

Budapesti Corvinus Egyetem

ELEMZÉSEK AZ INFLÁCIÓRÓL

Ph.D. értekezés

Bauer Péter

Budapest, 2012.

Bauer Péter

Elemzések az inflációról

Matematikai Közgazdaságtan és Gazdaságelemzés
Tanszék

Témavezető: Vincze János, Ph.D.

© Bauer Péter

Budapesti Corvinus Egyetem
Közgazdaságtudományi Doktori Iskola

Elemzések az inflációról

Ph.D. értekezés

Bauer Péter

Budapest, 2012.

Tartalomjegyzék

1. BEVEZETŐ	10
2. ÁRMEREVSÉG VIZSGÁLATA MIKROADATOK ALAPJÁN: A MAGYARORSZÁGI KISKERESKEDELMI ÁRAZÁS STILIZÁLT TÉNYEI	12
2. 1. Bevezetés	12
2. 2. A téma irodalma	13
2. 3. Adatok	16
2. 4. Empirikus vizsgálatok	18
2. 4. 1. A mintabeli infláció	18
2. 4. 2. Az ármerevség mutatói	20
2. 4. 3. Az árváltoztatás nagysága	22
2. 4. 4. Az árváltoztatás valószínűsége időben állandó vagy változó?	24
2. 4. 5. Az árváltoztatás boltok közötti és bolton belüli szinkronizációja	26
2. 4. 6. Az árváltoztatás gyakorisága és nagysága közötti kapcsolat	29
2. 4. 7. Az utolsó árváltoztatás óta eltelt idő és az árváltoztatás gyakorisága	33
2. 4. 8. Az utolsó árváltoztatás óta eltelt idő és az árváltoztatás nagysága	38
2. 4. 9. Relatív árak	39
2. 5. Következtetések: a stilizált tények	44
3. EGY FÉL-STRUKTURÁLIS ÁRAZÁSI MODELL	45
3. 1. A modell felépítése	45
3. 2. Becslési eljárás	48
3. 3. Eredmények	49
4. INFLÁCIÓS PERZISZTENCIA AZ IPARCIKKEK ÉS A PIACI SZOLGÁLTATÁSOK KÖRÉBEN	57
4. 1. Bevezetés	58
4. 2. A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációját meghatározó tényezők a Balassa-Samuelson elemzési keretben	60
4. 3. Milyen mértékben képes megmagyarázni a szolgáltatások és iparcikkek inflációjának eltérését a Balassa-Samuelson mechanizmus?	61
4. 4. A nemzetközi kereskedelembe nem kerülő (nontraded) és abban résztvevő (traded) szektor főbb jellegzetességei	63
4. 4. 1. A piaci szolgáltatások inflációjának perzisztenciája	63
4. 4. 2. Bérek perzisztenciája a feldolgozóiparban és a szolgáltató szektorban	66
4. 5. Dezinflációs időszakok jellegzetességei a régióban	68
4. 6. A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának dekompozíciója	71
4. 6. 1. Résztételek csoportosítása	72

4. 6. 2. <i>A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának felbontása költségalapú modell segítségével</i>	73
4. 6. 3. <i>A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának elemzése főkomponensekkel</i>	76
4. 7. Összefoglalás	81
5. INFLÁCIÓS TRENDMUTATÓK	83
5. 1. Bevezetés	83
5. 2. A trendinfláció fogalma és típusai	88
5. 3. Értékelési szempontok	91
5. 4. A vizsgált mutatók és a felhasznált adatok	94
5. 5. Eredmények	98
5. 6. Konklúzió	109
6. ÖSSZEFOGLALÓ	111
7. FÜGGELÉK	114
7. 1. A 2. fejezet mikro-adatbázisában szereplő termékek	114
7. 2. Az 5. fejezetben szereplő dinamikus faktormodell	117
7. 3. A 3. fejezetben szereplő likelihood függvény levezetése	118
8. HIVATKOZÁSOK	120

Ábrák jegyzéke

1. ábra: A 2,8 százalékos zsírtartalmú tej ára	17
2. ábra: A mintabeli havi infláció kétféleképp számolva	19
3. ábra: árak százalékos változásának hisztogramja csak nem nulla változás esetén	23
4. ábra: A boltok hányad része változtat árat, csak a 2,8 százalékos tejre nézve	24
5. ábra: A megfigyelések hányad részénél változik az ár	25
6. ábra: Az 1. számú boltban a termékek hányad részének változik az ára	27
7. ábra: Az áremelések gyakorisága az összes árváltoztatás gyakoriságához viszonyítva	28
8. ábra: Az áremelések nagysága	29
9. ábra: Az árcsökkentések nagysága	30
10. ábra: Hazard függvény az akciókat is tartalmazó adatokra	35
11. ábra: Hazard függvény az akcióktól megszűrt adatokra	36
12. ábra: A relatív árak eloszlása és árváltozás esetén való eloszlása	40
13. ábra: Az árváltoztatás valószínűsége a relatív ár függvényében	41
14. ábra: Az árváltoztatás nagysága a relatív ár függvényében	42
15. ábra: A friss árak célártól való távolságának hisztogramja árváltozás után	43
16. ábra: Milyen messze van a frissen változott ár a célártól	43
17. ábra: a 2,8%-os tej árának boltok közötti közös faktora és a (log) árak átlaga időben (2000. januárhoz viszonyítva)	54
18. ábra: árváltoztatás valószínűsége az optimális ártól való távolság függvényében (a vízszintes tengely 1 egysége = 5%-os eltérés)	54
19. ábra: árváltoztatás valószínűsége az optimális ártól való távolság függvényében (a vízszintes tengely 1 egysége = 1%-os eltérés)	55
20. ábra: az árváltoztatás nagysága az optimális ártól való távolság függvényében (± 2 szórással) (a vízszintes tengely 1 egysége = 5%-os eltérés)	55
21. ábra: A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációja*	59
22. ábra: Termelékenység és inflációs különbözet (1999-2006)	62
23. ábra: Bérinfláció a feldolgozóiparban és a szolgáltató szektorban*	66
24. ábra: A traded, nontraded infláció, a GDP és az árfolyam alakulása Szlovákiában	69
25. ábra: A traded, nontraded infláció, a GDP és az árfolyam alakulása Lengyelországban	70
26. ábra: A traded, nontraded infláció, a GDP és az árfolyam alakulása Csehországban	71

27. ábra: Termékkategóriák inflációja a nontraded szektorban.....	72
28. ábra: Termékkategóriák inflációja a traded szektorban.....	73
29. ábra: Piaci szolgáltatás infláció felbontása*	75
30. ábra: Iparcikk infláció felbontása*	76
31. ábra: A piaci szolgáltatások kategória első főkomponense és a piaci szolgáltatások inflációja	78
32. ábra: A piaci szolgáltatások kategória harmadik főkomponense és a kiskereskedelmi értékesítések.....	79
33. ábra: Az iparcikk kategória első főkomponense és az iparcikkek inflációja.....	80
34. ábra: Az iparcikk kategória harmadik főkomponense és a forint árfolyamának éves változása (százalék, a pozitív értékek gyengülést jeleznek).....	80
35. ábra: A fogyasztói árindex és a CORE_VAI* (szezonálisan igazított, évesített havi változás).....	87
36. ábra: szimmetrikus és aszimmetrikus sokkok eloszlása*	90
37. ábra: Az év/év infláció és a centrális mozgóátlag (szezonálisan igazított, áfa-szűrt, logaritmizált adatokból).....	93
38. ábra: Fordulópontok és trendinflációs mutatók /A* (az áfa változások hatásától szűrt mutatók, hó/hó változás).....	106
39. ábra: Fordulópontok és trendinflációs mutatók /B* (az áfa változások hatásától szűrt mutatók, hó/hó változás).....	107
40. ábra: Trendinflációs mutatók sávja*, a dinamikus faktormodellel kapott mutató és a CORE_VAI (az áfa változások hatásától szűrt mutatók, évesített hó/hó változások).....	110

Táblázatok jegyzéke

1. táblázat: A Calvo és az étlapköltséges modellek néhány tulajdonságának összehasonlítása.....	16
2. táblázat: A megfigyelések hányad részénél változik az ár	21
3. táblázat: Az árváltozás gyakorisága és nagysága közötti összefüggés termékek között	31
4. táblázat: Az árváltozás gyakorisága és nagysága közötti összefüggés időpontok között	33
5. táblázat: Hazard tesztelése.....	37
6. táblázat: Az áremelés nagysága és az eltelt idő közötti összefüggés	39
7. táblázat: A ML becsléssel kapott paraméterértékek $\text{std}(a_t^{\text{time}})$: a közös komponens szórása, $\text{std}(a_s^{\text{shop}})$: bolt FE-k szórása, $\text{TV}(a_t^{\text{time}})$: teljes variáció, $\text{std}(d(a_t^{\text{time}}))$: változás szórása	56
8. táblázat: Inflációs perzisztencia mértéke az egyes országokban**	64
9. táblázat: Infláció volatilitása az egyes országokban**	65
10. táblázat: Az átárazás valószínűsége egy adott hónapban (százalék)	65
11. táblázat: A keresletre leginkább és legkevésbé érzékeny tételek*	79
12. táblázat: Az árfolyam változására leginkább és legkevésbé érzékeny tételek*..	81
13. táblázat: a trendmutatók rövidítései.....	98
14. táblázat: Simaság	99
15. táblázat: Revízió (hó/hó változásra nézve, százalékpontban)	100
16. táblázat: Mintán belüli előrejelzés	101
17. táblázat: Mintán kívüli előrejelző képesség* (2002. januártól, RMSE értékek, revízió figyelembe vételével)	103
18. táblázat: Mintán kívüli előrejelző képesség* (2000. januártól, RMSE értékek, revízió figyelembe vételével)	103
19. táblázat: Torzítás.....	109

1. Bevezető

Az értekezés négy önálló tanulmányból áll, amelyek témáját összeköti, hogy mindegyik szorosan kapcsolódik az infláció megértéséhez, és az árazási viselkedés vizsgálatához. Mivel mindegyik tanulmány saját bevezető résszel és összefoglalóval rendelkezik, a teljes értekezés eme bevezető fejezetében csupán röviden utalunk az egyes fejezetek témájára, a felvetett kérdésekre, és az eredményekre.

A jelen, bevezető fejezetet követő második fejezetben a mikro-szinten zajló árazási viselkedés vizsgálatával foglalkozunk, ehhez bolti szintű, egyedi termékekre vonatkozó magyar áradatakat használunk. (A fejezet Bauer [2008] tanulmány szerkesztett változata.) A vizsgálat alapvetően leíró jellegű, azt próbálja feltárni, milyen szabályszerűségek figyelhetők meg az árak változásával kapcsolatban, egyáltalán milyen gyakran változnak az árak Magyarországon. Ennek jelentősége egyrészt abban áll, hogy a monetáris politika hatása, illetve e hatás modellezése erősen függ az árváltoztatási magatartástól. Másrészt önmagában az infláció megértéséhez is közelebb visz, ha feltárjuk, hogy mikro-szinten hogyan alakulnak az árak, hiszen a fogyasztóiár-index ezen mikro-árak aggregálásából adódik. A fejezet fő következtetése, hogy a magyarországi árak a vizsgált időszakban számottevően merevek voltak mérsékelt infláció mellett, és az ismert árazási modellek közül leginkább az étlapkölséges modellek tulajdonságaival konzisztens eredményekre jutottunk.

A harmadik fejezet szorosan kapcsolódik a másodikhoz, egy félig strukturális árazási modellt írunk fel és a második fejezetben is használt adatok alapján becsüljük meg. A tágabb értelemben vett étlapkölséget igyekszünk megbecsülni, és a kapott eredmények alapján újra megvizsgálhatunk néhány, az első fejezetben kapott következtetést. Ezek a formális modellen alapuló eredmények megerősítik azokat az állításokat, amelyeket a második fejezetben tettünk.

A negyedik fejezetben a mikro-szintű vizsgálatok után aggregáltabb szintű elemzés történik. A szolgáltatások (nontraded) és iparcikkek (traded) inflációjának perzisztenciáját vizsgáljuk meg többféle nézőpontból. (A fejezet Bauer-Gábrriel

[2009] tanulmány szerkesztett változata.) Arra keressük a választ, hogy a magyar szolgáltatás infláció 2005-től 2008 közepéig megfigyelt stabilan magas szintjét milyen tényezők okozhatták. A vizsgálat során az iparcikk infláció tulajdonságaihoz igyekszünk viszonyítani, valamint nemzetközi összehasonlításokat is végzünk. A vizsgálatok alapján a két szektorban az árazás és bérezés főbb jellemzői hasonlóan bizonyultak, a nontraded inflációra ható tényezők egyenként jelentős ingadozást vittek volna a piaci szolgáltatások inflációjába, azonban ezek a sokkok pont olyan ütemben jelentkeztek, hogy együttesen stabil inflációt eredményeztek.

Az ötödik fejezetben az infláció trendjét megragadó mutatót igyekszünk konstruálni. (A fejezet Bauer [2011] cikk szerkesztett változata.) Ennek lényege, hogy az átmeneti, szélsőséges értékek hatását az inflációból szisztematikus módon igyekszünk szűrni, oly módon, hogy a kapott mutató az inflációs alapfolyamatot tükrözze. A nemzetközi irodalomban bevált módszereket alkalmazzuk magyar adatokon, valamint megvizsgáljuk a szezonális igazításból adódó revízió hatását az eredményekre. Újdonságnak számít a dinamikus faktormodell alkalmazása inflációs trendmutató konstruálására magyar adatokon, a használt módszer a nemzetközi irodalomban is viszonylag új fejlemény.

A hatodik, záró fejezetben röviden összefoglaljuk az értekezés eredményeit, és további kutatási irányokat jelölünk ki.

2. Ármerevség vizsgálata mikroadatok alapján: a magyarországi kiskereskedelmi árazás stilizált tényei^{1,2}

Ebben a fejezetben a magyarországi kiskereskedelmi árak merevségét és általánosabban az árazást jellemző stilizált tényeket mutatunk ki, többnyire leíró statisztikák segítségével.

Ehhez a vizsgálathoz publikusan nem hozzáférhető, havi gyakorisággal megfigyelt, boltszintű áradatokat használunk, amelyek a KSH fogyasztói árindex számításához használt adatai néhány alapvető élelmiszertermékre. A fejezet legfontosabb megállapításai a következők. A magyarországi árak a vizsgált időszakban számottevően merevek voltak, az ármegfigyelések körülbelül negyedénél történt árváltozás. Egy frissen megváltozott ár átlagosan 3,8 hónapig változatlan marad. Az árváltoztatás gyakorisága időben nagymértékben változó. Az áremelések mintegy másfélszer gyakoribbak, mint az árcsökkentések. Az áremelkedések és árcsökkentések nagysága viszont lényegében megegyezik. A fejezetben kimutatott stilizált tényekkel az időfüggő árazási modellek kevésbé, az étlapkölséges modell viszont nagyjából konzisztens.

2. 1. Bevezetés

Régóta vitatott téma a makroökonómiában, hogy az árak mennyire tekinthetők rugalmasnak. A kérdés a monetáris politika szempontjából is nagy horderejű, hiszen amennyiben a válasz az, hogy az árak tökéletesen rugalmasnak tekinthetők, akkor a monetáris politikának nincs reálhatása. Ezt a szemléletet képviselik jelenleg az RBC- (Real Business Cycle, reál üzleti ciklusok) modellek, melyek ugyanakkor a

¹ Köszönettel tartozom *Mináry Borbálának*, a KSH főosztályvezető-helyettesének, aki az adatokat elérhetővé tette számomra.

² A fejezet Bauer [2008] (saját publikáció) kismértékben módosított változata.

gazdasági ciklusok létét reálsokkok segítségével képesek megmagyarázni. A merev árak figyelembevételéből viszont következik, hogy a monetáris politikának hatása van a reálgazdaságra, és a gazdasági ciklusok léte reálsokkok nélkül is megmagyarázható.

Az árak merevségének a monetáris politikánál tágabb körben is jelentősége van, hiszen az árak alapvető jelzések a gazdaságban, amelyek befolyásolják az erőforrások elosztását. Így merev árak esetén az árak információs tartalma korlátozottabb, ami hatékonyságvesztést okozhat. Amennyiben az árak merevek – mint ezt több empirikus kutatás is megerősíti – a kérdés az, hogy ennek mi az oka, és mik a következményei.

Az utóbbi időben elméleti szempontból legnépszerűbb modellek az árváltoztatás fix költségében (az ún. étlapköltségben) vélik megtalálni az ármerevség magyarázatát. Ugyanakkor gyakorlati szempontból (könnyebb matematikai kezelhetőségük miatt), továbbra is használatban vannak az úgynevezett időfüggő modellek, elsősorban a *Calvo* [1983] által javasolt modell. Kérdés, hogy melyik az a modell, amely a mikroszinten kimutatott stilizált tényeknek a leginkább megfelel.

Az előzők vizsgálatához publikusan nem hozzáférhető, havi gyakorisággal megfigyelt, boltszintű áradatokat használunk, amelyek a KSH fogyasztói árindex számításához használt adatai néhány élelmiszertermékre. Ebben a dolgozatban stilizált tényeket mutatunk ki az adatok alapján. A kapott eredményeket összehasonlítjuk a nemzetközi irodalom hasonló eredményeivel. Mivel a dolgozatban mikroszintű vizsgálatokról van szó, ezért a mikroszinten szokásos ármerevségi meghatározással dolgozunk. Azaz ármerevségen azt a jelenséget értjük, hogy egy adott bolt, adott termék esetén árait időszakról időszakra nem változtatja, hosszabb időn keresztül fixen hagyja.

2. 2. A téma irodalma

Az ármerevséget magyarázó modellek két nagy csoportba sorolhatók: időfüggő, illetve állapotfüggő modellekre. Az időfüggő modelleknél az árváltoztatás időpontja vagy valószínűsége exogén módon adott, nincs kapcsolatban azzal, hogy milyen

költség- vagy keresleti sokkok következtek be. Az állapotfüggő modelleknél az árváltoztatás időzítése endogén, azaz a modellen belül határozódik meg. Mindkét esetben a vállalatoknak van ármeghatározó erejük, így legtöbbször a piaci szerkezetről monopolisztikus versenyt feltételeznek.

A két legismertebb időfüggő modell *Taylor* [1980] és *Calvo* [1983] modellje.³ *Taylor* [1980] modellje szerint minden időpontban a boltok $1/N$ része változtat árat, és minden bolt minden N -edik időpontban kerül sorra, így N hosszú az árák változatlansága. *Calvo* [1983] modelljénél az, hogy az egyes boltok mikor változtatnak, véletlenszerű, de az árváltoztatás valószínűsége fix ($1/N$), az árák változatlanságának várható hossza így N . *Calvo* modellje nemcsak azért tűnik vonzóbbnak a *Taylor*-modellhez képest, mert az árák változatlanságának hossza ilyenkor nem mindig ugyanannyi (csak átlagosan), hanem mert matematikailag könnyebben kezelhető, például az aggregált infláció levezetésénél.

Az állapotfüggő modellek jellemzően azt feltételezik, hogy az árváltoztatás költséges, és a költség fix, azaz nem függ az áremelés mértékétől; ezt a költséget nevezzük étlapköltségnek.⁴ Ilyenkor árat emelni akkor érdemes, amikor az áremelés várható haszna eléri az áremelés költségét. Az állapotfüggő modellek legismertebb képviselője az (S,s) árazási modell (lásd például *Barro* [1972] és *Sheshinski–Weiss* [1977]), ahol az optimális árhoz viszonyított relatív ár egy S felső és egy s alsó korlát között ingadozik, és árváltoztatásra a korlátok átlépése esetén kerül sor.

A fenti modellek megalkotásának célja az volt, hogy egyszerű eszközökkel modellezzék, hogy makrogazdasági szinten a különféle keresleti és kínálati sokkok hatása az árszintre miért csak lassan, késleltetve jelentkezik. A különféle modellek ezt a jelenséget különböző módon érik el, a fő cél azonban az, hogy ily módon a súrlódásmentes modellekkel szemben (ahol az árák rögtön alkalmazkodnak), a monetáris politika hatás van a reálgazdaságra. Makro szintű modellekről van tehát szó, azonban a modellek hatásmechanizmusát a mikro szintű árakra alkalmazva, a különböző modellekből más következtetések adódnak.

³ Megjegyzendő, hogy *Taylor* modellje eredetileg bérmegállapodásokra vonatkozott, később kezdték a modellt az árazás modellezésére használni. Megfordítva, *Calvo* árazási modellje a bérezés modellezésére is használatos.

⁴ Nevét az éttermek példájáról kapta, ahol az átárazáshoz új étlapot kell nyomtatni.

Így tehát ahhoz, hogy a modellek közül a megfelelőt kiválasszuk, fontos a dezaggregált árak (azaz vállalati, illetve bolt szintű árak) dinamikájának vizsgálata. A két leggyakrabban használt modell, a Calvo és az étlapköltséges modell néhány tulajdonságát az 1. táblázatban foglaltuk össze. Ezeket a tulajdonságokat igyekszünk majd a mikro szintű ár adatok segítségével megvizsgálni. A mikro szintű árak vizsgálata a modellek paramétereinek becsléséhez vagy kalibrálásához is segítséget nyújthat.⁵ Ilyen mikroszintű vizsgálatok a szakirodalmat áttekintve azonban a legutóbbi időkig ritkák voltak.⁶ Igazán átfogó, az egész fogyasztói kosarat érintő vizsgálatokra néhány évvel ezelőtt került csak sor, ugyanakkor azóta a mikroárak vizsgálatának irodalma rohamosan bővül, nem utolsósorban az Európai Központi Bank által a témában kezdeményezett nemzetközi kutatási projektnek (a projektről részletesen: http://www.ecb.int/home/html/researcher_ipn.en.html) köszönhetően. *Bils és Klenow* [2004] cikke az első átfogó vizsgálat az amerikai fogyasztói kosárban szereplő termékek és szolgáltatások ármerevségének vizsgálatára. *Dhyne et al.* [2005] tanulmánya foglalja össze az utóbbi két év euróövezeti, több országot átfogó kutatásának eredményeit. Ebben a fejezetben a kapott eredményeket leggyakrabban ez utóbbi két cikk eredményeivel vetjük össze. Magyar adatokon történő hasonló vizsgálatok találhatók *Rátfai* [2007] cikkében, amely azonban korlátozottabb (keves bolt adatait tartalmazó) adatbázison alapul, mint jelen dolgozat adatai. *Gáboriel-Reiff* [2007] tanulmánya, mely szintén a KSH adatain alapul, ugyanakkor bővebb (több terméket tartalmazó) adatbázissal dolgozik. Ez utóbbi munka és a fejezetben szereplő vizsgálatok egymással párhuzamosan, ugyanakkor egymástól függetlenül folytak.

Érdekes megemlíteni, hogy az áralakulások egymásra gyakorolt hatásaival (helyettesítő és kiegészítő termékek árai, tovagyrűző hatások) – fontossága ellenére – ebben az elemzésben nem foglalkozunk. Ennek oka, hogy igyekszünk arra koncentrálni, hogy a mikro árak viselkedése az ármerevséget magyarázó, fentiekben ismertetett egyszerű modellek következtetéseihez mennyire illeszkedik.

⁵ Fontos ugyanakkor hangsúlyozni, hogy a mikro árváltozások pusztá aggregálása nem adja vissza a makro szinten megfigyelt aggregált infláció perzisztenciáját. Ezzel a problémával több tanulmány is foglalkozik, ld. pl. Mackowiak-Smets [2008].

⁶ Elsősorban a megfelelő adatok korlátozott hozzáférhetősége miatt.

