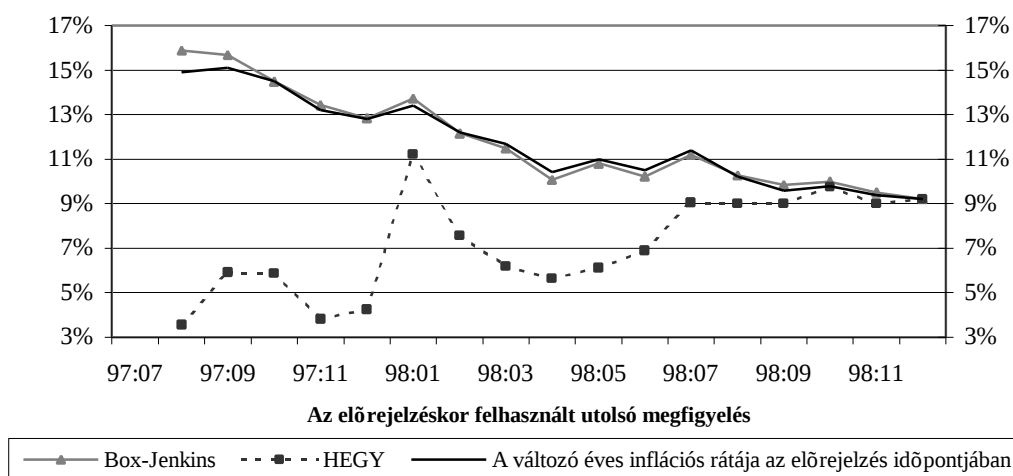
7.5. ábra

A 12 havi infláció előrejelzése 1998. decemberére: ENERG



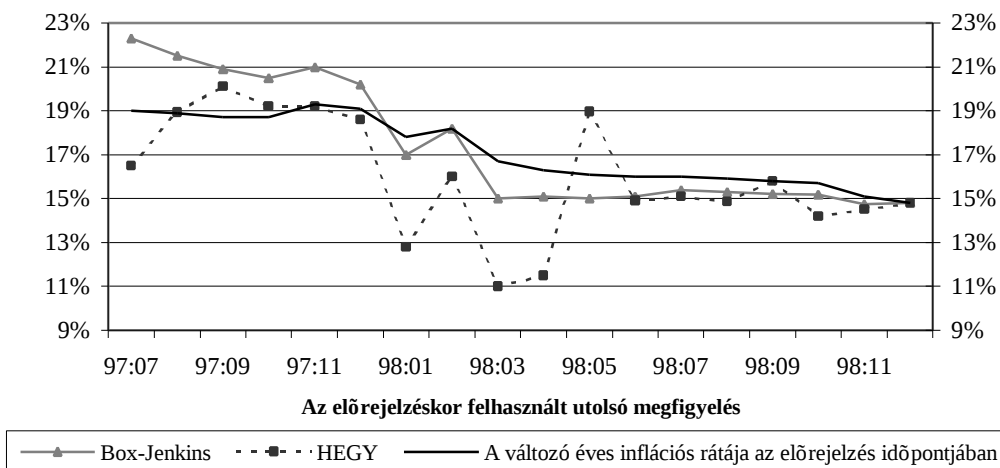
7.6. ábra

A 12 havi infláció előrejelzése 1998. decemberére: EGYÉB



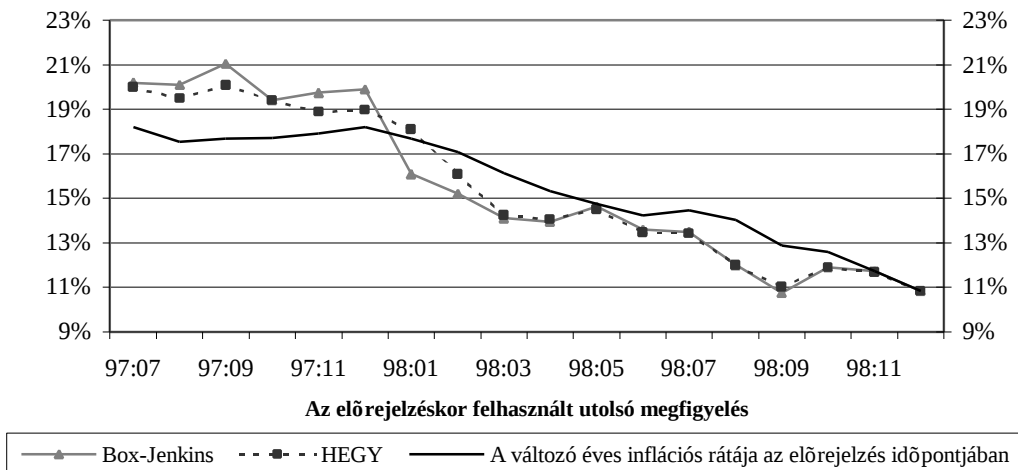
7.7. ábra

A 12 havi infláció előrejelzése 1998. decemberére: SZOLG



7.8. ábra

A 12 havi infláció előrejelzése 1998. decemberére: MAG



MNB Füzetek / NBH Working Papers:

1995/1 (1995. november)

Simon András: Aggregált kereslet és kínálat, termelés és külkereskedelem a magyar gazdaságban 1990-1994

1995/2 (1995. november)

Neményi Judit: A Magyar Nemzeti Bank devizaadósságán felhalmozódó árfolyamveszteség kérdései

1995/3 (1996. február)

Dr. Kun János: Seignorage és az államadóság terhei

1996/1 (1996. március)

Simon András: Az infláció tényezői 1990-1995-ben

1996/2 (1996. június)

Neményi Judit: A tőkebeáramlás, a makrogazdasági egyensúly és az eladósodási folyamat összefüggései a Magyar Nemzeti Bank eredményének alakulásával.

1996/3 (1996. június)

Simon András: Sterilizáció, kamatpolitika az államháztartás és a fizetési mérleg

1996/4 (1996. július)

Darvas Zsolt: Kamatkülönbség és árfolyam-várakozások

1996/5 (1996. augusztus)

Vincze János - Zsoldos István: A fogyasztói árak struktúrája, szintje és alakulása Magyarországon 1991-1996-ban

Ökonometria vizsgálat a részletes fogyasztói árindex alapján

1996/6 (1996. augusztus)

Csermely Ágnes: A vállalkozások banki finanszírozása Magyarországon 1991-1994

1996/7 (1996. szeptember)

Dr. Balassa Ákos: A vállalkozói szektor hosszú távú finanszírozásának helyzete és fejlődési irányai

1997/1 (1997. január)

Csermely Ágnes: Az inflációs célkitűzés rendszere

1997/2 (1997. március)

Vincze János: A stabilizáció hatása az árakra, és az árak és a termelés (értékesítés) közötti összefüggésekre

1997/3 (1997. április)

Barabás Gyula - Hamecz István: Tőkebeáramlás, sterilizáció és pénzmennyiség

1997/4 (május)

Zsoldos István: A lakosság megtakarítási és portfólió döntései Magyarországon 1980-96.

1997/5 (június)

Árvai Zsófia: A sterilizáció és tőkebeáramlás ökonometriai elemzése

1997/6 (augusztus)

Zsoldos István: A lakosság Divisia-pénz tartási viselkedése Magyarországon

1998/1 (január)

Árvai Zsófia - Vincze János: Valuták sebezhetősége: Pénzügyi válságok a 90-es években

1998/2 (március)

Csajbók Attila: Zéró-kupon hozamgörbe becslés jegybanki szemszögből

ZERO-COUPON YIELD CURVE ESTIMATION FROM A CENTRAL BANK PERSPECTIVE

1998/ 3 (március)

Kovács Mihály András - Simon András: A reálárfolyam összetevői

THE COMPONENTS OF THE REAL EXCHANGE RATE IN HUNGARY

1998/4 (március)

P.Kiss Gábor: Az államháztartás szerepe Magyarországon

THE ROLE OF GENERAL GOVERNMENT IN HUNGARY

1998/5 (április)

Barabás Gyula - Hamecz István - Neményi Judit: A költségvetés finanszírozási rendszerének átalakítása és az eladósodás megfékezése

Magyarország tapasztalatai a piacgazdaság átmeneti időszakában

FISCAL CONSOLIDATION, PUBLIC DEBT CONTAINMENT AND DISINFLATION

HUNGARY'S EXPERIENCE IN TRANSITION

1998/6 (augusztus)

Jakab M. Zoltán-Szapáry György: A csúszó leértékelés tapasztalatai Magyarországon

1998/7 (október)

Tóth István János - Vincze János: Magyar vállalatok árképzési gyakorlata

1998/8 (október)

Kovács Mihály András: Mit mutatnak?

Különféle reálárfolyam-mutatók áttekintése és a magyar gazdaság ár- és költségversenyképességének értékelése

1998/9 (október)

Darvas Zsolt: Moderált inflációk csökkentése

Összehasonlító vizsgálat a nyolcvanas-kilencvenes évek dezinflációit kísérő folyamatokról

1998/10 (november)

Árvai Zsófia: A piaci és kereskedelmi banki kamatok közötti transzmisszió 1992 és 1998 között

1998/11 (november)

P. Kiss Gábor: A költségvetés tervezése és a fiskális átláthatóság aktuális problémái

1998/12 (november)

Jakab M. Zoltán

A valutakosár megválasztásának szempontjai Magyarországon

1999/1 (January)

ÁGNES CSERMELY-JÁNOS VINCZE: LEVERAGE AND FOREIGN OWNERSHIP IN HUNGARY

1999/2 (március)

Tóth Áron: Kísérlet a hatékonyság empirikus elemzésére a magyar bankrendszerben

1999/3 (március)

Darvas Zsolt-Simon András: A növekedés makrogazdasági feltételei

Gazdaságpolitikai alternatívák

1999/4 (április)

Lieli Róbert: Idősormodelleken alapuló inflációs előrejelzések

Egyváltozós módszerek