1. táblázat: A Calvo és az étlapkölséges modellek néhány tulajdonságának összehasonlítása

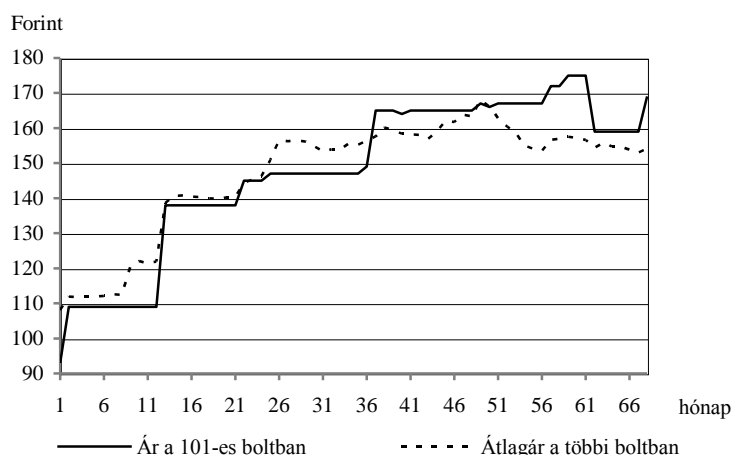
Tulajdonság	Calvo (termékenként különbözhethet az árváltozás valószínűsége)	Étlapkölséges modell (időben állandó étlapkölség)
Tetszőlegesen kicsiny mértékű árváltoztatás lehetséges?	igen (amikor változhat az ár, tetszőleges árváltoztatás történhet)	nem (kismértékű árváltoztatásnál túl kicsi a haszna az árváltoztatásnak, az árváltoztatás költségét viszont ki kell fizetni)
Időben nagymértékben változhat-e az átlagzó boltok aránya?	nem (állandó az árváltoztatás valószínűsége)	igen (nagyobb aggregált sokkoknál több bolt változtat árat mint kisebb sokkoknál)
Bolton belül ill. boltok között szinkronizált-e az átlagzás? (egyszerre változnak-e a termékek árai?)	nem	nagy aggregált sokkok esetén lehetséges
Gyakoribb árváltozású terméknel kisebb-e az árváltozás átlagos nagysága?	igen (kevesebb idő telik el két árváltozás között, így a szükséges átváltoztatás nagysága kisebb)	Ha a gyakoribb árváltoztatás oka a kisebb étlapkölség, akkor igen. Ha a gyakoribb árváltoztatás oka a nagyobb sokkok, akkor nem.
Hazard függvény alakja	vízszintes (termékenként külön-külön)	emelkedő
Ha az utolsó árváltoztatás óta több idő telt el, akkor nagyobb-e az árváltoztatás nagysága?	igen	nem
Az optimális árhoz viszonyított relatív árak nagyságától függ-e az árváltoztatás valószínűsége	nem	igen (nagyobb relatív árnál nagyobb egy árváltoztatás haszna)

2. 3. Adatok

A rendelkezésre álló adatok a KSH fogyasztói árindex számításához használt boltszintű áradatai néhány termékre. Ezek a termékek tejtermékek és különféle pékáruk, összesen 46 darab (listájuk a Függelékben található). A termékek definíciója biztosítja, hogy ezek már nagyjából homogénnek tekinthetők, így például a 2,8 százalékos tejet megkülönböztetik a 1,5 százalékos tejtől (ugyanakkor

márka szerint nincsenek megkülönböztetve).⁷ Az adatbázis által lefedett időszak: 2000. januártól 2005. augusztus, havi gyakoriságú megfigyelések. Nem minden termékre található az egész időszakból megfigyelés (van olyan, amely kikerült, illetve bekerült a megfigyelt termékek köréből/körébe a kérdéses időszak alatt). Egy időpontra egy termékről körülbelül 150 boltból állnak rendelkezésre adatok, ami úgy áll elő, hogy minden megyéből 5-10, Budapestről körülbelül 20 bolt adata szerepel. Ugyanakkor különböző termékekre azonos időszakban különböző boltokból lehet áradat (általában nagy az átfedés). Az azonos boltok adatai összekapcsolhatók időszakok között, lehetővé téve a valódi panelvizsgálatokat. Az adatbázisban az árakon kívül egyéb adatok nem szerepelnek, így nem tüntetik fel az eladott mennyiségeket sem. A boltok pontos elhelyezkedésére, típusára nincsenek információk, például nem lehet tudni, hogy egy bolt az egy nagy szupermarket vagy egy „sarki” kisbolt. A boltok egyetlen ismert jellemzője, hogy melyik megyében találhatók.

1. ábra: A 2,8 százalékos zsírtartalmú tej ára



Az adatokban gyakran fordul elő olyan jelenség, hogy az ár megváltozik, majd egy időszak múlva újra megváltozik, és a korábbi szintre tér vissza. Például az 1. ábraán a 40. hónapnál figyelhető meg ilyen „tüske”. Az ilyen esetek közül az árcsökkenések egy része vélhetőleg ideiglenes árleszállítások, azaz akciók következménye. Ezt az is alátámasztja, hogy jóval több árcsökkenés, mint árnövekedés fordul elő ezen esetek közül, és amennyiben a legalább 10 százalékos

⁷ A KSH árfelírói igyekeznek adott boltban minden hónapban ugyanazon márkák árát összeírni, ugyanakkor különböző boltokban különböző márkák árát írhatják össze azonos nevű terméknév alatt.

csökkenéseket tekintjük akcióknak, akkor a maradék „tüskék” közül ugyanolyan gyakran fordulnak elő pozitív, mint negatív irányú árváltozások. Az akciókon kívüli esetek egy része lehet, hogy mérési hiba, hiszen ha az ár valójában nem változott volna, csak egy hónapban hibásan írták fel (vagy egy másik márká árát, mint a szokásos), akkor pont a bemutatott jelenséget tapasztalnánk. Természetesen lehetséges az is, hogy az esetek egy része valódi, nem akciós árváltoztatás. A tüskék aránya az összes megfigyeléshez képest, ahol ilyen jelenséget egyáltalán megfigyelhetünk (így az első és az utolsó hónapra vonatkozó megfigyeléseket nem számolva), mindössze 2,5 százalék; az összes árváltoztatáshoz képest viszont már 10 százalék. Az akciós(nak gondolt) tüskék száma 1,2 százalék (összes megfigyeléshez képest), illetve 5 százalék (összes árváltoztatáshoz képest). Mivel ezek a tüskék az ármerevségre vonatkozó vizsgálatokat lényegesen befolyásolhatják, ezért az eredmények robusztussága érdekében célszerű a vizsgálatokat több verzióban is elvégezni: az eredeti, tüskéket is tartalmazó adatokra (továbbiakban: szűretlen adatok), illetve az akcióktól megtisztított adatokra (továbbiakban: szűrt adatok). Akciónak tekintjük a továbbiakban a legalább 10 százalékos árcsökkenéssel járó tüskét. Az eredmények ismertetésénél a szűretlen adatokra vonatkozó eredmények mellett legtöbbször az akcióktól szűrt adatokra kapott számokat, következtetéseket is bemutatjuk.

2. 4. Empirikus vizsgálatok

A következőkben részletesen bemutatjuk az empirikus vizsgálatok eredményeit.

2. 4. 1. A mintabeli infláció

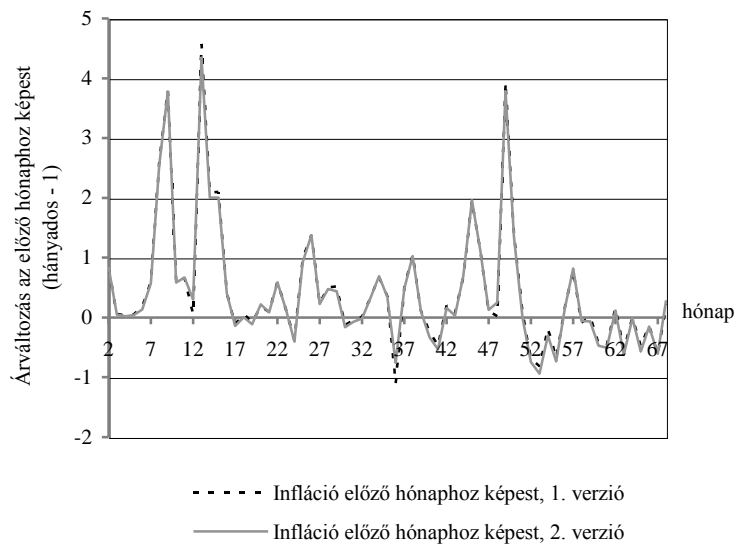
A mintaidőszakban a KSH által publikált havi fogyasztói árindexből számolt átlagos éves infláció 6,7 százalék volt (2,4 százalékpontos szórással). A havi átlagos infláció 0,5 százalék volt. Az élelmiszerek csoportjához hasonlóan számolt átlagos éves infláció 6,9, havi átlagos infláció 0,51 százalék. A mintában kétféleképpen is kiszámítottuk a havi inflációt (lásd 2. ábra), megmutatva, hogy az általunk vizsgált termékek árának inflációja tipikusnak mondható. Az egyik módszernél az inflációt a

boltszintű árak számtani átlagának változásából számítottuk (termékenként, majd ezeket átlagolva):

$$\pi_t = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \left(\frac{\bar{P}_{i \bullet t} - \bar{P}_{i \bullet t-1}}{\bar{P}_{i \bullet t-1}} \right),$$

ahol $\bar{P}_{i \bullet t} = \sum_{j=1}^J P_{ijt} / J$, bevezetve a következő, később is alkalmazandó jelöléseket: i a termékeket indexeli, j a boltokat, t az időt, P_{ijt} pedig az i -edik terméknek a j -edik boltban a t -edik időpontbeli ára. A termékek, boltok, időpontok számát sorrendben I , J és T jelöli (ezek nem függetlenek egymástól, például különböző időpontokban különböző számú boltra van megfigyelésünk, a helyes jelölés így például J_{it} lenne, ezt azonban a képletekben az egyszerűség kedvéért nem jelöljük).

2. ábra: A mintabeli havi infláció kétféleképp számolva



A másik módszernél a logaritmizált árak boltszintű változását átlagoljuk (ez lényegében az árak változásának geometriai átlagát közelíti):

$$\pi_t = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J (p_{ijt} - p_{ijt-1}),$$

ahol $p_{ijt} = \log P_{ijt}$.

Az egész mintaidőszakra átlagolva a két módon kapott havi inflációs értékeket, 0,44 százalékos, illetve 0,42 százalékos átlagos havi inflációt kapunk, ami közelít a KSH által az összes termékre, illetve élelmiszerekre publikált adathoz.⁸

2. 4. 2. Az ármerevség mutatói

Mielőtt az ármerevség konkrét mutatóit megnéznénk, tekintsünk egy közvetlen, intuitív bizonyítékot az árak merevségére. Az 1. ábra segítségével szeretnénk bemutatni, hogy a jellemző árdinamika hogyan alakul. Az 1. ábraán egy konkrét termék (2,8 százalékos zsírtartalmú tej) árának alakulását láthatjuk egy konkrét bolt (budapesti 1. számú bolt) esetében, a mintaidőszakban (2000. januártól 2005. augusztusig). Ugyanezen az ábrán látható ugyanennek a terméknek az átlagos ára (a többi boltra véve). Látható, hogy az adott bolt árában számos változatlansági szakasz látható, míg az átlagár sokkal gyakrabban változik. Az 1. ábra egyrészt az ár merevségét szemlélteti, másrészt azt sugallja, hogy nem azért nem változik az ár, mert semmi nem történik (sem a költségek, sem pedig a kereslet nem változik), hiszen a többi ár átlaga jól láthatóan változik, mégpedig időnként jelentősen. Most nézzük az ármerevséget jellemző mutatókat!

Az ármerevség mértékét alapvetően kétféleképpen lehet jellemezni: egyrészt az árváltoztatás gyakoriságával, másrészt az árak változatlanságának hosszával. Az ármerevség legegyszerűbb mutatója az árváltoztatás gyakoriságára vonatkozik: megfigyeléseink hány százalékában változott meg az ár (ugyanazon bolt ugyanazon termékének árát két egymást követő hónapban összehasonlítva):

$$\left| \{i, j, t : P_{ijt} \neq P_{ijt-1}\} \right| / \left| \{i, j, t\} \right|,$$

ahol $|\cdot|$ jelek jelölik egy halmaz elemszámát.

Az adatok alapján, az összes terméket figyelembe véve az eredmény: 24,7 százalék.⁹ Ez azt jelenti, hogy az ár megfigyelések több, mint háromnegyede esetén az ár több, mint 1 hónapig változatlan. Ez a szám jelentős ármerevséget sugall. Termékenként is kiszámíthatjuk a hasonló mutatókat, és ezeknek vehetjük az

⁸ Igaz, nem súlyoztuk a termékeket, de még ha súlyoznánk is: az élelmiszerek kiadási főcsoportja is körülbelül négyszer annyi reprezentáns terméket tartalmaz, mint ami a mintánkban van.

⁹ Az akcióktól szűrt adatok alapján 22,2 százalék adódik.

átlagát, mediánját, szórását, minimumát, maximumát. Az eredményeket a 2. táblázat mutatja. Látható, hogy a termékekre kapott mutatók átlaga majdnem ugyanannyi, mint az összes adatra vett mutató. A termékek közötti szórás 7,8 százalékpont. Az árváltoztatások 62 százaléka áremelés, míg 38 százaléka árcsökkentés. Ez azt jelenti, hogy több, mint másfélszer gyakrabban volt áremelés, mint árcsökkentés.¹⁰

2. táblázat: A megfigyelések hányad részénél változik az ár

Megnevezés	Arány
<i>Összesen</i>	0,247
Termékenkénti átlag	0,244
Termékenkénti medián	0,255
Termékenkénti minimum*	0,113
Termékenkénti maximum**	0,440

* Félkilós rozskenyér.

** Trappista tömbsajt.

Ha a nemzetközi eredményekkel összehasonlítjuk a kapott árváltoztatási gyakoriságot, akkor azt mondhatjuk, hogy az eurózónánál gyakrabban változtak az árak, az Egyesült Államok adatahoz viszont közel esik a magyar adat. Ugyanis az eurózónában az átlagos árváltozási gyakoriság a feldolgozott élelmiszerekre 13,7 százalék egy hónapban (*Dhyne et al.* [2005]), míg az egyesült államokbeli árváltoztatási gyakoriság az élelmiszerekre 25,3 százalék (egyes termékekre, például sajt, ennél magasabb, 32,9 százalék, a fehér kenyérre viszont 25,7. Lásd *Bils–Klenow* [2004]). Az ármelések és árcsökkentések relatív gyakorisága hasonló Magyarországon, mint az eurózónában, illetve az Egyesült Államokban: az árváltozások 40 százaléka, illetve 45 százaléka árcsökkentés (*Dhyne et al.* [2005], *Klenow–Kryvstov* [2005]).

Az ármerevség mértékének másik fajta mutatója az, hogy azt vizsgáljuk, hogy az árak milyen hosszan maradnak változatlanok. Ennek kiszámításához először tisztázni kell, hogy mit értünk pontosan az árak változatlanságának átlagos (vagy

¹⁰ Az akcióktól szűrt adatokra 63 és 37 százalék a megfelelő számértékek.

várható) hosszán. Nézzük meg, hogy amikor az ár változik, akkor az új ár milyen hosszán marad változatlan. Ezeket a hosszokat átlagoljuk minden egyes új ár esetére. Ezt az átlagot úgy hívjuk (*Campbell–Eden* [2006] cikkét követve), hogy az új árak változatlanságának átlagos hossza. Képlettel:

$$\sum_{i,j,k} s_{ijk} / |\{i,j,k\}|,$$

ahol s_{ijk} az i -edik termék, j -edik bolt esetén a k -adik árváltozatlanági szakasz hossza.

Adataink alapján az eredmény a következő: az új árak változatlanságának hossza 3,8 hónap. Ha minden egyes ár teljesen ugyanakkora ideig maradna változatlan akkor az árváltoztatás gyakoriságának reciproka (ez esetünkben 4,05) is megadná az árváltozatlanság hosszát. Amennyiben az árváltozatlanság várható hossza termékenként jelentősen különbözik, akkor az új árak változatlanságának átlagos hossza mutató nem ad megfelelő képet a jellemző árváltozatlaniségről. Ugyanis a hosszabb árváltozatlanági szakaszokkal rendelkező termékek kevesebb szakasszal vesznek részt az átlagban. Ezt a problémát elkerülendő, az ármerevséget jobban jellemző mutatót nyerhetünk, ha az árváltozatlanági szakaszokat saját hosszukkal súlyozva átlagoljuk:

$$\sum_{i,j,k} s_{ijk}^2 / \sum_{i,j,k} s_{ijk}.$$

Az így számolt mutató értéke esetünkben 8,1 hónap.

2. 4. 3. Az árváltoztatás nagysága

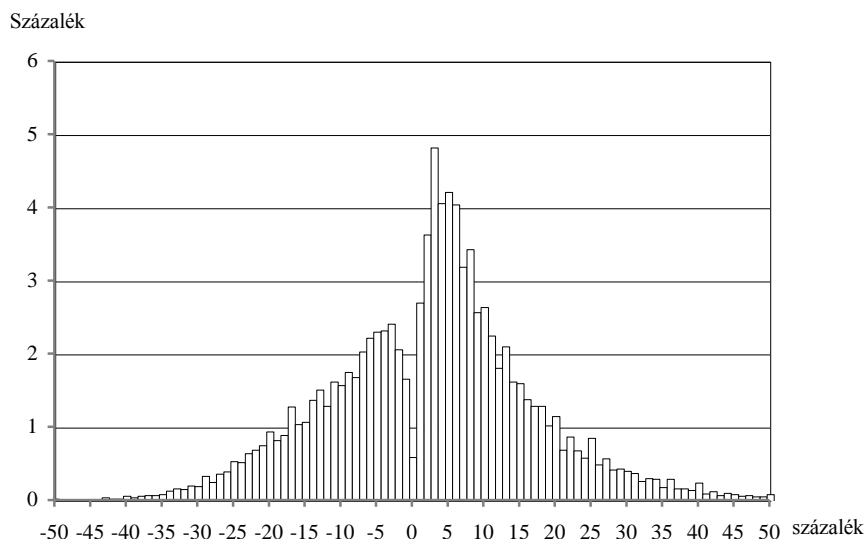
Az árak, feltéve hogy emelkednek, átlagosan 12,1 százalékkal nőnek, feltéve hogy csökkennek, átlagosan 11,8 százalékkal csökkennek 1 hónap alatt.¹¹ Feltéve, hogy változnak (nőnek vagy csökkennek), átlagosan 2,95 százalékkal nőnek 1 hónap alatt. Ebből azt állapíthatjuk meg, hogy az áremelések és árcsökkentések átlagos nagysága lényegében azonos, és jelentős nagyságú, ha például a havi aggregált

¹¹ Az eredmények az egyedi százalékos árváltozások számtani átlagából származnak. Ha ehelyett az árak logaritmusának változását átlagoljuk, akkor teljesen hasonló számokat kapunk.

inflációhoz viszonyítjuk.¹² Ez az eredmény azt mutatja, hogy a pozitív inflációt nem az okozza, hogy az áremelések lényegesen nagyobb mértékűek, mint az árcsökkentések, hanem az, hogy áremelés sűrűbben fordul elő, mint árcsökkentés. Nemzetközi összehasonlításban ezek tipikus értékek: az eurózónában 8 és 10 százalék az áremelés, illetve árcsökkentés nagysága átlagosan (*Dhyne et al.* [2005]), míg az egyesült Államokra vonatkozóan *Klenow–Kryvtsov* [2005] az árváltozás abszolút értékének átlagos nagyságát mutatja be, ami 13 százalék (8 százalék az akcióktól szűrt adatokra)).

Az árváltoztatás nagyságának eloszlását (hisztogramját) is hasznos megvizsgálni, ez választ ad a kérdésre: mennyire gyakoriak a kicsiny árváltoztatások? Az árváltoztatás százalékos nagyságának hisztogramja az 3. ábraán látható (csak nem nulla árváltoztatásokra, 1 egység a vízszintes tengelyen 1 százalék változtatást jelent, a függőleges tengelyen pedig az látható, hogy az adott kategóriába eső ármegfigyelések hány százalékát teszik ki az összes olyan ármegfigyelésnek, ahol változott az ár).

3. ábra: árak százalékos változásának hisztogramja csak nem nulla változás esetén



Az eredmények azt mutatják, hogy nagyon kicsi árváltozások előfordulnak, de viszonylag ritkák. Konkrétan: az áremelések 95 százaléka 1,5 százaléknál nagyobb mértékű volt, illetve az árcsökkentések 95 százaléka 1,5 százaléknál

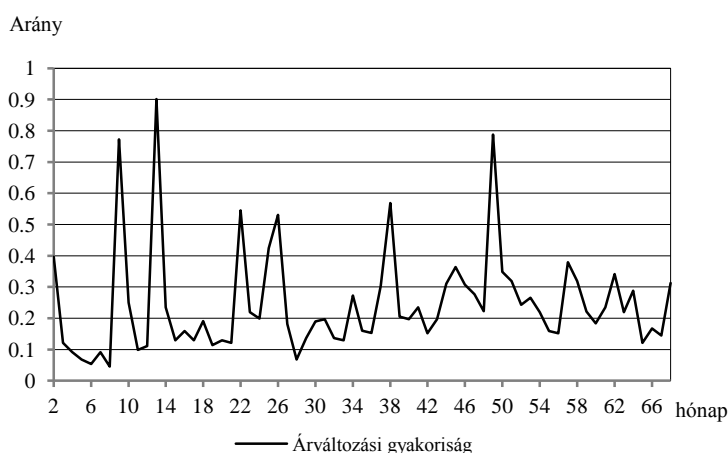
¹² A szűrt adatokra 11, 10,7 és 2,96 százalék a megfelelő értékek.

(abszolútértékben) nagyobb volt. Mivel az árcsökkentések eleve ritkábbak, mint az áremelések, ezért nem meglepő, hogy kicsiny árcsökkentések különösen ritkán fordulnak elő: az árváltoztatások mintegy 2 százaléka volt 1,5 százaléknál (abszolút értékben) kisebb mértékű árcsökkentés. Látható az is, hogy a leggyakoribb árváltoztatási döntés (azaz az eloszlás módusza) a körülbelül 3 százalékos áremelés.¹³ Az, hogy akadnak kicsiny méretű árváltoztatások, problémát okoz az (S,s) modell számára, hiszen egy bizonyos küszöbnél kisebb méretű árváltoztatások nem fordulhatnak elő. Egy kicsiny mértékű árváltoztatás ugyanis költségesebb, mint az ettől várható haszon (túl kis méretű küszöb viszont nem generálja azt a mértékű ármerevséget, amit megfigyelünk). A probléma áthidalható az (S,s) modell egy olyan változatával, amelyben az étlapköltség időben változik.

2. 4. 4. Az árváltoztatás valószínűsége időben állandó vagy változó?

A kérdés megválaszolásához először is vizsgáljunk meg egy konkrét terméket: például a 2,8 százalékos zsírtartalmú tejre látható (lásd 4. ábra), hogy időben igen változó az adott hónapban árat változtató boltok aránya. Van olyan időszak, amikor a 90 százalékot is eléri, míg előfordul az is, hogy a boltok mindössze 5 százaléka változtat árat. Az átlagos változtatási arány 24,6 százalék. A szórás jelentős: 16,9 százalékpont.

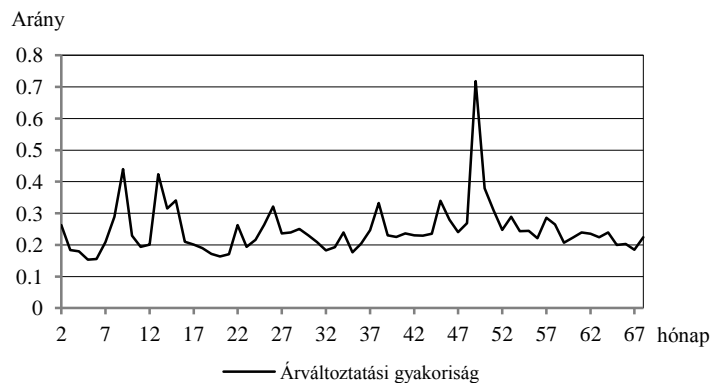
4. ábra: A boltok hányad része változtat árat, csak a 2,8 százalékos tejre nézve



¹³ Ebben szerepet játszhat, hogy a mintaidőszakban található a 2004. januári áfakulcs emelés is, amikor a 12 százalékos kulcsot 15 százalékra emelték.

Az összes termékre együttesen az adott hónapban árat változtató boltok aránya az 5. ábraán látható. Itt is azt tapasztaljuk, hogy hónapról hónapra igen nagy változások tapasztalhatók ebben az arányban. Az átlag: 24,8 százalék, a hónapok közötti szórás 8,2 százalékpont. Érdekes, hogy ez szinte teljesen megegyezik a termékek közötti szórásra kapott értékkel. Ez azt jelentheti, hogy az időszakok közötti heterogenitás hasonlóan fontos, mint a termékek közötti különbözőség. Mindez azt mutatja, hogy a változtatás valószínűsége időben korántsem tekinthető állandónak, szemben Taylor és Calvo alapmodelleivel. Látható, hogy jóval nagyobb a szórás, mint azt állandó változtatási valószínűség mellett várnánk. Formálisan: ha a nullhipotézisünk az, hogy Calvo modellje szerint alakulnak az árváltoztatások, akkor ez azt jelenti, hogy az árváltoztató boltok száma a különböző időszakokban független, azonos paraméterekkel rendelkező binomiális eloszlású. Így az árváltoztató boltok aránya aszimptotikusan normális eloszlású. Így alkalmazható az ANOVA-próba, ami alapján elvethető minden szokásos szignifikanciaszinten a nullhipotézis ($F=164.97$, p -érték $<0,00001$)

5. ábra: A megfigyelések hányad részénél változik az ár



Ugyanakkor az árváltoztatások időfüggőségét nem lehet teljesen kizárni; megfigyelhető ugyanis az árváltoztató boltok arányának időbeli alakulásánál a szezonális: nagyobb kiugrás vagy az év első vagy második hónapjában következik be. A 4. ábra alapján azt természetesen nem lehet eldönteni, hogy a szezonális a boltok közötti összehangolt árváltoztatás következménye, vagy pedig a minden boltnál egyszerre jelentkező költség növekedés megnyilvánulása.

2. 4. 5. Az árváltoztatás boltok közötti és bolton belüli szinkronizációja

A Calvo-modellben az árváltoztatás teljesen szinkronizálatlan, így konzisztens azzal a jelenséggel, hogy az aggregált árszínvonal időszora időben simán változik. Ugyanis ez a simaság a mikroszintű árváltozás nagymértékű szinkronizálatlanságával megmagyarázható, mert ha az árak teljes mértékben szinkronban változnának, akkor a mikroárak hónapokig tartó változatlansága aggregált szinten is megjelenne, ami nem így van. Az (S,s) modellbe az aszinkronitáshoz valamilyen heterogenitást kell vinni: például a kezdeti árak különböznek, vagy pedig az optimális célárban van különbség a boltok, illetve termékek között. Ugyanakkor a modellben létrejöhet a boltok/termékek árváltoztatásának szinkronizációja egy-egy időszakban, ha ilyenkor nagy közös ársokkok érik a boltokat/termékeket. Látható tehát, hogy lényeges tényező az árváltoztatás szinkronizáltságának mértéke, így ezt a kérdést érdemes az adataink alapján is megvizsgálni.

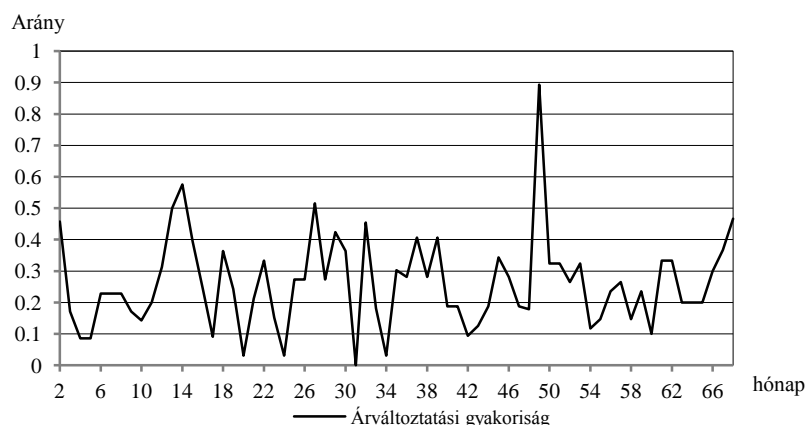
Nézzük termékenként azt, hogy egy hónapban a boltok hányad része változtatja meg az adott termék árát. Vegyük ezeknek a számoknak a havi átlagát (termékenként), illetve szórását. Ha az árak egyszerre változnának, akkor extrém esetben (amikor mindenki egyszerre változtat), minden hónapban csak 1 vagy 0 lehetne az árváltoztató boltok aránya. Ilyenkor ha x az átlag, és T a hónapok száma, akkor 1-esből Tx van, 0-ból $T(1-x)$. Így elméletileg a (korrigált) szórás: $\sqrt{\frac{T}{T-1}x(1-x)}$ lenne.

Ettől az értéktől való eltérés nagyságával jellemezhetjük az árváltoztatás boltok közötti szinkronizációjának fokát. Így például a 111010-es termékre kapott 0,246-os átlagos változtatási arányhoz 0,43-as szórás tartozna, jóval nagyobb, mint a tényleges szórás, ami 0,169. Hasonló a helyzet a többi termékre is. Az eredmény alapján az összes bolt között az árváltoztatás kevésbé szinkronizált. Ha van is szinkronizáltság, akkor az csak boltok csoportjai között lehetséges, vagy pedig csak bizonyos időszakokban jelentkezik.

A bolton belüli szinkronizáltság vizsgálatához tekintsük hasonlóan az átlagos változtatási arányt. Például a 1-számú bolt ilyen aránya 0,261; míg szórása 0,147 (a havi adatokra lásd a 6. ábraát). Itt is arra következtetünk, hogy nincs

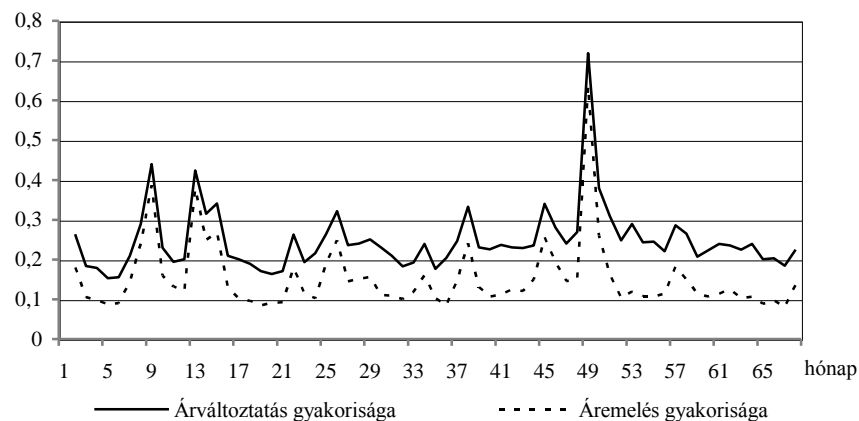
szinkronizáltság (ellentétben például *Lach–Tsiddon* [1994] eredményeivel). Hasonlóan a boltok közötti esethez, elképzelhető, hogy létezik szinkronizáció, de az csak termékek bizonyos csoportjain belül létezik. Ez utóbbi például akkor lehet indokolt, ha az étlapköltségnek van egy termékcsoporthoz tartozó komponense (lásd *Midrigan* [2007], aki kimutatja, hogy az egy gondolon árusított termékek árának változtatása szinkronizált).

6. ábra: Az 1. számú boltban a termékek hányad részének változik az ára



Nézzük most azt a kérdést, hogy nagy közös ársokkok okozzák-e azt, hogy bizonyos időszakokban az árváltoztatási gyakoriság jelentősen megnövekszik, és így szinkronizálttá válik az árváltoztatás. Ennek a kérdésnek a vizsgálatához nézzük meg, hogyan alakul az egy időpontban történő árváltoztatások átlagos nagysága az ugyanezen időpontban árat változtató boltok hányadához képest. A 7. ábraán láthatjuk az árat változtató boltok arányának idősorát (minden bolt-termék párost külön figyelembe véve), és ehhez képest az árat emelő boltok arányának idősorát is. A 8. ábra pedig azt mutatja, hogy adott időpontban átlagosan hány százalékkal emelték meg áraikat a boltok; itt minden olyan bolt-termék párost figyelembe véve, amelynél emelkedett az ár. Először is azt vehetjük észre, hogy az árat emelő boltok arányának idősora és az árat változtató boltok arányának idősora teljesen hasonló ingadozást mutat. A különbség, azaz az árat csökkentő boltok aránya jóval állandóbb szinten marad időben.

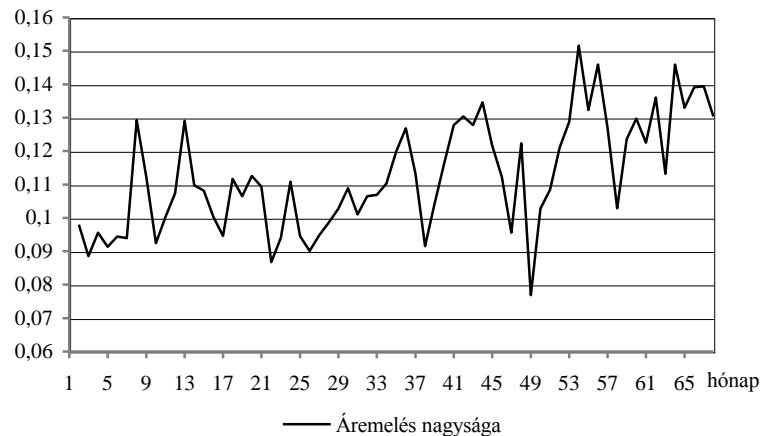
7. ábra: Az áremelések gyakorisága az összes árváltoztatás gyakoriságához viszonyítva



A 8. ábraán az áremelések nagyságának tanulmányozásával azt láthatjuk, hogy 8 és 16 százalék között ingadozik az átlagos áremelések nagysága. Ha egy nagymértékű közös sokk okozná mindig az árváltozások szinkronizáltságát, akkor azon periódusokban, amikor az árak nagy része emelkedik, az árváltozások nagyságának is magasnak kellene lennie. Ugyanakkor például a 49. havi (2004. januári) periódusnál az árak több, mint 50 százaléka emelkedett, miközben az áremelés nagysága a mintaidőszakban megfigyelt legalacsonyabb volt, közel 8 százalék.¹⁴ Azaz abból, hogy az áremelések aránya magas (az összes ármegfigyeléshez képest), nem következik, hogy az árváltoztatások nagysága is (átlagosan) magasabb lenne. A kérdésre precízebben regresszió segítségével lehet válaszolni. Erre a következő, 3.6. pontban kerítünk sort, mivel az árváltoztatás gyakoriságának és nagyságának összefüggését részletesebben ott vizsgáljuk meg. Egyelőre csak annyit bocsátunk előre, hogy úgy tűnik, hogy az árváltoztatások bizonyos időszakokban megfigyelhető szinkronizáltságát nem (feltétlenül) nagy közös ársokkok okozzák. Egy lehetséges magyarázat a boltok árváltoztatásának szándékos összehangolása, amikor a szükséges áremelés nagysága nem indokolná az áremelést.

¹⁴ Az ebben az időszakban megfigyelt magas árváltoztatási gyakoriság nagyrészt az áfakulcs-emelés miatt következhetett be.

8. ábra: Az áremelések nagysága



2. 4. 6. Az árváltoztatás gyakorisága és nagysága közötti kapcsolat

Calvo [1983] modelljéből az következik, hogy *ceteris paribus* nagyobb árváltoztatási valószínűség (gyakoribb árváltoztatás) mellett, egy árváltoztatás esetén várhatóan kisebb a nominális ár változásának nagysága (mert várhatóan kevesebb idő telik el a legutolsó árváltoztatás óta). Az (S,s) árazás esetén szintén kaphatunk ilyen összefüggést, amennyiben a nagyobb árváltoztatási valószínűség kisebb étlapköltségből származik: ilyenkor az árváltoztatatlanság intervalluma kisebb, így az árváltoztatások gyakoribbak, míg az árváltoztatás nagysága kisebb.

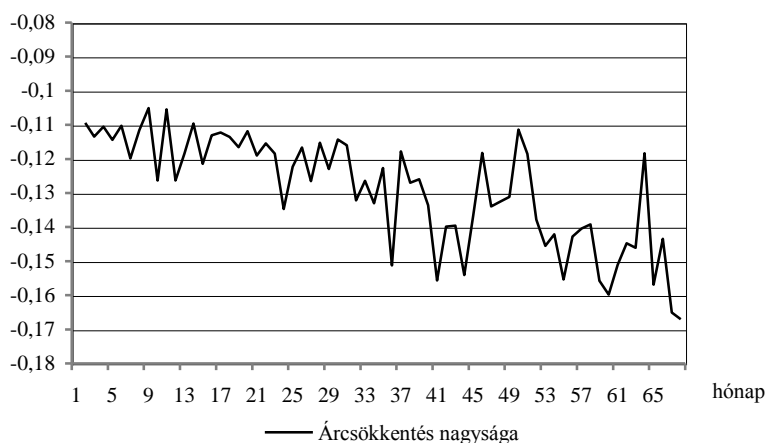
Ezt az összefüggést kimutathatjuk az adatokból, oly módon, hogy megvizsgáljuk, különböző termékek esetén, hogy alakul az árváltoztatás gyakorisága és az árváltoztatás nagysága közötti kapcsolat. Ehhez segédregressziókat futtatunk. Először az árváltoztatást, mint függő változót (=1, ha történt árváltoztatás, =0, ha nem történt) a termékek, a boltok és az időszakok dummy változói segítségével magyarázzuk. Másodszor az árváltoztatás nagyságát, mint függő változót magyarázzuk ugyanezen dummykkal (csak azokat a megfigyeléseket tekintve, amikor történt árváltozás). Képletekkel:

$$y_{ijt}^1 = a_1 A_i + b_1 B_j + c_1 C_t + \varepsilon_{ijt}^1$$

$$y_{ijt}^2 = a_2 A_i + b_2 B_j + c_2 C_t + \varepsilon_{ijt}^2,$$

ahol $y_{ijt}^1 = 1$ ha az i -edik termék, j -edik bolt esetén a t -edik időpontban árváltoztatás történt (a $t-1$. időponthoz képest), 0 ha nem történt árváltoztatás. $y_{ijt}^2 = p_{ijt} - p_{ijt-1}$, de csak olyan i, j, t -indexekre vizsgálva, ahol $y_{ijt}^1 = 1$. A_i, B_j, C_t a termékek, boltok, időszakok dummy változóiból álló vektorváltozók, a_1, b_1, c_1 illetve a_2, b_2, c_2 pedig ezek együttható vektorai. ε^1 és ε^2 pedig a regressziók hibatagjai. Az első regresszió egy lineáris valószínűségi modell, amelynek lehetnek rossz tulajdonságai, esetünkben azonban csak az átlagos parciális hatásokra vagyunk kíváncsiak, amely rendszerint közel esik egy probit vagy logit modellből – lényegesen bonyolultabban – kiszámítható átlagos parciális hatással.

9. ábra: Az árcsökkentések nagysága



A két segédregresszióból az egyes termékekre (külön-külön) kapott együtthatók közötti korrelációt vizsgáljuk¹⁵ (a_1 és a_2 megfelelő értékei között). Azaz azt nézzük, hogy az 1-essel indexelt termékhez, mint kontrollcsoporthoz képest, ha magasabb árváltoztatási gyakoriságú egy másik termék, akkor ehhez alacsonyabb árváltoztatási nagyság tartozik-e.

¹⁵ Minőségileg ugyanolyan és számszerűen is teljesen hasonló eredményeket kaptunk, amikor a leírt módszer helyett az árváltoztatás gyakoriságának, illetve nagyságának a termékenkénti átlagát kiszámoltuk, és ezeknek a korrelációját vizsgáltuk. Véleményünk szerint ugyanakkor a regressziós együtthatók használatával pontosabb eredményt kapunk, mert az összetételhatást kiszűrtük. Például különböző termékek esetén lehetséges, hogy különböző időszakokra és boltokra vannak áradatak; vagy megfordítva: különböző időszakok esetén különböző termékekre és boltokra vannak adataink. Ha adatbázisunk ilyen szempontból nem lenne hiányos, akkor belátható, hogy az egyszerű átlagolós és a főszevegben leírt regressziós módszer pontosan ugyanazt az eredményt adná.

3. táblázat: Az árváltozás gyakorisága és nagysága közötti összefüggés termékek között

Megnevezés		Függő változó			
		árváltoztatás nagysága	árcsökkenés nagysága	áremelés nagysága	árcsökkenés gyakorisága
Magyarázóváltozó	árváltoztatás gyakorisága	-0,183 (0,020)	—	—	—
	árcsökkenés gyakorisága	—	0,271 (0,074)	—	—
	áremelés gyakorisága	—	—	-0,285 (0,063)	1,158 (0,090)

Megjegyzés. Minden oszlop külön regresszió eredményét mutatja, zárójelben a sztenderd hiba.¹⁶

A 3. táblázat első oszlopa tartalmazza a regresszió eredményét (ahol a két változó a korábbi regresszióból nyert együtthatókat tartalmazza, mint megfigyeléseket).¹⁷ Ez alapján szignifikáns negatív összefüggés van a gyakoriság és nagyság között, az összefüggés elég erős (a korreláció mintegy 0,8), és a becsült együttható alapján például 10 százalékponttal gyakoribb árváltoztatás esetén 1,8 százalékkal alacsonyabb átlagosan az árváltoztatás nagysága. Érdekes az árváltoztatást áremelésre és árcsökkenésre felbontani, és így is megvizsgálni az összefüggést: hiszen az elmélet alapján nagyobb árcsökkenési gyakoriság esetén kisebb abszolút értékű árcsökkenésekre számíthatunk. Tehát az előzőkhöz hasonlóan segédregressziókat futtatunk, és külön megvizsgáljuk az áremelésekre, illetve az áremelési nagyságra mint függő változóra futtatott regresszió eredményeit, és a termékekre kapott együtthatók közötti összefüggést vizsgáljuk. Hasonlóan járunk el az árcsökkenés esetén is. Az eredményeket a 3. táblázat második és harmadik

¹⁶ A sztenderd hibáknál nem korrigáltunk amiatt, hogy a változókat egy másik regresszióból becsültük. Emiatt a táblázatban szereplő sztenderd hibák lefelé torzítottak lehetnek.

¹⁷ Ez a regresszió csupán a korrelációs kapcsolat tesztelésére szolgál, nem feltétlenül tükröz oksági hatást. Így például a függő változó és a magyarázóváltozó felcserélhető.

oszlopa tartalmazza. Ez alapján látható, hogy nagyobb áremelési gyakoriság kisebb emelésekkel jár együtt, míg nagyobb árcsökkenési gyakoriság kisebb abszolútértékű árcsökkenéssel párosul. 10 százalékponttal gyakoribb áremelés esetén 2,8 százalékkal alacsonyabb az emelés mértéke, míg 10 százalékponttal gyakoribb árcsökkenés esetén 2,7 százalékkal kisebb abszolút értékben az árcsökkenés mértéke. Megvizsgálhatjuk azt is, hogy az áremelések és az árcsökkenések gyakorisága mennyire korrelál egymással: az eredmény a 3. táblázat negyedik oszlopában látható, ami alapján szignifikáns és erős összefüggés van a kettő között: amennyiben az áremelés gyakorisága 10 százalékkal növekszik, az árcsökkenés gyakorisága nagyjából 11,6 százalékkal nő.¹⁸

Most próbáljuk regresszió segítségével megválaszolni a 3.5. pontban már felmerült kérdést, azaz, hogy különböző időpontok között a magasabb áremelési gyakoriság magasabb áremelési nagysággal jár-e együtt. A módszer hasonló, mint a termékek közötti vizsgálatnál, csak a segédregressziókból az idő dummyk becsült együtthatói (c_1 és c_2) közötti kapcsolatot vizsgáljuk (egyrészt az áremelésre másrészt az áremelési nagyságra, mint függő változókra futtatott regressziókból). A 4. táblázat harmadik oszlopában láthatjuk az áremelések gyakorisága és nagysága közötti összefüggést. Azt, hogy magasabb áremelési gyakoriság szignifikánsan alacsonyabb áremelési nagysággal jár együtt, igaz az együttható viszonylag kicsi (az áremelési gyakoriság 10 százalékponttal való növekedése mellett az áremelési nagyság mindössze fél százalékkal csökken). A teljesség kedvéért az árcsökkenéseket is megvizsgáljuk: az árcsökkenések gyakorisága és nagysága közötti kapcsolat a 4. táblázat második oszlopából olvasható ki, ami alapján a kapcsolat szignifikáns, negatív irányú, az együttható pedig jelentős méretű. Ez azt jelenti, hogy magasabb árcsökkenési gyakoriságú időszakban az árcsökkenések nagysága abszolút értékben nagyobb.

Érdekes még azt is megvizsgálni, hogy az áremelés és árcsökkenés gyakorisága hogy viszonyul egymáshoz: a 4. táblázat negyedik oszlopa szerint negatív a kapcsolat, kis együtthatóval: 10 százalékpontnyi növekedés az áremelések

¹⁸ Ez természetesen nem azt jelenti, hogy az árcsökkenés gyakoribb, vagy közel ugyanolyan gyakori volna, mint az áremelés, mindössze annyit, hogy a referencia termékéhez képest nagyobb gyakoriságú áremelés közel ugyanannyival (sőt valamivel többel) magasabb gyakoriságú árcsökkenést is jelent.

gyakoriságában 1 százalékpontnyi csökkenéssel párosul az árcsökkentések gyakoriságában. Ebből az is látszik, hogy amikor az árváltoztatás gyakoribbá válik, akkor tipikusan az áremelés válik gyakoribbá, míg az árcsökkenés gyakorisága csekély mértékben csökken.

4. táblázat: Az árváltozás gyakorisága és nagysága közötti összefüggés időpontok között

Megnevezés		Függő változó			
		árváltoztatás nagysága	árcsökkentés nagysága	áremelés nagysága	árcsökkentés gyakorisága
Magyarázóváltozó	árváltoztatás gyakorisága	0,197 (0,036)	—	—	—
	árcsökkentés gyakorisága	—	−0,467 (0,076)	—	—
	áremelés gyakorisága	—	—	−0,053 (0,024)	−0,100 (0,031)

Megjegyzés. Minden oszlop külön regresszió eredményét mutatja, zárójelben a standard hiba.¹⁹

Az (S, s) modellel nehéz magyarázni az eredmények egy részét, mert az áremelési gyakoriság növekedése pozitív ársokk következményeként, nagyobb méretű áremelésekkel párosulna. Magyarázatként szolgálhat a boltok közötti szinkronizációnál már említett érv, azaz hogy a boltok áremeléseiket valamennyire összehangolták, és így lehetséges a magas árváltoztatási gyakoriság miközben az átlagos áremelés mérete nem nő.

2. 4. 7. Az utolsó árváltoztatás óta eltelt idő és az árváltoztatás gyakorisága

¹⁹ A sztenderd hibáknál nem korrigáltunk amiatt, hogy a változókat egy másik regresszióból becsültük. Emiatt a táblázatban szereplő sztenderd hibák lefelé torzítottak lehetnek.

Az árváltoztatás időfüggőségének vizsgálatához érdemes kiszámítani az időtartam (duration) típusú vizsgálatok alapvető mutatóját, a hazard függvényt (ilyen típusú számítást végzett az ármerevség témakörében például *Campbell–Eden* [2006]). Az árváltoztatás hazard függvénye megmutatja, hogy egy adott ideig változatlan ár mekkora valószínűséggel változik meg. Képlettel:

$$H(k) = P(p_{t+1} \neq p_t / p_t = p_{t-1} = \dots = p_{t-k+1} = p_{t-k}),$$

azaz a hazard függvény k helyen felvett értéke annak a valószínűsége, hogy a k időszak óta változatlan ár mekkora valószínűséggel változik meg a $k+1$. időszakban. Nézzük meg, hogy néhány ismert ármerevségi modellnél milyen az elméleti hazard függvény, ezeket fogjuk összehasonlítani az adataink alapján számolt empirikus hazarddal.

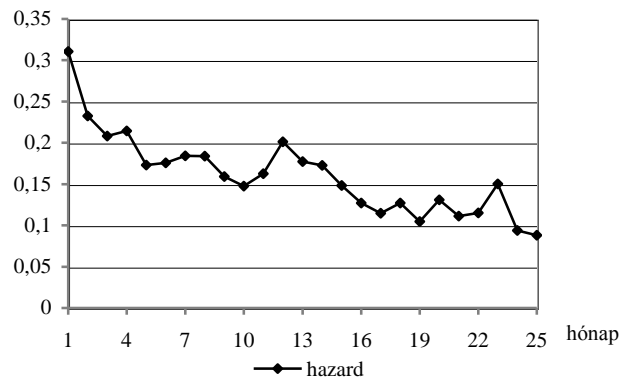
A Taylor-modell szerint minden cég ára pontosan minden N -edik időpontban változik az utolsó változtatáshoz képest. Ez azt jelenti, hogy $1 \leq k \leq N-1$ esetén $H(k) = 0$, és $H(N) = 1$. Azaz N -nél kisebb értékekre konstans nulla a hazard, majd az N hosszú időtartamhoz tartozó érték „felugrik” 1-re. A Calvo-modellben minden cégnek $1/N$ esélye van az árváltoztatásra, minden időpontban. Ez azt jelenti, hogy $H(k) = 1/N$ minden k -ra, azaz konstans a hazard. Az étlapköltéses modellekben a hazard növekedő függvény, hiszen egy árváltoztatás után kicsi az újabb rögtöni változtatás valószínűsége, míg ahogy idővel a nominális ár egyre messzebb kerül az ideális „célártól”, egyre nagyobb valószínűsége lesz az árváltoztatásnak.

Az empirikusan megfigyelt hazard azonban csökkenő. (Lásd 10. ábra.) Ezt az aggregált szintű hazard függvényt a következőképpen számítottuk ki:

$$H(k) = \left| \left\{ i, j, m : s_{ijm} = k \right\} \right| / \left| \left\{ i, j, m : s_{ijm} \geq k \right\} \right|,$$

ahol s_{ijm} az i -edik terméknel a j -edik boltban megfigyelt m -edik árváltoztatlansági szakasz hossza.

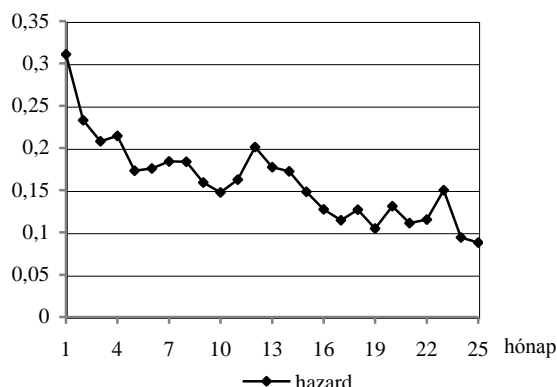
10. ábra: Hazard függvény az akciókat is tartalmazó adatokra



A kapott eredményt könnyű megmagyarázni egy olyan egyszerű Calvo-típusú modellel, ahol a változtatási valószínűségekben heterogenitás van: exogén módon adottak változtatási valószínűségek, ahol különböző bolt-termék együtteseknél különböző változtatási valószínűségek lehetségesek. Ebben az esetben ugyanis ha megnézzük, hogy mely árak nem változtak meg egy megadott, elég hosszú idő óta, akkor ezek között többségben lesznek a kis exogén árváltoztatási valószínűséggel rendelkező bolt-termék együttesek árai (ugyanis a nagy változtatási valószínűségű árak sokkal kisebb eséllyel érik el változtatás nélkül ezt az időtartamot). Minél hosszabb időtartamot nézünk, annál nagyobb többségben lesznek a kis árváltoztatási valószínűségű árak, és annál kisebb lesz a hazard értéke.

Érdekes az akcióktól megszűrt adatokból (is) kiindulni a hazard számításakor, hiszen egy magas $H(1)$ -es érték pusztán az akciók miatt is adódhat (hiszen akciók esetén pont az történik, hogy a frissen változtatott árat ismét változtatják). A továbbiakban ezért a szűrt adatokkal (legalább 10 százalékos árcsökkenést tekintve akciónak) számolunk hazardot. Az így számolt hazard látható a 11. ábraán, lényegében hasonlóan néz ki, mint a 10. ábra, és így láthatjuk, hogy a $H(1)$ -es érték nem sokat csökkent.

11. ábra: Hazard függvény az akcióktól megszűrt adatokra



Láttuk, hogy a csökkenő hazard nem jelenti önmagában azt, hogy egy adott bolt-termék együttes esetén csökken az árváltoztatás valószínűsége, hogyha nő az árváltoztatatlanság hossza. Lehetséges, hogy ez az árváltoztatási valószínűség heterogenitását mutatja (lásd az előző okfejtés). Ha ez a helyzet, akkor is kérdés, hogy ez a heterogenitás dominánsan melyik szinten jelenik meg: a termékek közötti különbségről van szó, vagy a boltok eltérő árváltoztatási valószínűségéről (esetleg mindkettőről)?

Campbell és *Eden* [2006] amellett érvelnek, hogy az ő adataik esetén a csökkenő hazard nem kizárólag a különböző bolt-termék együttesek közötti előbb bemutatott heterogenitás következménye: ha külön-külön vizsgáljuk meg a bolt-termék párosok hazardjait, akkor is jellemzően csökkenő hazardokat kapunk. Ők az eredményt úgy interpretálják, hogy a csökkenő hazardok azt jelentik, hogy a nemrég változtatott árak egy részét nem sikerült jól meghatározni a boltoknak, ez hamar kiderül és újra megváltoztatják az árat. A jól „beállított” árakhoz viszont hosszabb ideig nem nyúlnak hozzá.

Mivel a jelen dolgozatban szereplő adatok havi frekvenciájúak (szemben *Campbell–Eden* [2006] heti gyakoriságú adataival), ezért előrebocsáthatjuk, hogy az eredmények nem szükségképpen egyeznek az idézett cikkével. Például, ha elfogadjuk a szerzőpáros interpretációját, akkor előfordulhat, hogy az árak korrekciója nagyon hamar, legfeljebb 1-2 hét elteltével bekövetkezik, ami havi gyakorisággal megfigyelt adatokból nem mutatható ki.

Az előzők miatt, a hazardok csökkenését eleve csak a rövid hosszokra ellenőrizzük, azaz azt vizsgáljuk, hogy $H(1) > H(2)$, illetve $H(2) > H(3)$ egyenlőtlenség fennáll-e. Ehhez kiszámítottuk minden bolt-termék együttesre a $H(1)$, $H(2)$, $H(3)$ értékeket. Az egyenlőtlenségeket először t -próba segítségével ellenőriztük (lásd az 5. táblázatot), ezek alapján az egyenlőség nullhipotézisét el lehet vetni: mindkét egyenlőtlenség teljesül, jöllehet a $H(2)$ és $H(3)$ közötti átlagos különbség kicsinek tekinthető. Azonban a $H(1)$ -es, $H(2)$ -es, illetve $H(3)$ -as értékek eloszlása nem tekinthető normálisnak (erre a hisztogramból következtethetünk, illetve abból, hogy a megfigyelések jelentős részénél 0 értéket vesznek fel). Emiatt a t -próba érvényessége megkérdőjelezhető, így a Wilcoxon-féle próbával is teszteltük az egyenlőséget, az eredmények szintén az 5. táblázatban láthatók. Ezek alapján a $H(1)=H(2)$ egyenlőség elvethető ($p=0,000$), ugyanakkor a $H(2)=H(3)$ egyenlőséget nem tudjuk elvetni például 5 százalékos szignifikanciaszinten ($p=0,15$).

5. táblázat: Hazard tesztelése

Magnevezés	t -próba		Wilcoxon-teszt	
	t -érték	p -érték	z	p -érték
$H(1)=H(2)$	18,9185	0,0000	17,472	0,0000
$H(2)=H(3)$	2,7031	0,0034	1,430	0,1528

Esetünkben is teljesül tehát, hogy a frissen változtatott árak nagyobb része változik meg a változtatást követő hónap során, mint a két hónapja változatlan árak közül. Ráadásul ez a jelenség nem az akcióknak köszönhető.

További következtetés, ami a hazard alapján (is) levonható, hogy az árváltoztatásnak van egy időfüggő természete is, mégpedig megfigyelhető a szezonális: az összes termékre egyszerre számolt hazardban látható, hogy a 12-es hosszánál egy (lokális) maximum jelentkezik. (11. ábra.) Ez azt jelenti, hogy az egy évig változatlanul maradt árak jelentős része megváltozik a rákövetkező hónapban. Ha termékenként külön-külön kiszámoljuk a hazardokat, akkor láthatjuk, hogy vannak különbségek, de a 12-es hosszhoz tartozó hazard érték relatíve magas az összes termék esetén (annak ellenére, hogy bizonyos termékek esetén nem 12-nél van a lokális maximum).

2. 4. 8. Az utolsó árváltoztatás óta eltelt idő és az árváltoztatás nagysága

Fontos megvizsgálni, hogy amikor egy árat megváltoztatnak, az árváltoztatás nagysága kapcsolatban áll-e azzal, hogy milyen régóta nem változtattak árat (például *Dotsey–King–Wolman* [1997] által ismertett Calvo-típusú modellben az árváltoztatás valószínűsége függ az utolsó árváltoztatás óta eltelt időtől). A Calvo-modellből az következik, hogy minél régebben nem változott az ár, az árváltoztatásnál annál nagyobb mértékű változtatásra kerül sor. Egy alap- (S, s) modell szerint viszont a két mutató között nincs kapcsolat, hiszen az árváltozás nagyságát az S és s értékek nagysága határozza meg. *Baharad–Eden* [2003] cikkében nem talált pozitív kapcsolatot, és ennek a dolgozatnak a vizsgálatai is hasonló eredményt hoztak. Ami meglepő: úgy tűnik azon árváltoztatások, amelyeknél (azonos boltra és termékre) az előző hónapban is változtak az árak (azaz az árváltoztatatlanság hossza 1), szignifikánsan magasabb az árváltoztatás nagysága (akkor is, ha kontrollálunk az adott bolt és termék átlagos árváltoztatási nagyságára). Ezt az eredményt nehéz megmagyarázni a szokásos modellekkel, a kézenfekvő magyarázat viszont a mérés hibák/akciók jelenléte lehetne. Ugyanakkor egyfelől ha az 1-es árváltoztatatlansági hosszhoz tartozó adattól eltekintünk, akkor sem támasztható alá az árváltoztatatlansági hossz és az árváltozás nagysága közötti pozitív kapcsolat. Másfelől az akcióktól (10 százalékos ideiglenes árcsökkenést tekintve akciónak) megszűrt adatokban sincs pozitív kapcsolat az áremelés nagysága, és az utolsó árváltozás között eltelt idő között. Sőt, szignifikáns negatív kapcsolatot láthatunk a 6. táblázatban, igaz az együttható elég kicsi: az ár egy évvel hosszabb változtatatlansága átlagosan 1,6, illetve 1,7 százalékpontnyi ($-0,0013 \cdot 12$, illetve $-0,0014 \cdot 12$) csökkenést jelent az áremelés nagyságában (attól függően, hogy kontrollálunk-e a boltra és termékre jellemző átlagos árváltoztatási nagyságra).

6. táblázat: Az áremelés nagysága és az eltelt idő közötti összefüggés

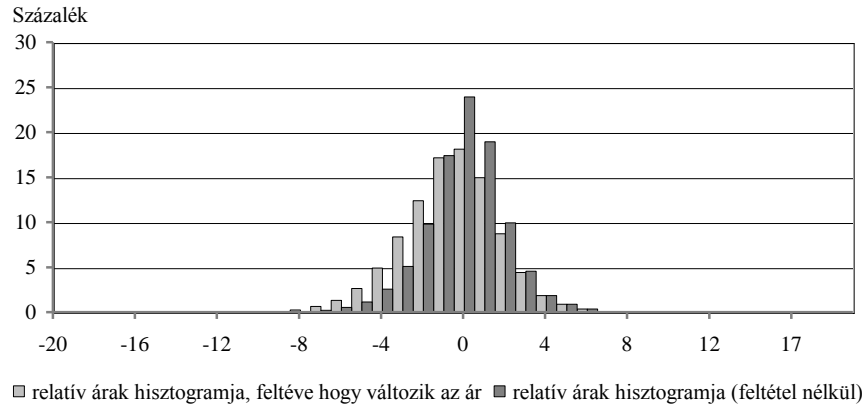
Megnevezés		Függő változó	
		áremelés nagysága	áremelés nagysága
Magyarázó változó	eltelt idő	–0,0013 (0,0001)	–0,0014 (0,0001)
	átlagos emelés nagysága	–	1,002 (0,009)

Megjegyzés. Minden oszlop külön regresszió eredményét mutatja, zárójelben a sztenderd hiba.

2. 4. 9. Relatív árak

Az étlapköltséges modellekben van igen nagy jelentősége az ún. relatív áraknak. A relatív ár az a mennyiség, amennyivel az aktuális, nominális ár különbözik az optimális „célártól”, azaz attól az ártól, amely a profitmaximalizáló ár (a változtatás költségét nem számolva). Az (S,s) étlapköltséges modellekben a nominális ár akkor változik, amikor a relatív ár átlép egy alsó vagy felső küszöböt, ilyenkor a nominális ár úgy változik, hogy megegyezzen a célárral, azaz a relatív ár zérus legyen. Ezért az étlapköltséges modellek érvényességének vizsgálatára egy mód, hogy a relatív árak eloszlását megvizsgáljuk: a modellek érvényessége mellett az eloszlásnak a nullához közel kell koncentrálnia, és a nullától messze pedig nagyon kevés megfigyelésnek kell lennie. A 12. ábraán ezt láthatjuk.

12. ábra: A relatív árak eloszlása és árváltozás esetén való eloszlása



Megjegyzés. Itt és a következő ábrákban az x tengely 1 egysége = 0,05.

Mivel a célárat a gyakorlatban nem tudjuk közvetlenül megfigyelni, ezért a 12. ábraán szereplő relatív árak kiszámításához a célárat egy proxy segítségével közelítettük. Egy ilyen gyakran használt proxy az összes többi ár átlaga a tárgyidőszakban.²⁰ Ehhez viszonyítjuk az előző időszaki árat, az eltérés lesz a relatív ár: így azt mutatja meg, hogy mennyivel kell megváltoztatni az előző időszakbeli árat, hogy a jelenlegi időszakban érvényes átlagárat kapjuk. Probléma, hogy a boltok nem homogének, lehetnek olyanok, amelyek szisztematikusan magasabb vagy alacsonyabb árakat szabnak, azaz igazából nem egy célár van, hanem sokféle. Ennek a problémának egy megoldása (lásd például *Campbell–Eden* [2006]), ha a relatív árakat úgy normalizáljuk, hogy adott bolt-termék párosra az időbeli átlag zérus legyen. A számításoknál ezt a megközelítést alkalmaztuk. Képlettel:

$$r_{ijt} = p_{ijt-1} - \bar{p}_{i\bullet t} - \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T (p_{ijt-1} - \bar{p}_{i\bullet t}),$$

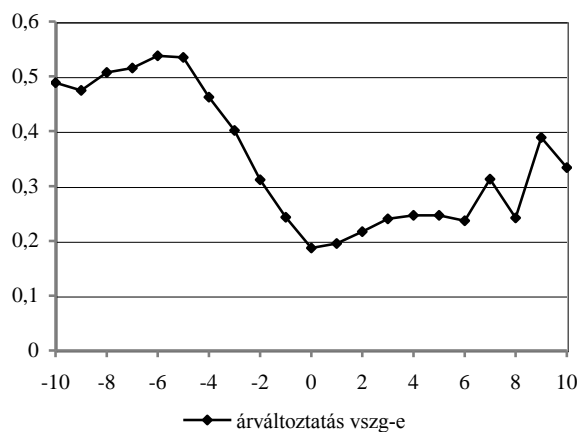
$$\text{ahol } \bar{p}_{i\bullet t} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J p_{ijt}.$$

Azt is érdemes megvizsgálni, hogy a relatív ár nagyságától függően hogyan alakul az árváltoztatás valószínűsége: magas relatív ár (abszolút értékben) az étlapkölséges modellek szerint magas árváltoztatási valószínűséggel jár együtt.

²⁰ Természetesen tudjuk, hogy ez a közelítés pontatlan lehet, erre nyújt egy lehetséges megoldást a következő fejezetben alkalmazott módszer. Azonban, mint látni fogjuk, a következtetések nem változnak.

Természetesen az is érdekes, hogy az árváltoztatással vajon csökkent-e a relatív ár abszolút értéke, azaz az optimális célár felé mozdult-e el az ár. A 13. ábraán láthatjuk, hogy abszolút értékben nagyobb relatív ár nagyobb árváltoztatási valószínűséggel jár. Ugyanakkor a 0-hoz közeli relatív árak esetén sem elhanyagolható az árváltoztatási valószínűség (15-20 százalék közötti).

13. ábra: Az árváltoztatás valószínűsége a relatív ár függvényében



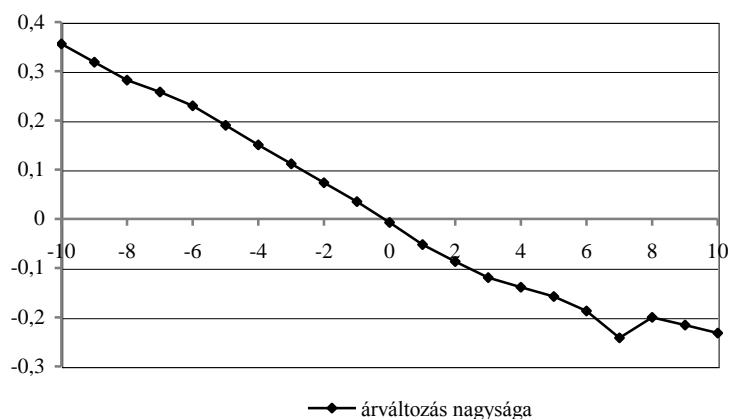
A 13. ábra érdekessége még az, hogy az árváltoztatási valószínűség aszimmetrikus: a célárnál kisebb nominális árral rendelkező boltok nagyobb valószínűséggel változtatnak árat, mint az abszolútértékben ugyanakkora, de pozitív relatív árral rendelkező boltok. Pozitív infláció esetén ez összhangban van a kétoldali (S,s) árazás következtetésével, ami szerint a relatív ár alsó küszöbe kisebb abszolút értékben, mint a felső küszöb. Ez az aszimmetrikusság például *Campbell–Eden* [2006] tanulmányában, amely szintén foglalkozik a relatív ár és az árváltoztatási valószínűség kapcsolatával, nem figyelhető meg, minden bizonnyal azért, mert ott a mintabeli infláció gyakorlatilag 0 volt, míg jelen adatbázisban számottevő pozitív infláció figyelhető meg.

Mivel (mint a 12. ábraán láthattuk) a megfigyelések többségére a relatív ár a 0-hoz közel helyezkedik el, ezért nem meglepő, hogy az árváltoztatások túlnyomó része olyankor következik be, amikor a relatív ár nem tér el lényegesen a 0-tól.

A 14. ábra azt mutatja, hogy mennyivel változik átlagosan a (log) ár, a relatív ár függvényében (feltéve, hogy változik). A 14. ábra alapján az étlapköltéses modelleknek megfelelő következtetésekre juthatunk: a nagyobb abszolút értékű

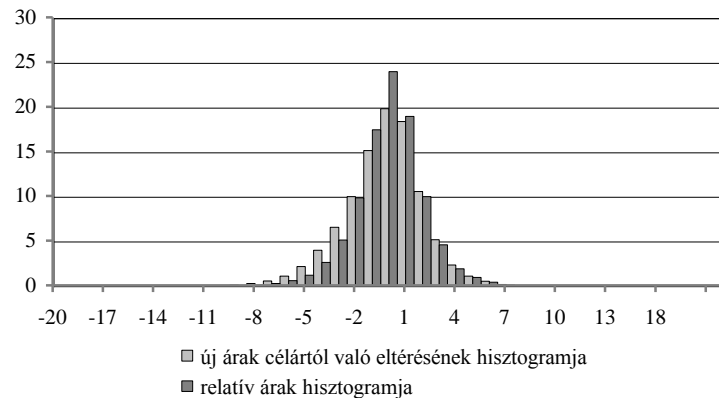
relatív árhoz átlagosan nagyobb árváltozás tartozik; a negatív relatív árhoz átlagosan áremelés, a pozitív relatív árhoz átlagosan árcsökkenés tartozik; a 0 relatív árhoz átlagosan zérus nagyságú árváltozás tartozik. Ugyanakkor az árváltozások nagysága kisebb (abszolút értékben) annál, ami ahhoz lenne szükséges, hogy az új relatív ár 0 legyen.

14. ábra: Az árváltoztatás nagysága a relatív ár függvényében

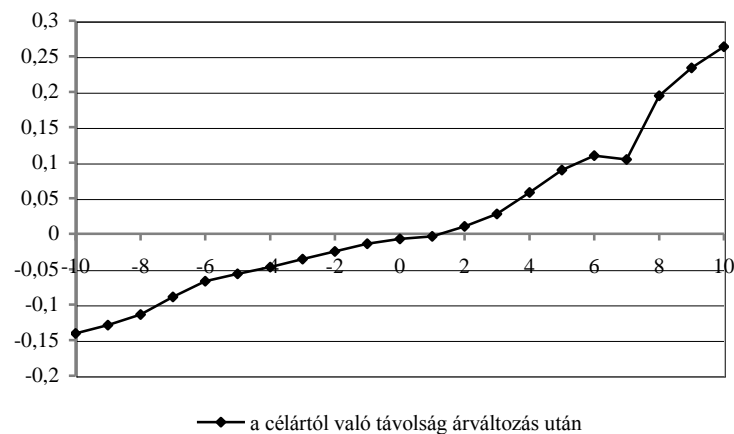


A 15. ábraán azt is látjuk, hogy a frissen megállapított árak célártól való eltérésének eloszlása lényegében azonos a feltétel nélküli relatív ár eloszlásával. Az (S,s) kétoldali árazási modell alapján azt várnánk, hogy jobban a nulla köré koncentrálódjon ez az eloszlás, hiszen az árváltoztatás célja a nominális árak és a profitmaximalizáló célár közötti eltérés csökkentése (megszüntetése). A 16. ábra azt mutatja, hogy adott relatív árhoz árváltozás esetén átlagosan mekkora új ár tartozik. Ez az ábra is azt jelzi, hogy változás esetén a relatív árak alapvetően a nulla irányába változnak, ugyanakkor az új relatív árak eltérése a nullától jelentős.

15. ábra: A friss árak célártól való távolságának hisztogramja árváltozás után



16. ábra: Milyen messze van a frissen változott ár a célártól



Ezek az eredmények némi bizonyítékot szolgáltatnak az étlapkölséges modellek mellett. Három lehetséges ok, amiért az adatokból kapott eredmények azt mutatják, hogy az árváltoztatás és a relatív ár közötti összefüggés viszonylag gyenge. 1. nem sikerült jól becsülni a célárat: az alkalmazott megközelítés nem képes teljesen figyelembe venni az egyedi (bolt-termék szintű) sokkokat, csak azok átlagát (a normalizálással). 2. a hazardos vizsgálatoknál már említett „kísérletezés” az árakkal. 3. termékcsoporthoz szintű étlapkölség létezése boltok között: ebben az esetben az árváltoztatás azért is bekövetkezhet, mert egy másik termék árát amúgy is változtatni kell (lásd a boltok közötti szinkronizációról szóló részt a 3.5. pontban).

2. 5. Következtetések: a stilizált tények

1. A magyarországi árak a vizsgált időszakban számottevően merevek voltak, mérsékelt infláció mellett. Nemzetközi összehasonlításban az eurózónánál gyakrabban változtak az árak, az Egyesült Államok adataihoz viszont közel esik a magyar adat.
2. Az átlagos áremelés és árcsökkenés nagysága hasonló, de áremelés gyakrabban fordul elő, mint árcsökkenés.
3. Az árváltozás gyakorisága időben erősen változó. Ezen belül az áremelés gyakorisága időben nagymértékben változó, az árcsökkenésé viszonylag stabil.
4. Annál a terméknél, amelynél gyakoribb az áremelés, gyakoribb az árcsökkenés is. Az ilyen terméknél ugyanakkor az árváltozás nagyságának abszolút értéke átlagosan kisebb.
5. Az árváltoztatások nem teljesen szinkronizáltak sem boltok között, sem boltok belül termékek között.
6. Az abszolút értékben nagyobb relatív árak megváltozásának valószínűsége nagyobb. Ugyanakkor a nullához közeli relatív árak esetén is számottevő az árváltozás valószínűsége.
7. Az árváltozás valószínűségének időtartam-függősége negatív, és ez nem teljesen a heterogenitás következménye.
8. Az árváltoztatatlanság hossza és az árváltoztatás nagysága között nincs pozitív kapcsolat.
9. Azokban az időszakokban, amikor az árak nagyrésze emelkedik, az ár nem feltétlenül emelkedik átlagosan nagymértékben.

3. Egy fél-strukturális árazási modell

Ebben a fejezetben, egy egyszerű fél-strukturális ökonometriai modellt becsülünk, amely az (S,s) modellre épül. Az elemzés célja, hogy egyrészt becslést kapjunk a menükölségre, vagy pontosabban az S ill. s küszöbök nagyságára. Másrészt cél az is, hogy elkülönítsük az árváltoztatási döntést az „optimális árat” befolyásoló faktoroktól. A modell segítségével megoldhatjuk a 2. fejezetben a relatív árak számításánál felmerülő problémát is, a cél árat itt közvetlenül a modellből számíthatjuk ki.

Azért csak félig strukturális modellről beszélhetünk, mert a becsülendő egyenletek nem a profitmaximalizáló magatartásból vannak közvetlenül levezetve. A modell lényegében Dhyne et al. [2006] cikkében szereplő modellel egyezik meg, némi változtatással²¹.

3. 1. A modell felépítése

A modell a következő:

$$p_{st}^* = a_t^{time} + a_s^{shop} + x_{st}'\beta + \varepsilon_{st}$$

$$p_{st} = p_{st-1}, \text{ ha } |p_{st}^* - p_{st-1}| \leq c_{st}$$

$$p_{st} = p_{st}^*, \text{ különben,}$$

ahol

p_{st} az s. boltban a t. időpontban megfigyelhető ár,

²¹ Az idézett cikk „random effects” módszert, ez a dolgozat „fixed effects” módszert használ a nem megfigyelt bolt szintű hatások kezeléséhez. Ezen kívül az idézett cikkben a supermarket/kis bolt indikátor változó magyarázó változóként szerepel, a mi adatbázisunkban viszont nem áll rendelkezésre ilyen változó. Ez azonban nem okoz problémát, mert ez az indikátor időben nem változik, így a „fixed effect”, azaz az időben változatlan, de boltokként különböző konstans, már tartalmazza a hatását.

p_{st}^* az s . boltban a t . időpontban az optimális súrlódásmentes ár (nem megfigyelhető),

a_t^{time} a boltok közötti fix hatás az optimális árra (a t . időpontban), ami az optimális árak boltok közötti közös faktorának is tekinthető

a_s^{shop} az időben fix hatás az optimális árra (az s . boltban)

x_{st} különféle magyarázó változók, amelyek hatnak az optimális árra

ε_{st} a nem megfigyelt heterogenitás időben és boltok között változó része (egyedi sokk)

c_{st} határozza meg az intervallumot, amelyben nincs árváltoztatás. Ez változhat időben, illetve boltonként.

Eloszlási feltevések:²²

$$\varepsilon_{st} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$c_{st} \sim i.i.d.N(c_0, \sigma_c^2)$$

A modell egy olyan árazási viselkedést ír le, ahol a megfigyelt ár csak akkor változik, ha az optimális ártól való eltérés meghalad egy bizonyos értéket.

Mivel időbeli és bolt szintű fix hatást (*fixed effect*) is használunk, ezért csak olyan x_{st} magyarázó változó hatása identifikált, amely időben is, és boltok között is változik. Mivel az adatbázis nem tartalmaz ilyen adatokat, ezért bár a modellbe változtatás nélkül beiktatható lenne, de valójában nem használunk semmilyen x_{st} változót²³.

Látható, hogy a modellben egyszerűsítés, hogy nincs két korlát az árváltoztatásra: az alsó és a felső korlát is ugyanaz a c_{st} valószínűségi változó.

²² Némi problémát okozhat, hogy ha c -re normális eloszlást feltételezünk, akkor előfordulhat, hogy negatív értéket vesz fel. A helyzetet úgy kezeljük, hogy ilyenkor c ellentettje lesz a korlát.

²³ Mivel a boltok azonosítása nem lehetséges, ezért ilyen típusú magyarázó változóként megyei szintű, időben változó adatok képzelhetők el.

A modellben az a_t^{time} időbeli fix hatás változók sorozata (ami így egy idősort alkot $t = 1...T$), úgy interpretálható, mint az optimális ár boltok közötti közös faktora. Az ettől való szisztematikus bolti szintű eltérést a bolt szintű fix hatások (a_s^{shop}) írják le.

A nem szisztematikus eltérés pedig az ε_{st} hibatag (egyedi sokk).

A modell megfigyelhető változóként mindössze az árakat tartalmazza, valamint dummy változókat a boltokra és az időpontokra. Viszont számos nem megfigyelhető változót (optimális ár, az optimális ár egyenletének hibatagja, a c küszöbváltozó) és becsülendő paramétert illesztettünk a modellbe. Ezért felvetődik a modell identifikálhatóságának problémája. Az identifikálhatóság elemzésének klasszikus módja – a Fisher információs mátrix invertálhatóságának vizsgálata – a likelihood függvény (lásd később) bonyolultsága miatt nem lehetséges. Közvetett bizonyítékaink azonban vannak arra, hogy a modell identifikálható: a következő szakaszban a becsléssel foglalkozunk, a maximum likelihood módszer konvergált, és a kapott paraméterbecslések az induló értékekre stabilnak bizonyultak. Érdeemes azt is végiggondolni, hogy a modell egyes paramétereiről a megfigyelhető változó milyen momentumai segítségével kapunk információt. Amikor az ár változik, akkor az új ár megegyezik az optimális árral, így ilyenkor ennek az általában nem megfigyelhető változónak az értékét megfigyeljük. Ezek a megfigyelések segítenek a bolt és idő fix hatás becslésében. Ebből viszont már az ε_{st} hibatag szórására is következtethetünk. A megfigyelt ár és a fix hatások segítségével becsült optimális ár eltéréséből, valamint abból, hogy az ár változik vagy változatlan marad, a küszöbváltozó várható értékéről és szórásáról szerzünk információt (figyelembe véve az ε_{st} szórását is). Összefoglalva, az ár megfigyelt értékei mellett azok megváltozása vagy meg nem változása is értékes információt jelent a paraméterek becslésénél.

3. 2. Becslési eljárás

Ahhoz, hogy az időbeli és a bolt szintű fixed effectek becslése is konzisztens legyen, $N \rightarrow \infty$, $T \rightarrow \infty$ aszimptotikát kell tekinteni.²⁴ Praktikusán ez azt jelenti, hogy keresztmetszetben és idősorban is nagyoknak kell lennie a mintának. A becslésekhez nagyjából 100 bolt adatait használjuk 68 időszakon keresztül, ami tekinthető nagyoknak mindkét dimenzióban.

A fenti modell paramétereit maximum likelihood becslés segítségével becsüljük. A becsléseket termékenként külön-külön végezzük. A likelihood függvény a következő:

$$L(\mathbf{a}^{time}, \mathbf{a}^{shop}, \sigma_\varepsilon, c_0, \sigma_c) = \prod_s P(\mathbf{p}_s | \mathbf{a}^{time}, \mathbf{a}^{shop}, \sigma_\varepsilon, c_0, \sigma_c),$$

és

$$P(\mathbf{p}_s | \mathbf{a}^{time}, \mathbf{a}^{shop}, \sigma_\varepsilon, c_0, \sigma_c) = P(p_{s1} | p_{s0})P(p_{s2} | p_{s0}, p_{s1}) \cdots P(p_{sT} | p_{s0}, p_{s1}, \dots, p_{s,T-1})P(p_{s0}),$$

ahol a feltételes valószínűségek mindenhol a becsülendő paraméterekre is kondicionálva értendők. A modellből következik, hogy az árak Markov tulajdonságúak, azaz a $t-1$. időpontbeli árra kondicionálva a t . időszak ár eloszlása már nem függ a $t-2$, $t-3$,... időszakban érvényes áraktól. Ugyanis egyrészt a t . időszak optimális ár (p^*) nem függ a $t-1$. és korábbi időpontbeli változóktól (a fix hatásokra kondicionálva), másrészt a t . időszak ár vagy a $t-1$. árral egyezik meg (azaz nem változik az ár), vagy pedig a t . optimális árral (változik az ár). Az árváltozást pedig a t . optimális ár, a $t-1$. ár és a c küszöbérték határozza meg, amelyek egyike sem függ a $t-1$. időszak előtti változóktól. A Markov tulajdonság miatt a fenti kifejezés írható a következőképpen:

$$P(\mathbf{p}_s | \mathbf{a}^{time}, \mathbf{a}^{shop}, \sigma_\varepsilon, c_0, \sigma_c) = P(p_{s1} | p_{s0})P(p_{s2} | p_{s1}) \cdots P(p_{sT} | p_{s,T-1})P(p_{s0}).$$

A p_{s0} kezdeti értékről feltesszük, hogy adott érték, és nem valószínűségi változó.

²⁴ Lineáris panel modellek esetén a keresztmetszeti egységekhez rendelt fixed effect esetén a többi paraméter becslése konzisztens, ha $N \rightarrow \infty$. Nem lineáris esetben ez nem elegendő.

A kifejezésből egy általános tag a következőképpen néz ki:

$$P(p_{st} | p_{s,t-1}) = \mathbb{I}[p_{st} = p_{s,t-1}] \omega_{st}^1 + \mathbb{I}[p_{st} > p_{s,t-1}] \omega_{st}^2 + \mathbb{I}[p_{st} < p_{s,t-1}] \omega_{st}^3,$$

ahol $\mathbb{I}[\cdot]$ indikátor függvényt jelöl, ami 1-et vesz fel értékül, ha a szögletes zárójelek közé írt logikai kifejezés igaz, egyébként pedig nulla az értéke. Az $\omega^1, \omega^2, \omega^3$ kifejezések pedig a következők (ezek levezetése a függelékben található):

$$\begin{aligned} \omega_{st}^1 &= \Phi_2 \left(\frac{c_0 + a_t^{time} + a_s^{shop} - p_{s,t-1}}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_c^2}}, \frac{c_0 - a_t^{time} - a_s^{shop} + p_{s,t-1}}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_c^2}}, \frac{\sigma_c^2 - \sigma_\varepsilon^2}{\sigma_c^2 + \sigma_\varepsilon^2} \right), \\ \omega_{st}^2 &= \phi(p_{st} - a_t^{time} - a_s^{shop}, 0, \sigma_\varepsilon) \left[\Phi \left(\frac{p_{st} - p_{s,t-1} - c_0}{\sigma_c} \right) - \Phi \left(\frac{-p_{st} + p_{s,t-1} - c_0}{\sigma_c} \right) \right], \\ \omega_{st}^3 &= \phi(p_{st} - a_t^{time} - a_s^{shop}, 0, \sigma_\varepsilon) \left[\Phi \left(\frac{-p_{st} + p_{s,t-1} - c_0}{\sigma_c} \right) - \Phi \left(\frac{p_{st} - p_{s,t-1} - c_0}{\sigma_c} \right) \right], \end{aligned}$$

ahol $\Phi_2(x_1, x_2, \rho)$ a kétdimenziós sztenderd normális eloszlásfüggvény (ρ korrelációval), $\Phi(x)$ az egydimenziós sztenderd normális eloszlásfüggvény, $\phi(x, m, \sigma)$ pedig az m várható értékű, σ szórású normális eloszlás sűrűségfüggvénye.

3.3. Eredmények

A maximum likelihood becslés a likelihood függvény bonyolultsága miatt csak numerikusan végezhető el, ehhez a STATA maximum likelihood eljárását alkalmaztuk.

Az ML becslést 10 kiválasztott termékre végeztük el²⁵. Az eredményeket a 7. táblázat tartalmazza. Az átváltoztatás gyakoriságát is tartalmazza a tábla, hogy az egyes paraméter értékek és az átváltoztatás gyakorisága közötti összefüggéseket tanulmányozni lehessen. Ami első ránézésre is látszik, hogy a gyakoribb

²⁵ A hiányzó adatokból eredő problémák elkerülése érdekében mindegyik termék esetében csak azoknak a boltoknak az adatait használtuk fel, amelyeknek az egész mintaidőszakra voltak adatai.

árváltoztatás rendszerint alacsonyabb étlapköltséggel (c_0 -al) jár együtt. A korreláció $-0,78$ az árváltoztatási gyakoriság és az étlapköltség nagysága között, és ez a negatív korreláció statisztikailag szignifikáns (akár 1%-os szignifikancia szinten is). Másrészt, ha az árváltoztatási gyakoriság és a becsült közös faktor (a_t^{time}) változékonysága között keresünk kapcsolatot, akkor negatív, de nem szignifikáns korrelációt találunk (akár a közös faktor értékeinek szórásával $[std(a_t^{time})]$, akár a változás nagyságának szórásával $[std(d(a_t^{time}))]$ mérjük a közös faktor változékonyságát).

Az eredmények szemléltetése érdekében nézzük még meg, hogy egy terméknél hogy alakul a közös faktor az időben, és ehhez képest mekkora az árak átlaga (mivel a közös faktort logaritmizált árakból számoljuk, ezért az összehasonlíthatóság érdekében a árak logaritmusának átlagát számoljuk ki). A 17. ábra mutatja a 2,8%-os tej (111010-es számú termék) esetén a két idősort, mindkettő a 2000. januári értékhez viszonyítva értendő. Jól látható, hogy a közös faktor idősora nagyjából az átlagárak idősorát követi, de annál volatilisabb. A többi termék esetében is hasonló az idősorok viselkedése.

A relatív árak korábbi szakaszban már körüljárt témáját próbáljuk most meg az új eredmények segítségével újra megvizsgálni: nevezetesen, nézzük meg, hogy hogyan alakul az árváltoztatás valószínűsége az optimális ártól való távolság függvényében. A korábbiakban az optimális árat meghatározott módon végrehajtott átlagolással (amit normalizálásnak hívtunk) közelítettük. Most viszont a közös faktorok ismeretében egy másfajta módon előállított optimális árral is számolhatunk: az adott termékre jellemző közös faktor és a bolt fix hatások segítségével becsülhetjük a látens optimális árat.²⁶ Az eredmény a 18. és 19. ábrán látható (a 18. ábra a relatív árak 5%-os lépésközeihez számolt valószínűségeket, míg a 19. ábra az 1%-os lépésközü eredményeket mutatja). (megj.: a relatív árak kb. $\pm 50\%$ -os értékein kívül a valószínűségek már csak olyan kevés megfigyelésből számolhatóak, hogy ezeket már nem érdemes az ábrán feltüntetni). Ha az ábrákat összehasonlítjuk a korábbi szakaszban számolt 13. ábrával, akkor megállapíthatjuk, hogy nagyon hasonló

²⁶ Itt egyszerűen összeadtuk a közös faktort (a^{time}) a bolt fix hatással (a^{shop}). Ennél pontosabb becsléshez juthatnánk, ha a látens változót a Kalman-szűrőhöz hasonló módon becsülnénk.

eredményeket kaptunk²⁷. Azaz így is levonhatjuk a következtetést, hogy az abszolútértékben magasabb relatív árak magasabb árváltoztatási valószínűséggel járnak együtt, pozitív irányban lassabban nő az árváltoztatási valószínűség, és hogy zérus relatív árhoz is számottevő árváltoztatási valószínűség tartozik. A zérus relatív árhoz kapott árváltoztatási valószínűséget most a fél-strukturális modell segítségével is magyarázhatjuk: a közös faktor és a bolt-szintű egyedi faktor (fix hatás) összegeként becsült optimális ártól a modellben szereplő p_{st}^* látens optimális ár az ε_{st} -vel jelölt hibatagban tér el. Amennyiben tehát a becsült relatív ár zérus, akkor még történhet árváltozás a modell alapján, amennyiben $|\varepsilon_{st}| > c_{st}$. A 7. táblázatban szereplő paraméterbecslésekből kiszámolható, hogy a különféle termékekre ennek a valószínűsége 9% és 26% között van, átlagosan 15%, ami nagyságrendileg megfelel a zérus relatív árra kapott több, mint 18%-os árváltoztatási valószínűségnek. Így tehát a kis abszolútértékű relatív árakhoz tartozó számottevő árváltoztatási valószínűség megmagyarázható a boltokra jellemző, időben változó egyedi sokkokkal (idioszinkratikus sokkokkal).

A 20. ábra mutatja az árváltozás nagyságát a relatív ár nagyságának függvényében (amennyiben változott az ár). Látható, hogy az árváltozások nagysága és iránya összhangban van az étlapköltéses modellek viselkedésével. Így negatív relatív árhoz átlagosan áremelés, pozitív relatív árhoz átlagosan árcsökkenés tartozik; nagyobb abszolút értékű relatív árhoz átlagosan nagyobb mértékű árváltoztatás tartozik; az árváltoztatás átlagos nagysága akkora, hogy az új ár az optimális ár közelében lesz: 5%-kal nagyobb relatív ár körülbelül 4%-kal nagyobb árváltoztatással jár együtt; a zérus relatív árhoz átlagosan nulla nagyságú árváltoztatás tartozik. Ugyanakkor az is látható (az árváltoztatások nagyságának berajzolt ± 2 szórásából), hogy jelentős az árváltoztatások nagyságának szóródása: még arra is van számos példa, hogy az elvárthoz képest ellentétes irányban változik meg az ár.

Ha a becslési eredményeket Dhyne et al. [2006] cikkével hasonlítjuk össze, akkor azt tapasztaljuk, hogy meglepően hasonlóak a becsült paraméterek értékei. A 7.

²⁷ Ne felejtsük el azonban, hogy itt mindössze 10 termék adatait használtuk fel, hiszen ezekre becsültük a fél-strukturális modellt.

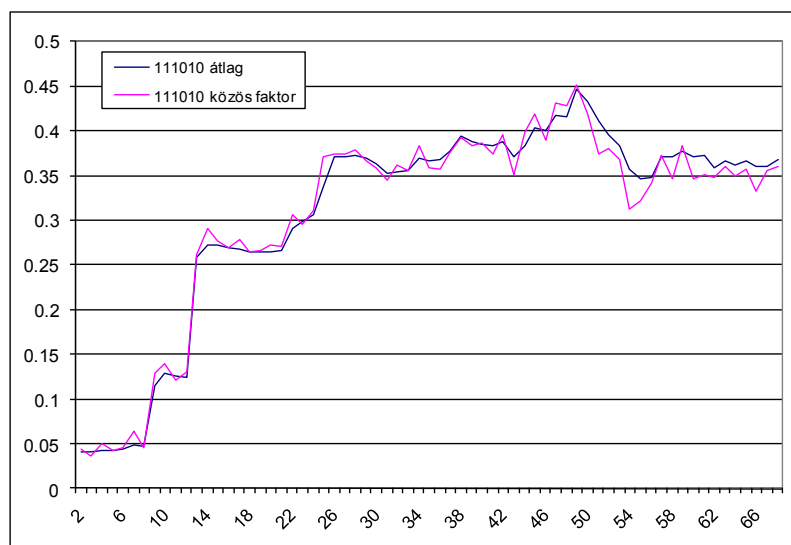
táblázat tartalmazza az idézett cikkben szereplő értékeket (Franciaországra és Belgiumra kapott eredményt átlagolva, és arra a két termék kategóriára közölve, amely az általunk vizsgált termékekre releváns). Lényegében az összes becsült paraméter értéke nagyon hasonló, egyedül a közös faktor szórása magasabb némileg a magyar adatok esetében.

Érdemes végiggondolni, hogy mennyire jogos a c változót étlapköltségként interpretálni. Egyrészt az (S,s) árazási modell esetén az árváltoztatási küszöbérték csak nagyon speciális esetben egyezhet meg az étlapköltséggel: ugyan a küszöbérték függ az étlapköltségtől, de függ az optimális ár-folyamat tulajdonságaitól is, azaz attól, hogy egy időpontban milyenek a jövőbeli értékekre vonatkozó várakozások.

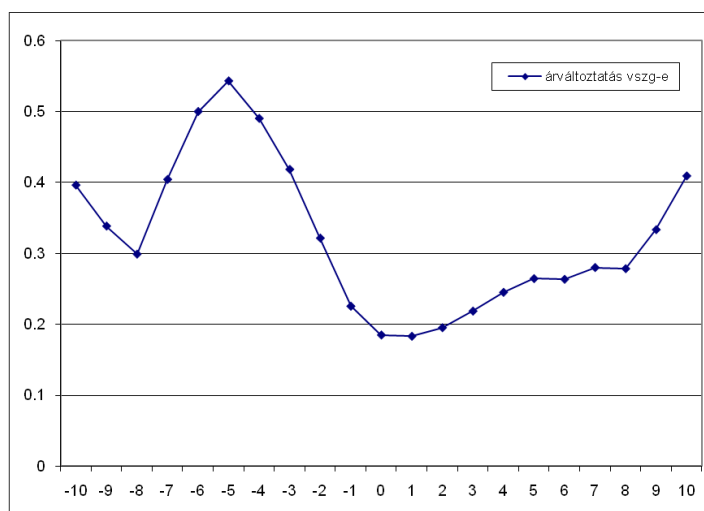
Másrészt problémás lehet az is, hogy ha a c -t étlapköltségnek tekintjük, akkor ez az adott termék egységárának százalékában van meghatározva. Ugyanis a fél-strukturális modellben az egységár logaritmusának változását hasonlítjuk össze c -vel. Így azonban meglepő, hogy a különböző termékekre hasonló nagyságrendű c_0 becsléseket kaptunk, mivel az étlapköltséget rendszerint úgy képzeljük, hogy az egy adott nagyságú összeg. A különböző termékek árai között viszont nagyságrendi eltérések is vannak (pl. 1 kg sajt ára – 1 l tej ára), így hasonló százalékos étlapköltség teljesen eltérő nagyságrendű forintban kifejezett összeget jelent. Tovább árnyalja a képet, hogy egységárakra van a fél-strukturális modell felírva. Így ha a c -t étlapköltségként szeretnénk értelmezni, akkor helyesebb az árváltoztatás költségének a termék egy egységére jutott hányadaként tekinteni. Így az a probléma, hogy étlapköltségnek nagyságrendileg eltérő összegek jöhetnek ki különböző termékekre áthidalható, amennyiben az igazi étlapköltségek hasonlóak, de az eladott darabszámok különbözőek, így az egy darabra jutó étlapköltség különböző lehet termékenként. Természetesen ehhez az szükséges, hogy a nagyságrendileg nagyobb egységárú termékből az eladott egységek száma ugyanezzel a nagyságrenddel kisebb legyen a másik termékből eladott egységek számánál (pl. ha egy kiló sajt 10-szer annyiba kerül, mint 1 liter tej, akkor a tejből 10-szer annyi fogyjon, mint a sajtból).

Mindezek miatt a c változót ahelyett, hogy szigorúan az árváltoztatás fizikai költségeként interpretálnánk, helyesebb úgy tekinteni, mint ami az árváltoztatás szélesebb értelemben vett költségeit és az optimális ár-folyamat sztochasztikus tulajdonságait is tükröző küszöbváltozó. A szélesebb értelemben vett költségekbe beleérthetjük a stratégiai jellegű meggondolásokat is (pl. az árváltoztatás koordinációs problémája), valamint a fogyasztói haragtól való félelmet (ld. Rotemberg [2005] modellje).

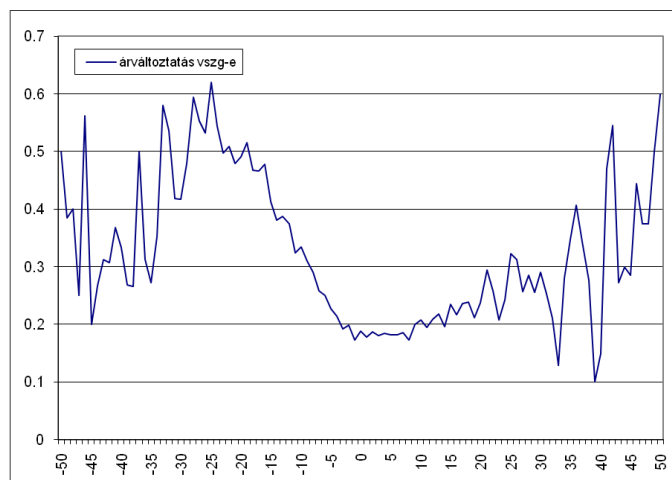
**17. ábra: a 2,8%-os tej árának boltok közötti közös faktora és a (log) árak átlaga időben
(2000. januárhoz viszonyítva)**



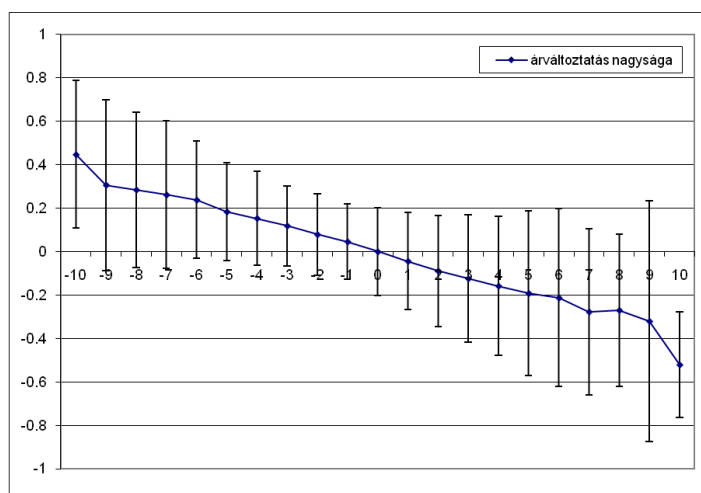
**18. ábra: árváltoztatás valószínűsége az optimális ártól való távolság függvényében
(a vízszintes tengely 1 egysége = 5%-os eltérés)**



**19. ábra: árváltoztatás valószínűsége az optimális ártól való távolság függvényében
(a vízszintes tengely 1 egysége = 1%-os eltérés)**



**20. ábra: az árváltoztatás nagysága az optimális ártól való távolság függvényében (± 2 szórással)
(a vízszintes tengely 1 egysége = 5%-os eltérés)**



7. táblázat: A ML becsléssel kapott paraméterértékek

$\text{std}(a_t^{\text{time}})$: a közös komponens szórása, $\text{std}(a_s^{\text{shop}})$: bolt FE-k szórása, $\text{TV}(a_t^{\text{time}})$: teljes variáció*, $\text{std}(d(a_t^{\text{time}}))$: változás szórása

rk	név	árváltoztatás gyakorisága	sigma_eps	c0	sigma_c	$\text{std}(a_t^{\text{time}})$	$\text{std}(a_s^{\text{shop}})$	$\text{TV}(a_t^{\text{time}})$	$\text{std}(d(a_t^{\text{time}}))$
111010	Pasztörögzött tej, 2.8%, liter	0,245	0,073	0,168	0,117	0,112	0,075	0,021	0,029
111020	Ultrapasztörögzött féltartós tej, 2.8%, 0.5l	0,194	0,079	0,229	0,147	0,109	0,104	0,027	0,037
111030	Pasztörögzött tej, 1.5%, liter	0,270	0,087	0,182	0,133	0,107	0,102	0,019	0,027
112010	Pannónia sajt, kg	0,263	0,089	0,182	0,125	0,084	0,082	0,026	0,035
112020	Trappista sajt, kg	0,388	0,100	0,146	0,124	0,077	0,091	0,024	0,030
130020	Finom liszt, kg	0,304	0,095	0,188	0,136	0,128	0,072	0,030	0,040
131130	Kukoricapehely, 250g-os doboz	0,243	0,128	0,330	0,237	0,035	0,125	0,026	0,033
132010	Fehér kenyér, kg	0,153	0,099	0,323	0,193	0,140	0,087	0,028	0,039
133010	Zsemle, 10 db	0,161	0,107	0,314	0,174	0,128	0,110	0,043	0,060
134010	Cérametélt, 250g-os	0,177	0,102	0,302	0,189	0,121	0,125	0,024	0,030
	fentiek átlaga	0,240	0,096	0,236	0,157	0,104	0,097	0,027	0,036
	Dhyne et al. (2006) romlandó élelmiszerek	0,238	0,098	0,266	0,143	0,074	-	-	-
	Dhyne et al. (2006) nem roml. élelmiszerek	0,153	0,076	0,271	0,157	0,053	-	-	-

*A teljes variáció a változások abszolútértékeinek összege, így ez is a szóródás egyfajta mutatója.

4. Inflációs perzisztencia az iparcikkek és a piaci szolgáltatások körében²⁸

A legtöbb felzárkózó országra jellemző, hogy a szolgáltatások és az iparcikkek inflációja szintben és időnként dinamikában is számottevően különbözik. Az árszintváltozás mozgatórugóinak alaposabb megértését ezért segíti, ha az inflációs folyamatokat nem csak aggregált szinten, hanem szektorális szinten is elemezzük. Ebben a fejezetben áttekintjük, hogy Magyarországon az áralakulás szempontjából melyek a piaci szolgáltatás és a feldolgozóipar szektorok főbb jellegzetességei, és mi okozhatja a szektorok közötti eltéréseket. A monetáris politika számára különös jelentősége van, ha jelentős az inflációs perzisztencia, hiszen ilyenkor az infláció mérséklése nagyobb reálgazdasági áldozatot követelhet. Bemutatjuk, hogy a szektorokra jellemző árazás és bérezés nem indokol számottevően eltérő inflációs perzisztenciát a két szektorban. Ennek látszólag ellent mond, hogy 2004-től 2008 közepéig a piaci szolgáltatások inflációja annak ellenére volt meglepően stabil, hogy mind kínálati, mind keresleti oldalról számos sokk érte ezt a szektort. Eredményeink alapján ez csupán annak köszönhető, hogy a szektort érő sokkok épp ellentétesen hatottak, így összességében stabil inflációt eredményeztek.

²⁸ A fejezet Bauer – Gábrriel [2009] tanulmány kis mértékben módosított változata.

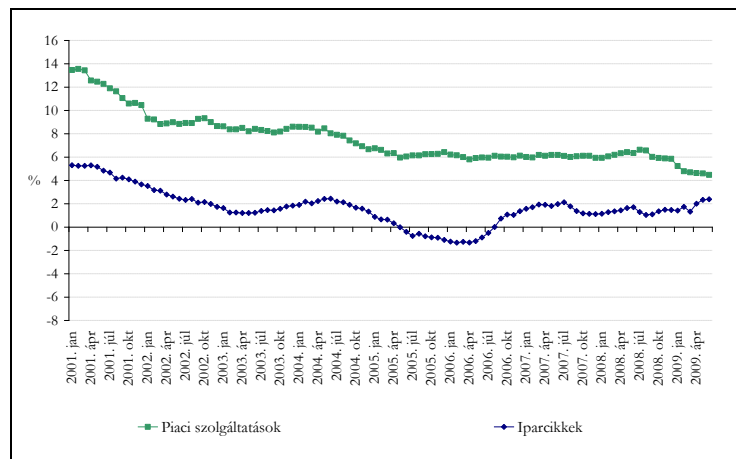
4. 1. Bevezetés

A felzárkózó országok többségében megfigyelhető, hogy a szolgáltatások és az iparcikkek inflációja szignifikánsan és tartósan eltér egymástól. Az eltérés egyrészt a szektorokra jellemző infláció átlagos mértékében mutatkozik meg, de időszakonként az infláció dinamikája is eltérő. A jelentős különbségek miatt az inflációs folyamatokat nemcsak aggregáltan, hanem a főbb szektorok szintjén is érdemes elemezni. Az infláció perzisztenciáját aggregáltan vizsgálja például Darvas és Varga [2007].

A monetáris politika szempontjából a piaci szolgáltatások inflációja fontos információt hordoz. A feldolgozóipari termékek esetében elmondható, hogy a legtöbb termékkel nemzetközi forgalomban is kereskednek. Ennek megfelelően a verseny viszonylag erős és az árak alakulása hosszabb távon nem szakad el a nemzetközi tendenciáktól. Ezzel szemben a szolgáltatások kevésbé vannak kitéve erős versenynek. A szolgáltatások árát nagyobb mértékben befolyásolják a bérezési döntések és az árazóknak az infláció várható alakulásával kapcsolatos feltételezései. Mivel mindkét tényező rendkívül fontos a monetáris politika szempontjából, így a piaci szolgáltatások inflációja kitüntetett figyelmet érdemel.²⁹

²⁹ A Monetáris Tanács a kamatdöntéseket követő kommunikációban is többször utalt a piaci szolgáltatások inflációjának kitüntetett szerepére, például a 2006 májusi állásfoglalásában: „A Monetáris Tanács megítélése szerint a piaci szolgáltatások körében tapasztalható áralkalmazkodás kulcsfontosságú az árstabilitás megszilárdulásához.”

21. ábra: A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációja*



* az ÁFA-változás inflációs hatásával korrigált, éves indexek

Magyarországon a piaci szolgáltatások inflációja az elmúlt években meglepően stabilan alakult. A hazai monetáris politika számára lényeges kérdés, hogy okozhatta-e ezt a bérezési döntések vagy az inflációs várakozások túlzott perzisztenciája. Eredményeink alapján a megfigyelt stabilitást elsősorban az magyarázza, hogy a szektort érő sokkok épp ellentétesen hatottak, így összességében stabil inflációt eredményeztek.

A fejezetben először röviden áttekintjük, hogy a Balassa-Samuelson elemzési keretben mi magyarázza hosszabbtávon a piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának eltérését, valamint hogy milyen tényezők befolyásolhatják az infláció alkalmazkodását a gazdaságot ért sokkokhoz. Itt a piaci szolgáltatásokat az ún. nontraded szektorral (nemzetközi kereskedelembe nem kerülő javak), az iparcikkeket a traded szektorral (nemzetközi kereskedelemben részt vevő termékek) azonosítjuk. Utána bemutatjuk, hogy a Balassa-Samuelson mechanizmus mennyire magyarázza a piaci szolgáltatások és az iparcikk infláció alakulását Magyarországon és az EU más országaiban. Ezt követően ismertetjük az ár és beralakulás főbb jellemzőit a két szektorban – összevetve más országokkal –, amelyek alapján képet kaphatunk a sokkokhoz való alkalmazkodás sebességéről. Ugyancsak áttekintjük, hogy a környező országok egyes dezinflációs periódusaiban hogyan alakult az iparcikkek és piaci szolgáltatások inflációja. Végül bemutatjuk a piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának néhány dekompozícióját, ami

magyarázatot ad a nontraded szektor inflációjának 2004-től 2008 közepéig tartó stabilitására is.

4. 2. A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációját meghatározó tényezők a Balassa-Samuelson elemzési keretben

A hazai piaci szolgáltatások és iparcikk infláció hosszabbtávú alakulásának elemzésére a Balassa-Samuelson mechanizmus megfelelő elemzési keretet jelenthet.^{30,31} Ebben az elemzési keretben a gazdaságban két szektort különböztetünk meg: a szolgáltatásokat (nontraded szektor) és a feldolgozóipart (traded szektor).

A feldolgozóipar alapvetően árelfogadó, külföldi devizában mérve nem tudja az árakat befolyásolni. A forintban számított árakat a külföldi piacokon tapasztalt infláció és az árfolyam alakulása határozza meg. A szektorban a bérek a traded infláció és a termelékenység összegének megfelelő mértékben nőnek. A monetáris politikai szigorítás a feldolgozóipari termékek inflációját az árfolyamcsatornán keresztül közvetlenül csökkenti. Ezen túlmenően a szigorítás következtében csökkenő kereslet ugyancsak dezinflációs hatású.

A Balassa-Samuelson keretben a piaci szolgáltatások inflációja az iparcikkek inflációjához képest határozódik meg. A mechanizmus a két szektor bérkiegyenlítődének a feltételezésén alapszik. Ha a két szektorban a bérek azonos ütemben nőnek, akkor a piaci szolgáltatások inflációja megegyezik az iparcikk infláció és a két szektor közötti termelékenységekülönbség növekedésének összegével. A monetáris szigorítás egyrészt az iparcikk infláció csökkenésén keresztül idővel a nontraded inflációt is csökkenti, másrészt a kereslet csökkenése – akárcsak a tradable árak esetében – szintén dezinflációs hatású.

Míg a Balassa-Samuelson elemzési keret megfelelő lehet a piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának hosszabb távú alakulásának elemzéséhez, addig rövidtávon

³⁰ A Balassa-Samuelson hatás mértékét elemzi több közép-európai országban Kovács [2002].

³¹ A dolgozatban a nontraded szektort a piaci szolgáltatásokkal, a traded szektort a feldolgozóiparral, illetve a traded szektorba tartozó termékeket az iparcikkokkal közelítjük.

a két szektor inflációja a Balassa-Samuelson hatás által indokolttól eltérően alakulhat. Ennek alapvetően két oka van. Egyrészt a két szektor inflációja eltérő sebességgel reagál a gazdaságot ért sokkokra, másrészt különböző sokkok különböző mértékben hatnak a két szektorra.

A két szektorban a gazdaságot ért sokkokra adott eltérő sebességű áralkalmazkodás részben annak köszönhető, hogy a szolgáltatások esetében nagyobb a bérköltség aránya az összköltségen belül, és a bérek jellemzően évente csak egyszer változnak. Ugyancsak a szolgáltatás árak lassabb alkalmazkodását magyarázza, hogy a verseny ebben a szektorban kevésbé erős, így a sokkokhoz való rövidtávú alkalmazkodás kisebb része valósul meg az árakon keresztül.

A különböző sokkok eltérően hatnak a két szektor inflációjára. A monetáris politika szempontjából kiemelt jelentőségű az árfolyam változásának hatása. Ez először a feldolgozóipar áraiban mutatkozik meg, a szolgáltatások inflációja csak késleltetve reagál. A belső kereslet visszaesése ezzel szemben már mindkét szektort hasonlóan érinti, így az áralkalmazkodásban is kisebb eltérést várunk. Egy bérsokk esetén (például a minimálbér emelése) pedig a piaci szolgáltatások inflációjának emelkedése akár gyorsabb és nagyobb is lehet, mint a traded szektorban, mert a béreknek itt nagyobb a jelentősége a költségek között.

4. 3. Milyen mértékben képes megmagyarázni a szolgáltatások és iparcikkek inflációjának eltérését a Balassa-Samuelson mechanizmus?³²

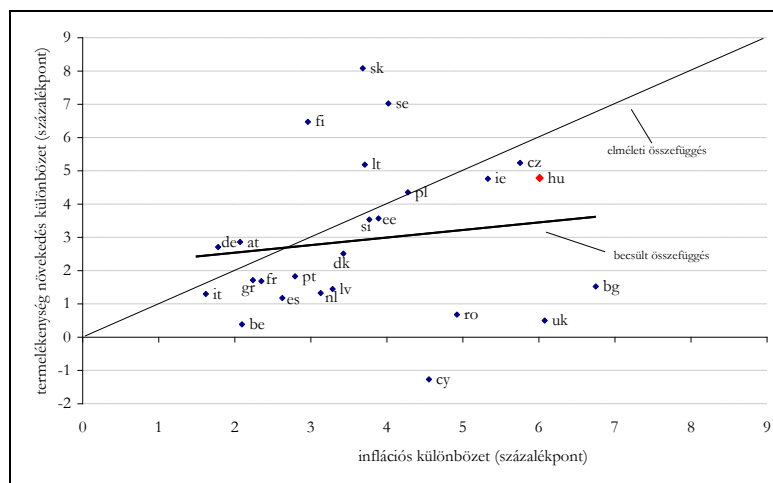
A Balassa-Samuelson mechanizmus potenciálisan alkalmas arra, hogy a felzárkózó országok, így Magyarország esetében is megmagyarázza a fejlett országokhoz képest magasabb piaci szolgáltatások – iparcikkek inflációs különbözetet. Ugyanakkor az utóbbi évek kutatási eredményei alapján a Balassa-Samuelson hatás mértékéről a gyakorlatban nem mondhatjuk, hogy mindegyik felzárkózó ország

³² A Balassa-Samuelson hatással kapcsolatos empirikus eredményekkel részletesebben foglalkozik pl. Égert, Halpern és MacDonald [2006].

esetében nagyobb lenne a fejlett országokénál.³³ Ezt az eredményt több tényező okozhatja: egyrészt a feldolgozóipar termelékenysége egyes fejlett országok esetében is gyorsan növekedett, és az is igaz, hogy a felzárkózó országokban a szolgáltató szektor termelékenységének növekedése sem elhanyagolható. Másrészt az elmélet feltevései nem mindig teljesülnek, például a munkabérek növekedési üteme több országban is jelentősen eltér szektorok között (Magyarországon nagyjából megegyezik). Mérési problémát jelent, hogy az iparcikkeknek is van szolgáltatás tartalma (és fordítva). A Balassa-Samuelson hatás becslésénél további probléma, hogy a termelékenység mérésére rendszerint az egy főre eső kibocsátást használják. A munkaerőn kívüli termelési tényezők határkötségében vagy határtermelékenységében bekövetkezett változások mind befolyásolhatják a termelékenység fenti mutatóját, ami a becsült Balassa-Samuelson hatást torzíthatja.

Az alábbi ábrán az EU országok esetében a feldolgozóipar és a piaci szolgáltatások termelékenységnövekedésének különbözetét és a megfigyelt inflációs különbözetet hasonlítjuk össze 1999 és 2006 közötti időszakban.³⁴

22. ábra: Termelékenység és inflációs különbözet (1999-2006)



Forrás: Eurostat, AMECO

³³ Lásd pl. Égert [2007].

³⁴ Az KSH által publikált CPI tételeinek általunk használt csoportosítása elérhető a http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/Statisztika/mnbhu_statisztikai_idosorok/hu0203_mnbcsoportok.xls címen. Az EU országok esetében az Eurostat adatbázisból származó HICP tételeket a hazai CPI tételek csoportosításával konzisztens módon soroltuk be kategóriákba. A termelékenység számításánál az AMECO adatbázist használtuk. A szolgáltató szektort a nem állami szolgáltatási szektorok összességéként definiáltuk.

A termelékenység növekedés különbözete és az inflációs különbözet összehasonlításával megmutatható, hogy míg az országok jelentős részénél gyengének bizonyul a termelékenység különbözet magyarázó ereje, addig Magyarországon jól magyarázza az inflációs különbözet mértékét.

4. 4. A nemzetközi kereskedelembe nem kerülő (nontraded) és abban résztvevő (traded) szektor főbb jellegzetességei

A infláció hosszabb távú alakulása mellett ugyancsak fontos kérdés, hogy rövidtávon milyen az infláció dinamikája a két szektorban. Az alábbiakban azt vizsgáljuk, hogy a két szektor főbb jellemzői indokolhatják-e, hogy a szektorok árazása eltérő sebességgel, illetve különböző mértékben alkalmazkodjon a gazdaságot ért sokkokhoz.

4. 4. 1. A piaci szolgáltatások inflációjának perzisztenciája

A piaci szolgáltatás és iparcikk infláció perzisztenciáját először úgy jellemezzük, hogy az idősorokra AR(1) modellt illesztünk, amelyben az autoregresszív tag együtthatója mutatja a perzisztencia mértékét.³⁵ Az iparcikk és a piaci szolgáltatás árak havi illetve negyedéves változásának perzisztenciáját vizsgáljuk 1997 és 2009 között.³⁶ Az autoregresszív tag együtthatóját a 2004. január és 2008. június közötti mintaidőszakon külön is megbecsültük, mert ez volt az az időszak, amikor a piaci szolgáltatások inflációja meglepően stabil volt. Az eredmények alapján (8. táblázat) a teljes és a rövidebb mintán sem mondható, hogy a magyar piaci szolgáltatás infláció perzisztensebb lenne, mint az iparcikk, inkább fordított a helyzet, és ez igaznak bizonyul a nemzetközi adatokon is. Az sem mondható, hogy ezek a

³⁵ Ugyanúgy ahogy korábban, az idősorok előállításához az Eurostat HICP adatbázisának tételeit soroltuk be iparcikk (traded) és piaci szolgáltatás (nontraded) kategóriákba.

³⁶ Az éves változás is vizsgálható, azonban könnyen belátható, hogy ilyenkor nagyon perzisztensnek mutatkoznak az idősorok, hiszen havi gyakoriságú adatok esetén két egymást követő éves változás között 11 hónapnyi átfedés van.

perzisztenciák a régiós országokhoz képest nálunk kiugróan nagyok lennének, az viszont igaz, hogy az euró övezeti átlaghoz viszonyítva magasabbak.

8. táblázat: Inflációs perzisztencia mértéke az egyes országokban**

Ország	Havi				Negyedéves			
	1997-2009		2004. jan. - 2008. jún.		1997-2009		2004 Q1 - 2008 Q2	
	traded	ntraded	traded	ntraded	traded	ntraded	traded	ntraded
magyar	0.88	0.85	0.59	0.34	0.90	0.87	0.67	0.58
cseh*	0.93	0.19	0.90	0.13	0.80	0.38	0.83	0.31
lengyel	0.97	0.97	0.81	0.65	0.94	0.94	0.84	0.95
szlovák	0.95	0.45	0.72	0.02	0.95	0.42	0.78	0.31
átlag, eu27	0.30	0.31	0.13	0.16	0.75	0.64	0.63	0.49
átlag, ea15	0.04	0.16	-0.13	-0.03	0.71	0.66	0.56	0.41

*2001-től áll rendelkezésre összehasonlítható adat

**Havi illetve negyedéves, szezonálisan igazított árszintváltozásra becsült AR(1) modell autoregresszív paraméterének értéke

A piaci szolgáltatás és az iparcikk inflációnak a ragadoosságát ugyancsak jellemzi az idősorok volatilitása. Ennek vizsgálatához az idősorokból kiszűrtük a trendet (HP filterrel), és így számítottuk ki a havi, illetve negyedéves változás szórását. A trendszűrés azért indokolt, mert az időszak legelején (1997) számos országban még jóval magasabb volt az infláció, mint az időszak végén (2009), így szűrés nélkül ebből az inflációs különbségből származna a szórás nagy része.³⁷ A teljes vizsgált időszakon (1997-2009) a magyar adatok alapján a piaci szolgáltatás valamivel volatilisabb, mint az iparcikk, viszont 2004-2008 között az iparcikkeknek több mint harmadával nagyobb a szórása, mint a piaci szolgáltatásoknak (9. táblázat). Nemzetközi összehasonlításban nem mondható robusztus állítás az infláció volatilitásának egymáshoz viszonyított nagyságáról a két szektorban, ugyanakkor az átlagos szórás (EU-27, illetve EA-15 csoportokra) nagyobb a piaci szolgáltatásoknál, mint az iparcikkeknél.

³⁷ Mindazonáltal a HP filterezés nélküli adatok alapján is minőségileg hasonló eredményeket kaptunk.

9. táblázat: Infláció volatilitása az egyes országokban**

Ország	Havi				Negyedéves			
	1997-2009		2004. jan. - 2008. jún.		1997-2009		2004 Q1 - 2008 Q2	
	traded	ntraded	traded	ntraded	traded	ntraded	traded	ntraded
magyar	1.6	1.7	1.8	1.4	1.1	1.4	1.4	1.1
cseh*	0.5	1.5	0.5	1.6	0.7	0.9	0.6	0.9
lengyel	0.9	0.8	1.0	1.0	0.8	0.7	0.9	0.8
szlovák	1.2	2.4	1.1	1.6	1.2	1.7	1.2	0.8
átlag, eu27	1.3	1.9	1.3	2.0	0.8	1.3	0.8	1.2
átlag, ea15	1.3	1.7	1.3	1.7	0.7	0.9	0.6	0.9

*2001-től áll rendelkezésre összehasonlítható adat

**HP-filterrel trend szűrt adatok alapján, havi illetve negyedéves, szezonálisan igazított árszintváltozás szórása, évesítve, százalékpontban

A dezaggregált adatok vizsgálata valamelyest eltérő képet fest a piaci szolgáltatások és az iparcikkek árainak rugalmasságáról. A CPI adatbázison (havonta gyűjtött, egyedi árfelírások különböző üzletekben) végzett elemzések azt mutatták, hogy a szektorok közül a nontraded szektor árai változnak a legritkábban. Ugyanakkor az iparcikkekhez képest nem jelentős az eltérés, valamint a termékek többsége egy év alatt ebben a szektorban is átárázódik. Bár ezek az eredmények alapvetően az árszint ragadozóságát mutatják meg, bizonyos árazási modellekben az infláció perzisztenciáját is meghatározzák.³⁸

10. táblázat: Az átárázás valószínűsége egy adott hónapban (százalék)

	Feldolgozatlan élelmiszer	Feldolgozott élelmiszer	Energia	Iparcikkek	Szolgáltatások	Összesen
at	37.5	15.5	72.3	8.4	7.1	15.4
be	31.5	19.1	81.6	5.9	3.0	17.6
de	25.2	8.9	91.4	5.4	4.3	13.5
es	50.9	17.7	-	6.1	4.6	13.3
fi	52.7	12.8	89.3	18.1	11.6	20.3
fr	24.7	20.3	76.9	18.0	7.4	20.9
it	19.3	9.4	61.6	5.8	4.6	10.0
lu	54.6	10.5	73.9	14.5	4.8	23.0
nl	30.8	17.3	72.6	14.2	7.9	16.2
pt	55.3	24.5	15.9	14.3	13.6	21.1
euro	28.3	13.7	78.0	9.2	5.6	15.1
hu	50.4	19.2	63.0	11.5	8.0	21.5

Forrás: Gábrriel-Reiff [2010] valamint Dhyne és szerzőtársai [2005]

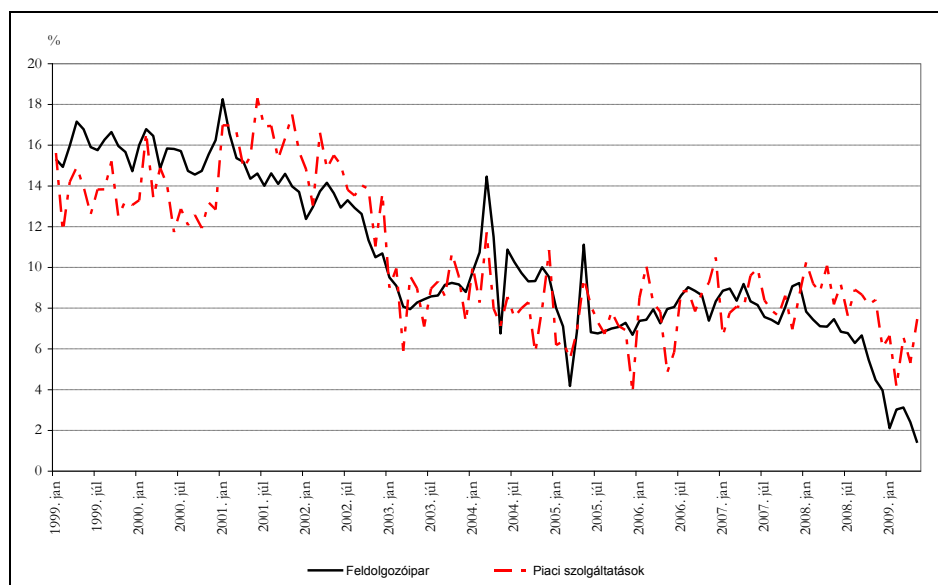
³⁸ Például a Calvo [1983] modellben, ha feltesszük, hogy a (log) nominális határkölség véletlen bolyongást követ, akkor az infláció autokorrelációja megegyezik az ár változatlanságának valószínűségével (ld. például Bils és Klenow [2004], 961. oldal)

4. 4. 2. Bérek perzisztenciája a feldolgozóiparban és a szolgáltató szektorban

Az infláció perzisztenciájának egyik oka lehet a bérek perzisztenciája. Ennek a szolgáltató szektorban nagyobb a jelentősége, mert itt a bérkiadások aránya kiemelkedően magas a költségeken belül. Az OECD adatai alapján a munka jövedelmi hányada a feldolgozóiparban 52, a piaci szolgáltatások esetében 71 százalék volt.

A béralkalmazkodás tekintetében a magyar munkaerőpiacot a szakirodalom általában viszonylag rugalmasnak tekinti. Az idősorokat makroszinten vizsgálva az egyes szektorok közt nem láthatóak jelentősebb eltérések, a nontraded és a traded szektor bérei nem csak perzisztencia tekintetében viselkedtek hasonlóan, de jellemzően szorosan együtt is mozogtak (eltekintve az utolsó, 2008-ban kezdődő időszakról).

23. ábra: Bérinfláció a feldolgozóiparban és a szolgáltató szektorban*



* A prémiumok megváltozott szezonálisától és a fehéredés hatásától szűrt, szezonálisan igazított adatok éves indexe

A beralakulást meghatározó tényezőket dezaggregált adatokon vizsgáló nemzetközi empirikus irodalom azt mutatja, hogy egy adott ország különböző szektorainak béralkalmazkodásában nincs számottevő eltérés. A béralkalmazkodásban

megfigyelhető különbségek jellemzően ország-specifikusak, és leginkább intézményi tényezőkre vezethetők vissza (pl. Dickens et al. [2007]).

A nontraded és a traded szektor béralakulását meghatározó főbb tényezők többségében Magyarországon sincs számottevő eltérés a két szektor között:

- Az intézményi tényezők közül elsőként említendő a *minimálbér-szabályozás*, ami Magyarországon talán a legjelentősebb gátja a bérek alkalmazkodásának. A szabályozás által érintettek száma a szolgáltató szektorban valamelyest magasabb, mint a feldolgozóiparban. A bértarifa-felmérés alapján 2006-ban a feldolgozóiparban teljes munkaidőben foglalkoztatottak 10,1, míg a piaci szolgáltató szektorban foglalkoztatottak 15 százalékának a havi átlagos keresete esett a minimálbér közvetlen közelébe.
- A *szakszervezeti lefedettség* mindkét szektorban alacsony. A béralku mind a feldolgozóiparban, mind a piaci szolgáltatások körében leginkább a vállalati szinten történik, ami szintén elősegíti az egyedi sokkokhoz való alkalmazkodást.
- Nincs számottevő eltérés az egyes szektorok közt a sokkokhoz való rövidtávú alkalmazkodást megkönnyítő *rugalmas bérkomponenseknek* az összes bérhez viszonyított arányában sem. A bértarifa adatbázis szerint 2006-ban a feldolgozóiparban a teljes bérköltség 6,9, míg a piaci szolgáltatások esetében 5,8 százalékát tették ki a prémiumok és jutalmak.
- Hasonló a *bérezés gyakorisága* is. A kérdőíves felmérések³⁹ tanúsága szerint a feldolgozóiparban a foglalkoztatottak 51, míg a szolgáltató ágazatban 44 százalékának munkáltatója állította, hogy évente emeli a béreket.
- Megkönnyítheti a béralkalmazkodást az is, ha valamelyik szektorban nagy a *fluktuáció*. Empirikus tapasztalatok azt mutatják, hogy az új belépők bérének meghatározása jelentős alkalmazkodási lehetőség a vállalatok számára. Ugyanakkor ezen a téren sem mutatható ki igazán jelentős eltérés a

³⁹ Az EKB Wage Dynamics Network projektéhez kapcsolódva az MNB 2006-ban indított el egy kérdőíves felmérést a béralkalmazkodás rugalmasságáról a vállalati szektorban.

feldolgozóipar és a piaci szolgáltatások közt: a kérdőíves felmérések szerint a feldolgozóiparban a munkavállalók 28, míg a piaci szolgáltatások esetében 31 százalékát tette ki az elmúlt évben érkezők és távozók összege.

A leíró statisztikák összességében azt mutatják, hogy a magyar feldolgozóipar és a szolgáltató szektor inflációja nem tekinthető nemzetközi összehasonlításban kiugróan perzisztensnek. A traded és a nontraded szektort összehasonlítva egyik sem tűnik a másiknál számottevően rugalmatlanabbnak, a nontraded szektorban valamelyest rugalmatlanabb árazásra főként a dezaggregált adatok utalnak. A szektorális összehasonlításban viszonylag rugalmatlan árazást magyarázhatja, hogy a szolgáltató szektorban nagy a munkaköltségek súlya. Mivel a bérinfláció perzisztenciája viszonylag nagy, így ez a nontraded szektor inflációját is perzisztensebbé teheti. Magyarországon azonban nemzetközi összehasonlításban a bérek a traded és a nontraded szektorban is rugalmasak, így ez nem vezethet túlzottan perzisztens inflációhoz.

4. 5. Dezinflációs időszakok jellegzetességei a régióban

A szektorok áralkalmazkodásában potenciálisan meglévő aszimmetriák jobban megmutatkozhatnak azokban az időszakokban, amikor a gazdaságot az átlagosnál nagyobb sokkok érik. Az alábbiakban négy, a régióban lezajlott dezinflációs időszakot ismertetünk, és ezekben az időszakokban mutatjuk be a traded és a nontraded infláció alakulását.⁴⁰ Ezek a tanulságok segíthetik a két szektort jellemző árdinamika megértését, mivel a magyar gazdasághoz a leginkább hasonló országokat vizsgáltunk.

⁴⁰ Az inflációs adatok az Eurostat adatbázisából, a GDP és árfolyam adatok az IFS adatbázisból származnak.

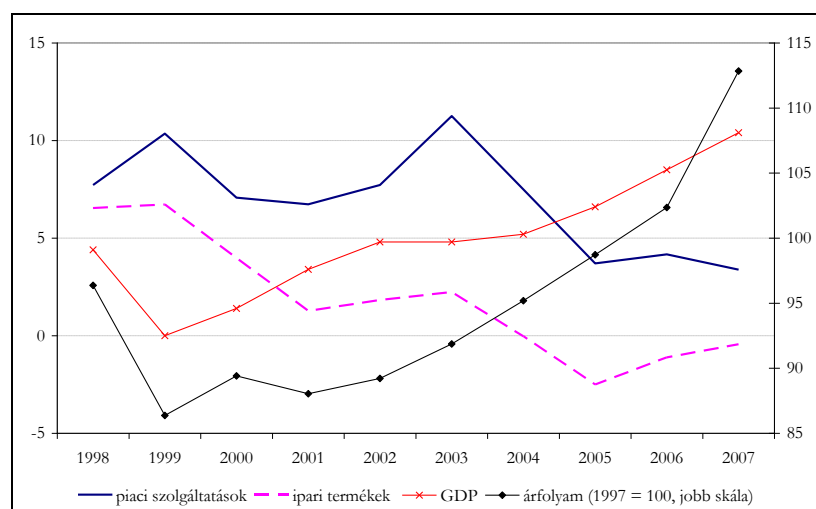
Szlovákia 1999-2000

1999-ben Szlovákiában a gazdaság bővülése jelentősen lassult, és a munkanélküliség számottevően emelkedett. A lassulás alapvetően a külső kereslet visszaesésének volt köszönhető, amit a 1998-as kormányváltás előtt a belső kereslet élénkítésével próbált a fiskális politika ellensúlyozni. A választások után azonban a gazdaságpolitika megváltozott. A belső keresletet nem élénkítették tovább, aminek következtében a GDP bővülése 1999-ben elérte a mélypontját. Ugyanebben az évben az árfolyam is erősödött, és a kétféle sokkhatás eredményeként az ipari termékek és a piaci szolgáltatások inflációja egy évig hasonló mértékben csökkent, két évvel később azonban a piaci szolgáltatások dezinflációjának üteme lelassult.

Szlovákia 2001-2005

A 2003-ban bekövetkezett dezinfláció nem járt együtt recesszióval, hanem egy árfolyam által vezérelt dezinflációs folyamatot figyelhetünk meg. Az árfolyam szinte folyamatosan erősödött, aminek hatására az ipari termékek inflációja számottevően csökkent. A piaci szolgáltatások inflációja egy ideig elszakadt az ipari termékek inflációjától, de 2004-től kezdve látványosan csökkent.

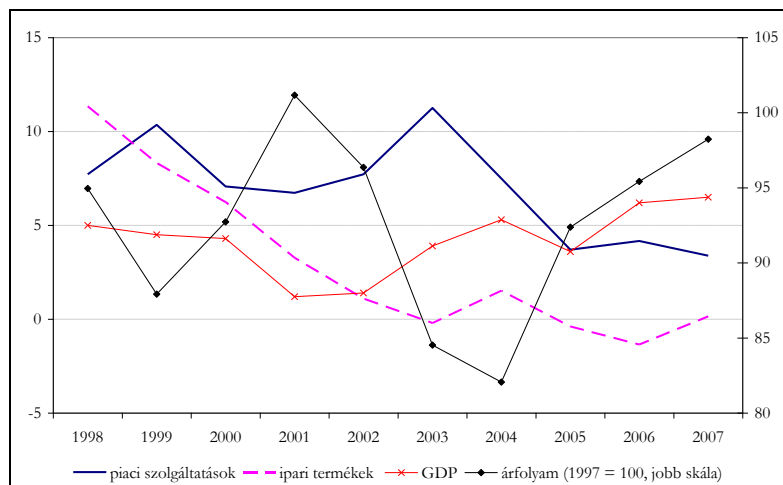
24. ábra: A traded, nontraded infláció, a GDP és az árfolyam alakulása Szlovákiában (százalékos év/év változás, illetve 1997-hez viszonyított szint)



Lengyelország 1999-2001

Lengyelországot 1999 előtt tartósan magas infláció jellemezte. Az 1998-as Orosz válság majd az ezredfordulón megfigyelhető uniós dekonjunktúra folyamatosan csökkentette az ország exportját. A lanya külső kereslet mellett a jegybank 1999 végétől arra törekedett, hogy magas kamatokkal a belső keresletet is csökkentse, aminek köszönhetően a GDP növekedése számottevően visszaesett. Az árfolyam 1999 és 2001 között jelentősen erősödött, ami a traded infláció gyors mérséklődéséhez vezetett. A piaci szolgáltatások inflációja ugyancsak csökkent, de a csökkenés mértéke elmaradt a traded szektorban tapasztalttól.

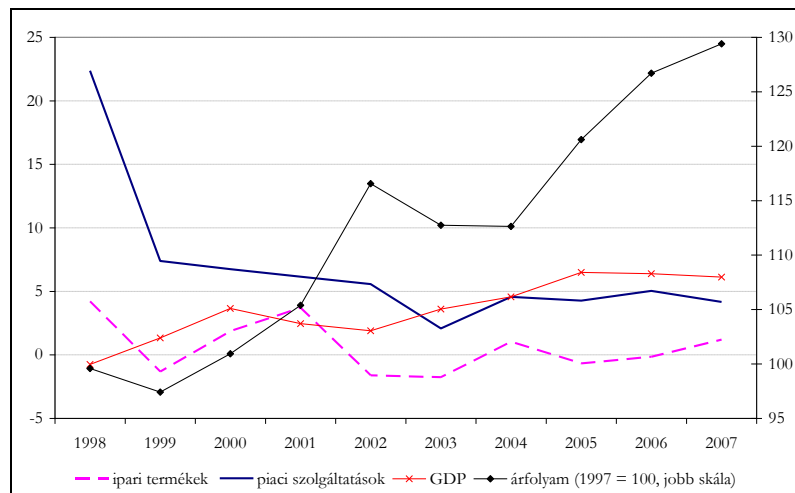
25. ábra: A traded, nontraded infláció, a GDP és az árfolyam alakulása Lengyelországban
(százalékos év/év változás, illetve 1997-hez viszonyított szint)



Csehország 2001-2003

Csehországban az árfolyam már 2001 előtt is erősödött. 2002-ben egy újabb jelentős felértékelődés történt, ami a traded inflációt jelentősen mérsékelte. A nontraded infláció csökkenése kis késéssel követte a traded infláció alakulását. Ugyan a jegybank szigorú monetáris kondíciókat tartott fenn ebben a periódusban, azonban a belső keresletben nem volt visszaesés, így a nontraded infláció csökkenésében keresleti tényezőknek nem volt jelentősebb szerepe.

**26. ábra: A traded, nontraded infláció, a GDP és az árfolyam alakulása
Csehországban
(százalékos év/év változás, illetve 1997-hez viszonyított szint)**



A regionális dezinflációs tapasztalatok összességében azt mutatják, hogy az inflációs perzisztencia számottevően nem tért el egymástól a traded és nontraded szektorban. Azonban amikor a dezinflációban jelentős szerep jutott az árfolyam erősödésének, akkor a nontraded infláció jellemzően csak késve követte a traded infláció csökkenését.

4. 6. A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának dekompozíciója

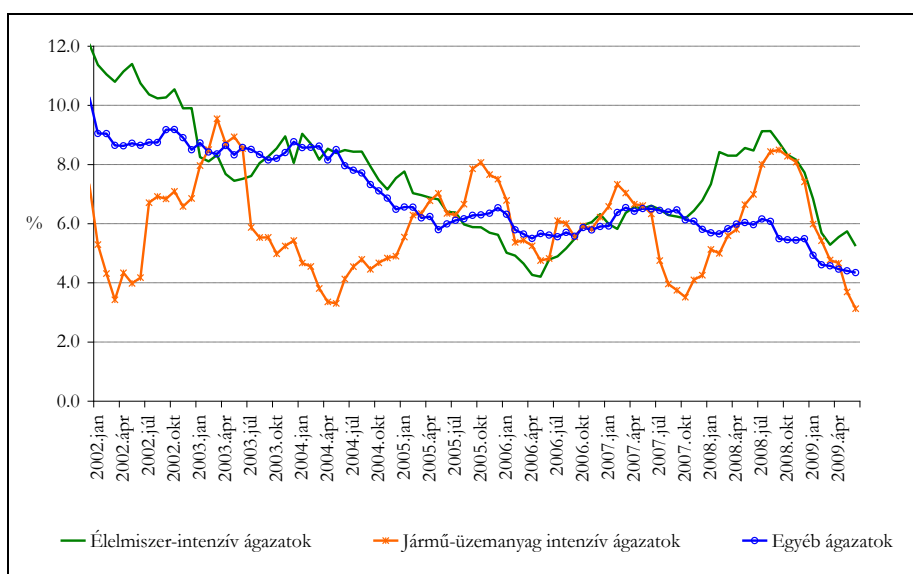
Az eddigiekben áttekintett leíró statisztikák azt mutatják, hogy sem a hazai szolgáltató szektornak sem a feldolgozóiparnak nincsenek olyan sajátosságai, amelyek az áralkalmazkodás túlzott perzisztenciáját indokolnák. Nemzetközi összehasonlításban is azt láttuk, hogy a hazai piaci szolgáltatások és iparcikk infláció statisztikai jellemzői hosszabb időszakot tekintve nem tér el jelentősen a többi országra jellemzőtől. Ennek ugyanakkor ellentmond, hogy a Magyarországon a piaci szolgáltatások inflációja egy hosszabb időszakon keresztül – 2004-től 2008 közepéig – meglepő stabilitást mutatott. Az alábbiakban amellet érvelünk, hogy a megfigyelt stabilitás annak köszönhető, hogy a szektort érő sokkok épp ellentétesen hatottak. Ennek alátámasztására a szektorális inflációs idősorokat többféleképpen is

dekomponáljuk. Először a piaci szolgáltatások és az iparcikkek kategóriákba tartozó tételeket bontjuk további alkategóriákra. Ezután az inflációs előrejelzés során használt költségalapú modell⁴¹ segítségével dekomponáljuk, hogy az inflációt meghatározó főbb tényezők hogyan hatottak a piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjára. Végül főkomponens elemzéssel vizsgáljuk, hogy a piaci szolgáltatások és az iparcikkek mennyire tekinthetők homogén kategóriáknak, valamint, hogy milyen tényezők játszanak fontos szerepet a szektorális inflációk alakulásában.

4. 6. 1. Résztételek csoportosítása

A piaci szolgáltatásokhoz tartozó CPI tételek egy kézenfekvő csoportosítása, amikor olaj-intenzív (taxi, teherszállítás), élelmiszer-intenzív (éttermi étkezés, munkahelyi étkezés, büféáruk, eszpresszókávé) és „egyéb” csoportba soroljuk őket, a tételek tartalma alapján.⁴² Az éves indexeket ábrázolva (27. ábra) látható, hogy 2004 és 2008 közepe között az élelmiszer- és olaj-intenzív infláció számottevően ingadozott. Ugyanakkor az „egyéb” kategória – a legtöbb tétel ebbe a kategóriába tartozik a piaci szolgáltatáson belül – inflációja lényegében változatlan maradt, 6 százalékos szinten stabilizálódott.⁴³

27. ábra: Termékkategóriák inflációja a nontraded szektorban



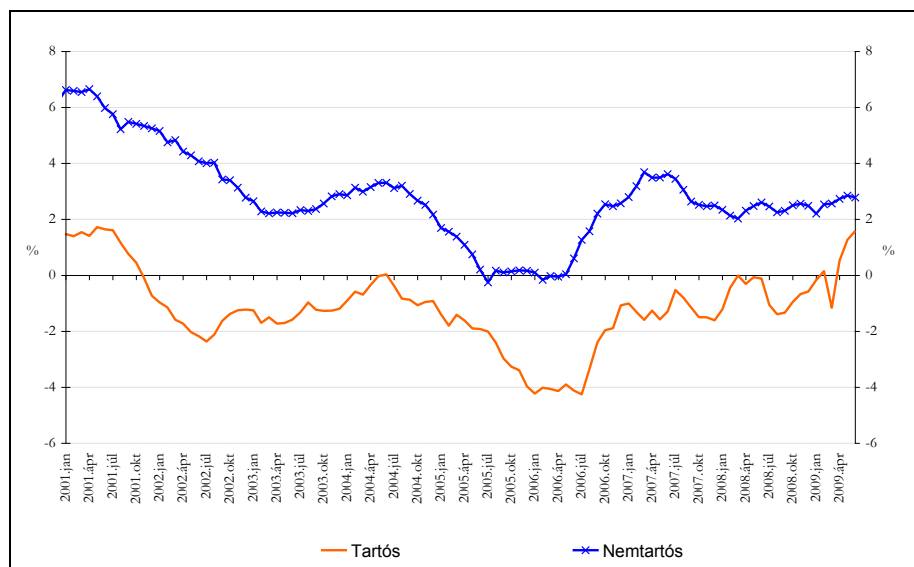
⁴¹ A modellt részletesen ismerteti Várpalotai [2003].

⁴² Az egészségügyi szolgáltatást elhagytuk, mivel a vizitdíj jelentős hatást gyakorolt a tételre.

⁴³ Az áfa-változtatás hatásával korrigáltuk az idősorokat.

Az iparcikkakat hagyományosan tartós és nemtartós kategóriákba szokás sorolni. Látható, hogy az iparcikk infláció dinamikájának megértésében ez a csoportosítás nem sokat segít, mivel a két alkategória inflációja erősen korrelál. Ugyanakkor figyelemre méltó a két alkategória ennyire erős együttmozgása, valamint hogy az inflációs különbség hosszútávon is stabilnak bizonyult. Mivel a tartós cikkek erősebben részt vesznek a nemzetközi kereskedelemben, mint a nemtartós cikkek, ezért ez a jelenség a Balassa-Samuelson hatás megjelenésének is tekinthető.

28. ábra: Termékkategóriák inflációja a traded szektorban



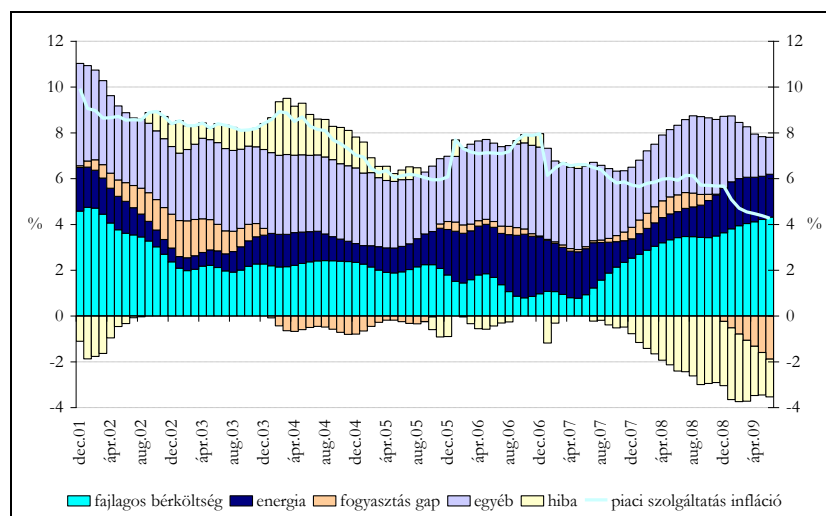
4. 6. 2. A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának felbontása költségalapú modell segítségével

A piaci szolgáltatások és az iparcikk infláció dekompozícióját a költségalapú inflációs előrejelző modellünk segítségével is megvizsgáltuk. A piaci szolgáltatások inflációját a különböző költségfaktorok inflációs hatása szerint bontottuk fel (29. ábra). Az ábrán az egyes faktorok inflációhoz való hozzájárulása látható százalékpontban (összegük minden esetben a szektorális inflációt adja). Értelmezésükhöz a sávok szélességét érdemes tekinteni, a sávok széleinek időbeli

változása viszont nem hordoz információt, mivel ez egyrészt a többi faktortól is függ, másrészt attól is, hogy az ábrán milyen sorrendben rendeztük el a különböző költségfaktorokat. A költségfaktorok közül érdemes kiemelni a fajlagos bérköltséget és a vállalatok energia költségét. Látható, hogy a két faktor hozzájárulása a piaci szolgáltatások inflációjához időben számottevően változott. A fajlagos bérköltség hatása például 2005 elejétől 2006 végéig csökkent, majd onnantól kezdve nőtt, míg az energia hatása 2005-2006 során egyre nőtt, aztán 2007 végéig csökkent, majd onnantól kezdve megint növekedett. A modell felbontása alapján azt mondhatjuk, hogy az egyes faktorok pont úgy alakultak, hogy bár külön-külön hatásuk időben változott, együttes hatásuk mégis egy 6 százalék körüli szinten stabilizálódó piaci szolgáltatás inflációt eredményezett. Ugyanakkor az is igaz, hogy a modell által nem magyarázott infláció is jelentős és részben ez ellensúlyozta a többi tétel hatását. 2007-től kezdve ez a tétel folyamatosan negatív volt, ami valószínűleg arra utal, hogy a modell nem képes teljes mértékben megragadni a dekonjunktúra árákra gyakorolt hatását. 2009 közepén például a többi faktor együttesen körülbelül 1,5 százalékponttal magasabb piaci szolgáltatás inflációt eredményezett volna, mint ami ténylegesen megvalósult.⁴⁴

⁴⁴ A modell hibájának 2007 legelején jelentkező hirtelen, negatív irányú megugrása nagyrészt bázishatás, amely mögött a 2006 eleji pozitív kiugrás van. Ezt a 2006. januári ÁFA csökkentés okozza, mert a vállalatok az ÁFA kulcs változáshoz képest kisebb mértékben csökkentették áraikat, ami így a nettó árák megugrását jelenti. Ezt az ugrást a modell teljes egészében nem tudta megmagyarázni, így az a hibában csapódott le.

29. ábra: Piaci szolgáltatás infláció felbontása*

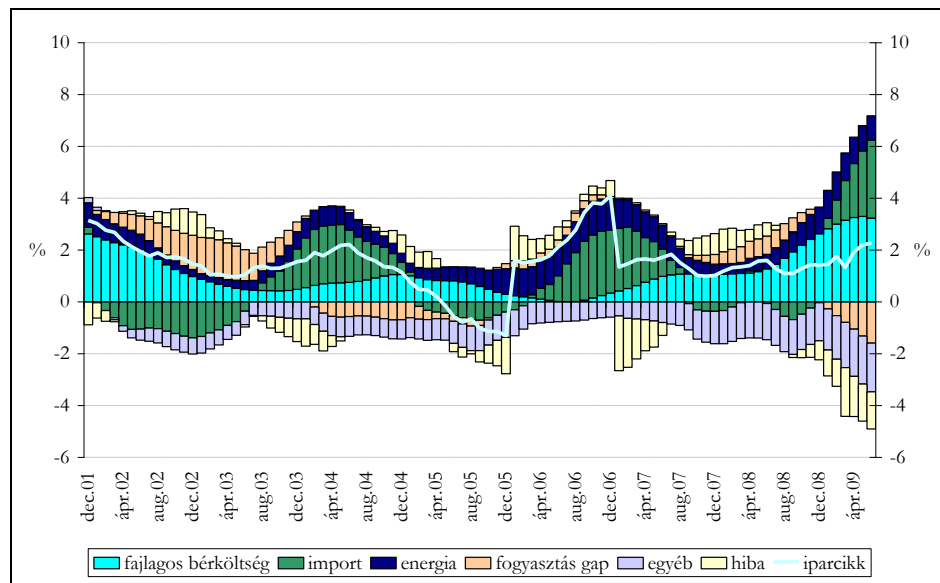


*Technikai ÁFA-hatástól szűrt, szezonálisan igazított adatokból számolt éves változás alapján

Az iparcikk inflációt is felbontottuk, hogy a piaci szolgáltatás eredményekkel összehasonlítsuk (30. ábra). Látható, hogy az inflációt meghatározó tényezők közül a fajlagos bérköltség és az energia költségek mellett ennél a termékcsoporthoz az importált inflációnak is fontos szerepe van.⁴⁵ A két termékcsoporthoz felbontását összehasonlítva megállapíthatjuk, hogy ugyan a költségtényezők hatása különbözik, de a költségfaktorok hatásának volatilitása mindkét termékcsoporthoz jelentős.

⁴⁵ A modellezett időszakban az „egyéb” tételnek számottevő negatív hatása volt. Ez alapvetően visszavezethető néhány tartós iparcikk (például televízió) esetében megfigyelhető trendszerű, a költségfaktorok által nem magyarázott árcsökkenésre.

30. ábra: Iparcikk infláció felbontása*



*Technikai ÁFA-hatástól szűrt, szezonálisan igazított adatokból számolt éves változás alapján

4. 6. 3. A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának elemzése főkomponensekkel

A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának elemzéséhez egy másik eszköz az ún. főkomponens-analízis. A módszer lényege, hogy pusztán statisztikai eszközökkel megkeresi azokat a „komponenseket”, amelyek a lehető legnagyobb varianciát magyarázzák a résztételek idősoraiból. Szerencsés esetben a komponensek közül néhány utólag beazonosítható, vagyis időbeli lefutásuk alapján felismerhetünk bennük a közgazdasági intuíciónak megfelelő történeteket. A módszer előnyei a következő pontokban foglalható össze:

- Nem tesz semmilyen elméleti restriktiót az egyes komponensek és a vizsgált tételek kapcsolatára, ezért ha közgazdaságilag értelmezhető eredményeket kapunk, az ténylegesen az adatból jön, és nem a felhasznált modellkeretből, feltevésekből.
- Jól kezeli az outlier elemeket, azok a legfontosabb komponensekben egyáltalán nem jelennek meg.

- Természetes klaszterek azonosíthatók aszerint, hogy mely tételek mely komponensekkel korrelálnak jól.

A hátrányok pedig:

- Nem kezeli a dinamikus összefüggéseket, késleltetéseket a komponensek és a tételek között.
- Az egyes komponensek függetlenek egymástól, ezért pl. ha azt gondoljuk, hogy két fontos magyarázóváltozó van, amelyek valamelyest egymással is korrelálnak, a főkomponens-elemzés ezeknek valamilyen merőleges kombinációját fogja megtalálni, ami nehezíti a komponensek értelmezését.⁴⁶
- Mivel nincs mögötte elmélet, gyakran értelmezhetetlen eredményeket ad.
- Előrejelzésre nem alkalmas.

Az elemzéshez a piaci szolgáltatások 26 alcsoportjának, valamint az iparcikkek 48 alcsoportjának év/év inflációját használtuk.

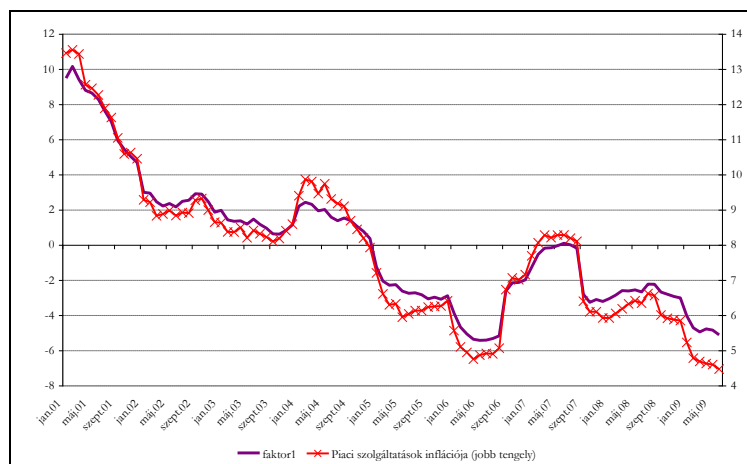
Piaci szolgáltatások

A piaci szolgáltatások kategóriába tartozó tételek inflációjának varianciáját 53%-ban magyarázza az első főkomponens.⁴⁷ Gyakorlatilag mindegyik tétel pozitívan és erősen korrelál vele. Emiatt az első főkomponenst kézenfekvő valamiféle mögöttes („underlying”) inflációs folyamatként tekinteni. A piaci szolgáltatások kategória aggregált inflációjával összevetve látható, hogy az első főkomponens jól ragadja meg a kategóriára jellemző átlagos inflációs dinamikát.

⁴⁶ Természetesen léteznek nem ortogonális forgató eljárások, amelyekkel ez a probléma orvosolható, azonban ez már átvezet a faktoranalízis területére.

⁴⁷ A főkomponens-elemzés és a varianciafelbontás nem veszi figyelembe, hogy az aggregált idősorban az egyes tételeknek eltérő a súlya. Ennek előnye, hogy nem pusztán a legnagyobb súlyú tételekkel magyarázza az aggregátumot. Hátrány, hogy az aggregátum szintjén a komponensek fontossági sorrendje esetleg eltérő lehet.

31. ábra: A piaci szolgáltatások kategória első főkomponense és a piaci szolgáltatások inflációja^{48, 49}

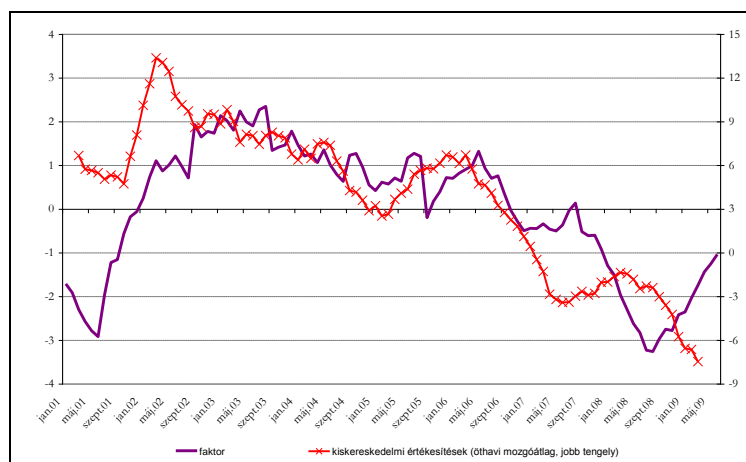


A többi, jelentősebb magyarázó erővel bíró főkomponensre az a jellemző, hogy az időszak során számottevően ingadoztak, valamint a tételek mintegy felénél pozitívan, a másik felénél negatívan korrelálnak az infláció alakulásával. Ez utóbbi azt jelenti, hogy ezek a komponensek alapvetően a részletek inflációs dinamikájának eltéréseit magyarázzák. Külön említést érdemel a harmadik legfontosabb komponens, ami az összvariancia 8%-át okozza. A kiskereskedelmi értékesítésekkel korrelál, így az aggregált kereslet hatását mutathatja a szolgáltatásokra. 2008 végétől a kiskereskedelmi értékesítések látványos visszaesése nem tükröződött a főkomponensben. Ezt magyarázhatja, hogy ebben az időszakban jelentősen felgyorsult a létszámalkalmazkodás a szolgáltató szektorban, így az értékesítések visszaesésének a szolgáltatásokra gyakorolt hatása a szokásosnál kisebb lehetett.

⁴⁸ Az egyes termékek inflációs idősorából az áfa-változás tényleges hatása csak nagyon pontatlanul szűrhető ki, így a főkomponens elemzésnél nem korrigáltunk az indirekt adó változtatásának hatásával. Emiatt az itt bemutatott piaci szolgáltatás infláció idősor is jóval volatilisabb, mint a korábban bemutatott, a valós inflációs tendenciákat jobban visszaadó, az adóváltoztatások hatásával korrigált index.

⁴⁹ A bemutatott ábrákon a főkomponensek esetében az y-tengely skálázásának gyakran nincs jelentősége, az ábrák elsősorban az együttmozgásokat hivatottak illusztrálni. A becsült főkomponenseknek ugyanis nincs természetes mértékegységük.

32. ábra: A piaci szolgáltatások kategória harmadik főkomponense és a kiskereskedelmi értékesítések



A főkomponens és a konjunktúraciklus közötti feltételezett kapcsolatot ugyancsak megerősíti, hogy a főkomponens olyan termékekkel korrelál pozitívan, amelyek érzékenyek a kereslet változására. A főkomponens az oktatási szolgáltatás, valamint a színház és hangverseny tételek inflációjával korrelál a legerősebben. A piaci szolgáltatások között relatíve kevésbé reagálnak a konjunktúraciklus változására a teherszállítás és a tankönyv.

11. táblázat: A keresletre leginkább és legkevésbé érzékeny tételek*

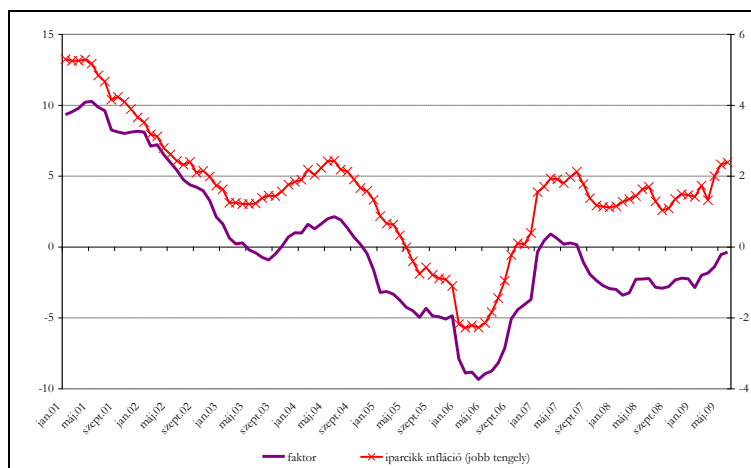
A legkevésbé keresletérzékeny tételek		A leginkább keresletérzékeny tételek	
Teherszállítás	-0.38	Oktatási szolgáltatás	0.46
Tankönyv	-0.36	Színház, hangverseny	0.29
Büféárak	-0.24	Könyv	0.23
Lakásjavítás, karbantartás	-0.18	Üdülés belföldön	0.22

* A tételek melletti értékek a tételekhez tartozó loading-okat mutatják. A pozitív értékek relatíve nagyobb, a negatív értékek relatíve kisebb keresletérzékenységet jeleznek.

Iparcikk

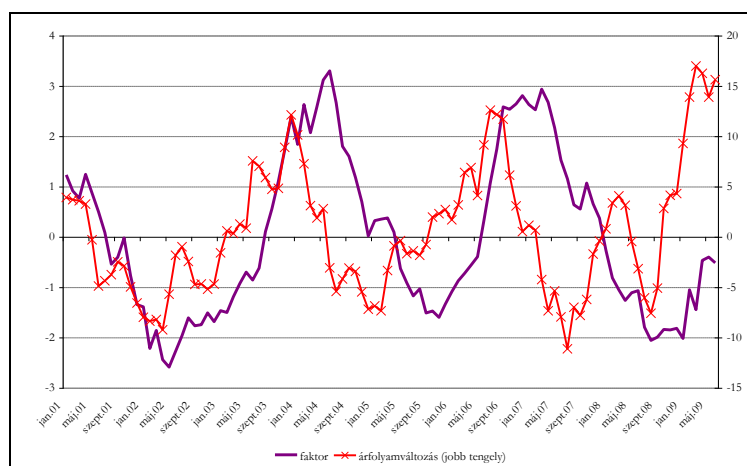
Az iparcikk esetében az első főkomponens az összvariancia 49 százalékát magyarázza. Akárcsak a piaci szolgáltatások esetében, az iparcikkéknél is igaz, hogy a legtöbb tétel erősen és pozitívan korrelál az első főkomponenssel. Az első főkomponens tehát ebben az esetben is egy a kategóriára jellemző, átlagos inflációs tendenciaként értelmezhető.

33. ábra: Az iparcikk kategória első főkomponense és az iparcikkek inflációjá



A többi fontosabb főkomponensről az iparcikkekénél is elmondható, hogy elsősorban a résztételek inflációjában megmutatkozó heterogenitást magyarázzák, és időben volatilisén alakultak. Az iparcikkek estében a negyedik főkomponenst lehet makrogazdasági változóval társítani. A komponens a variancia 5 százalékát magyarázza, és a forint árfolyamváltozásával mozog szorosan együtt. Az is megfigyelhető, hogy az árfolyamváltozás hatása néhány negyedéves késéssel mutatkozik meg az árakban.

**34. ábra: Az iparcikk kategória harmadik főkomponense és a forint árfolyamának éves változása
(százalék, a pozitív értékek gyengülést jeleznek)**



Az iparcikkek között az új személygépkocsi, a járműalkatrészek és egyes ruházati cikkek tekinthetők a leginkább árfolyamérzékenyek. A forint árfolyamának változására kevésbé reagáló árú termékek közé tartoznak a fényképezőgép, óra, hangszer, a tea és a porszívó, varrógép tételek.

12. táblázat: Az árfolyam változására leginkább és legkevésbé érzékeny tételek*

A legkevésbé árfolyamérzékeny tételek		A leginkább árfolyamérzékeny tételek	
Fényképezőgép, óra, hangszer	-0.32	Személygépkocsi (új)	0.44
Tea	-0.28	Járműalkatrész	0.33
Porszívógép, varrógép	-0.20	Női lábbeli	0.18
Szobabútor	-0.19	Női felsőruházat	0.17

* A tételek melletti értékek a tételekhez tartozó loading-okat mutatják. A pozitív értékek relatíve nagyobb, a negatív értékek relatíve kisebb árfolyamérzékenységet jeleznek.

A főkomponens-elemzés alapján azt mondhatjuk, hogy a piaci szolgáltatások valamelyest homogénebb kategóriának tekinthetők, mint az iparcikkek. Az eltérés azonban nem számottevő, az első főkomponens mindkét kategóriában nagyjából a variancia felét magyarázza. Mindkét szektor esetében vannak olyan tényezők, melyek eltérően hatottak az egyes részletek áralakulására, így a tételek inflációs dinamikája mindkét szektorban jelentősen szóródik. A szolgáltatások esetében a kereslet, az iparcikkekénél pedig az árfolyam hatását sikerült kimutatnunk. A részletek inflációját magyarázó főkomponensek többsége a vizsgált időszakban számottevően ingadozott, emiatt aggregált szinten sem valószínűsíthető túlzott perzisztencia.

4. 7. Összefoglalás

A fejezetben bemutattuk a piaci szolgáltatások és a feldolgozóipari infláció dinamikájának főbb jellemezőit. Nemzetközi összehasonlításban a szektorokra jellemző inflációs perzisztencia hasonló az uniós országokban tapasztaltnak. A két hazai szektort összehasonlítva azt találtuk, hogy az árazás és a bérezés főbb jellemzői hasonlóak, és ennek megfelelően hosszabb időszakot tekintve az inflációs perzisztenciában sem láttunk eltérést. A piaci szolgáltatások inflációja 2004 és 2008 közepe között ugyan szokatlanul stabil volt, de ez nem magyarázható szektor specifikus jellegzetességekkel. A piaci szolgáltatások inflációjának felbontása azt mutatja, hogy a nontraded szektor inflációjára ható tényezők egyenként ebben az időszakban is jelentős ingadozást vittek volna a nontraded infláció alakulásába. Így a piaci szolgáltatások áralakulását nem tudjuk mással magyarázni, mint hogy a

sokkok pont olyan ütemben jelentkeztek, hogy együttesen stabil inflációt eredményeztek.⁵⁰

⁵⁰ Ezt az állítást az is alátámasztja, hogy a fejezetben már nem vizsgált időszakban, a válság 2008. végi kitörését követően a piaci szolgáltatások inflációja gyorsan csökkent, és 2011-ben már 2-2,5 százalék körül alakult. Ez arra utal, hogy nagyon erős perzisztencia a piaci szolgáltatások inflációját korábban sem jellemezhetette.

5. Inflációs trendmutatók⁵¹

Az infláció figyelése, értékelése, előrejelzése az aktuális gazdasági folyamatokat követő gazdasági elemzők számára fontos feladat, míg a jegybankok számára központi jelentőségű. Éppen ezért lényeges az aktuális inflációs folyamatokról egy robosztus kép kialakítása, olyan mutatók figyelemmel kísérése, amelyek képesek az inflációs trend bemutatására.

A probléma alapvetően az, hogy az infláció hó/hó típusú indexe rendkívül volatilis, míg a jóval simább év/év index késleltetetten mutatja az aktuális folyamatokat. Ezért szükség van az infláció – különböző módszerekkel történő – szűrésére, ami a rövidbázisú indexek volatilitását csökkenti.

A fejezet fő célkitűzései:

- (a) magyar adatokon a trendmutatók olyan átfogó vizsgálata, ami igazodik a nemzetközi gyakorlathoz (szezonálisan igazított, rövidbázisú indexek használata),
- (b) dinamikus faktor modell használata trendmutató konstruálására magyar adatokon,
- (c) a szezonális kiigazításból eredő revízió explicit figyelembe vétele a mutatók értékelésekor, amely tudomásunk szerint nemzetközi összevetésben is újdonságnak számít.

A fejezet konklúziója, hogy lehetséges olyan inflációs trendmutatót konstruálni, amely kedvezőbb tulajdonságokkal rendelkezik, mint a hagyományosan használt maginflációs mutató.

5. 1. Bevezetés

Az infláció az egyik legfontosabb makrogazdasági változó, így alakulásának értékelése és előrejelzése a gazdasági elemzők és a jegybankok számára is nagy

⁵¹ A fejezet Bauer [2011] cikken alapul.

jelentőségű. Különösen így van ez azon jegybankok esetében – mint a magyar – amelyek monetáris politikájukat úgy folytatják, hogy az infláció hosszabb távon egy kitűzött inflációs célt érjen el. Éppen ezért fontos az aktuális inflációs folyamatokról egy robusztus kép kialakítása, azon mutatók figyelemmel kísérése, amelyek képesek az inflációs trend („underlying inflation”) bemutatására, és az inflációs előrejelzés támogatására.

Egy ilyen trendinflációs mutató iránti igény nem csak előrejelzői, hanem monetáris politikai szempontból is indokolható. A monetáris politika döntéseinél ugyanis legtöbbször nem egyszerűen a szokásos aggregált fogyasztóiár-indexet veszi figyelembe⁵². A fogyasztóiár-index ugyanis gyakran mutat olyan rövidtávú, átmeneti ingadozást, amelyre a monetáris politikának általában nem kell reagálnia, egyrészt, mert valószínűleg csupán relatív árváltozást tükröz, ami ha nem épül be az inflációs várakozásokba, akkor hosszútávon már nem befolyásolja az aggregált inflációt. Másrészt mivel a monetáris politika csak több negyedéves késleltetéssel képes hatni az inflációra, ezért egy – előre nem látható – átmeneti sokkra való reakció elkésett lenne. Az átmeneti sokkok egy speciális típusa az indirekt adók (áfa, jövedéki adó) változása. Ezek közül az áfa-kulcs változása termékek széles körét érintheti, így nem csak relatív árváltozást okozhat, ugyanakkor elmondható, hogy az indirekt adó változások közvetlen inflációs hatása a gazdasági szereplők számára is közismerten átmeneti. Ez más, később átmenetinek bizonyuló sokk esetében *ex ante* nem ennyire nyilvánvaló. Így kisebb az esélye annak, hogy ezek a sokkok beépülnek a várakozásokba.⁵³ A fenti érvelés alátámasztja, hogy az átmeneti sokkokat, speciálisan az indirekt adóváltozások közvetlen hatását érdemes kiszűrni a fogyasztóiár-indexből.

Hogy milyen inflációs trendmutató a legmegfelelőbb, azt alapvetően meghatározza, hogy milyen célra szeretnénk ilyen mutatót használni. Ahogy Ferenczi-Valkovszky-Vincze [2000] is érvel, nagyon valószínű, hogy különböző célokra különböző trendinflációs mutatók lehetnek megfelelőek. Jelen dolgozatban a fő cél az, hogy az

⁵² Arról, hogy milyen célváltozót kell meghatározni, ld. Freedman–Laxton [2009].

⁵³ Amennyiben a bérezés mechanikusan az előző évi inflációhoz kötődik, akkor egy áfa-változás – egy ár-bér spirál beindításával – tartósan is befolyásolhatja az inflációt. A felmérések azt mutatják, hogy Magyarországon jelenleg kicsi az ilyen módon bérező vállalatoknak az aránya (Kézdi-Kónya [2009]).

egyedi, nagy valószínűség szerint átmeneti sokkok volatilitást növelő hatását, – amely nemcsak az előrejelzés szempontjából, de a monetáris politikai döntéshozatalban is zavaró, – *szisztematikusan* szűrjük ki a fogyasztóiár-indexből, és ne eseti, szubjektív döntések határozzák meg, hogy milyen sokkoktól tisztítjuk meg az inflációs idősort. Az így kapott idősor alapvető felhasználási célja, hogy az aktuális inflációs helyzetértékelést segítse, ami egyfelől az előrejelzéseket, másfelől a monetáris politikai döntéshozatalt támogatja. Amennyiben a monetáris politika támaszkodik egy ilyen idősorra döntései során, úgy az idősor kommunikációs célra is használható, és ilyen módon a várakozások alakítására is alkalmas.

A fenti elvárások részben meg is határozzák, hogy milyen tulajdonságokkal kell rendelkezzen egy ideális trendinflációs mutató. Az átmeneti sokkok szűrése összekapcsolódik a kevésbé volatilis, sima idősor követelményével: azt gondoljuk, hogy a szűrendő sokkok nélkül az idősor kevésbé volatilis, illetve a simább trendmutató kívánatosabb, mint a kevésbé sima.⁵⁴ Az előrejelzés támogatásának igénye, illetve az a tény, hogy a monetáris politika hatása késleltetett, alátámasztja azt a kritériumot, hogy a trendmutató előretekintő legyen, azaz a fordulópontokat ne csak visszamenőlegesen mutassa. A trendmutató alapján szükségképpen *valós időben* történik az inflációs helyzetértékelés, azaz nem kívánatos, ha később visszamenőlegesen megváltozik a mutató, és így a korábbi helyzetértékelés hibásnak bizonyul. Azaz azt szeretnénk, ha a mutatót minél kisebb revízió érintené.

A szokásos, Központi Statisztikai Hivatal (KSH) által összeállított, aggregált infláció nem felel meg a fenti követelményeknek. A hó/hó index (azaz az előző hónaphoz viszonyított index) bár mutatja az aktuális inflációs helyzetet, rendkívül volatilis. Az infláció év/év indexe (azaz az előző év azonos hónapjához viszonyított index) pedig bár jóval simább, mint a hó/hó index, késleltetéssel mutatja az aktuális inflációs helyzetet, hiszen úgy is gondolhatunk rá, mint a hó/hó indexek egy olyan lényegében centrális mozgó összegére, ami 6 hónappal késleltetve van⁵⁵. Emiatt az

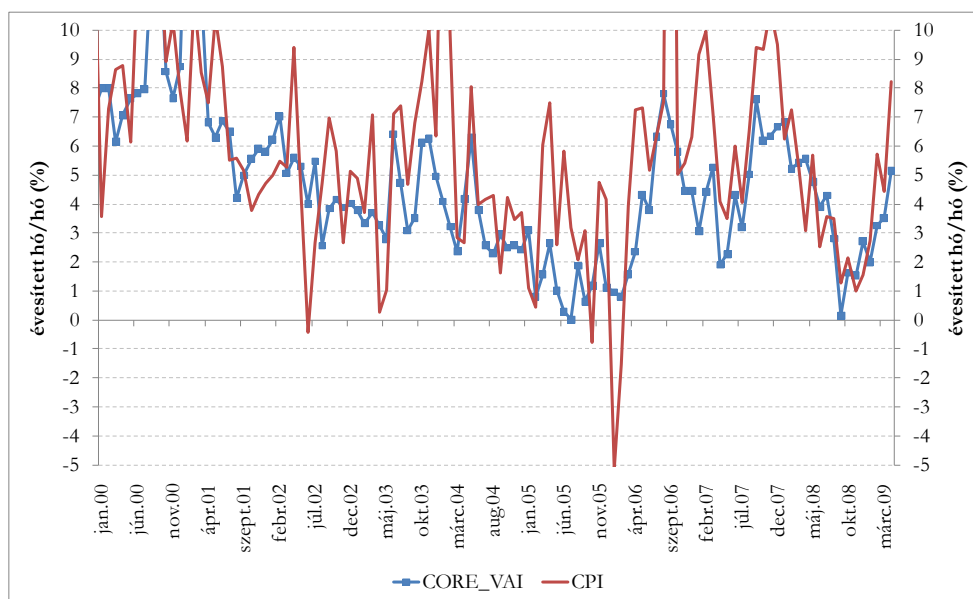
⁵⁴ Ferenczi-Valkovszky-Vincze [2001] bemutat egy elméleti modellt, amelyben a jegybank a maginflációs mutató segítségével kommunikál egy olyan – a piac számára – zajjal megfigyelhető információt, amire a jegybank a monetáris politikáját alapozza. Az eredmény alapján a maginflációs mutatók összehasonlításánál a szórás kritérium releváns.

⁵⁵ Egész pontosan 5 és fél hónappal lenne késleltetve, a páros tagszámú mozgóösszegekre vonatkozó szabály szerint.

év/év típusú infláció úgy is tekinthető, hogy átlagosan a 6 hónappal korábbi inflációs helyzetet mutatja. A probléma hagyományos megoldása, hogy a fogyasztói kosár volatilisnek tekintett tételeit kihagyva képezünk egy új inflációs időszakot, amit általában maginflációnak szokás nevezni, és ennek rövid bázisú (azaz hó/hó ill. negyedév/negyedév) alakulását tekintjük trendmutatónak. A volatilisnek tekintett tételek tipikusan az élelmiszerek és energia típusú javak (üzemanyagok, elektromos áram, gáz).

Ilyen, ún. „élelmiszer és energia nélkül” (angolul „ex food and energy”) típusú a KSH által összeállított, az MNB-vel együttműködésben kialakított magyar maginflációs mutató is, amely a feldolgozatlan élelmiszer termékeket, az üzemanyag és piaci energia (fűtőanyagok: tűzifa, kokszt, palackos gáz) tételeket, valamint a szabályozott árakat nem tartalmazza. Így a maginfláció a magyar gyakorlatban a feldolgozott élelmiszerek, iparcikkek, piaci szolgáltatások, alkohol- és dohánytermékek inflációjából áll össze. Az MNB hagyományos trendinflációs mutatóját úgy kapjuk, hogy a maginflációból kiszűrjük az indirekt adók (azaz az áfa és a jövedéki adók) megváltozásának becsült hatását, valamint a szezonális hatását (azaz szezonálisan igazítunk), és a kapott index – amelyet a továbbiakban CORE_VAI-nak hívunk – hó/előző hó (vagy negyedév/előző negyedév) típusú változásait tekintjük. Ez a típusú mutató jóval simább, mint az aggregált infláció (szezonálisan igazított) hó/hó indexe.

**35. ábra: A fogyasztói árindex és a CORE_VAI*
(szezonalisan igazított, évesített havi változás)**



*Core_vai: indirekt adók hatásától szűrt maginfláció

Az utóbbi időben a nemzetközi irodalomban több másfajta trendinflációs megközelítés is teret nyert, amelyek nem előre rögzített tételek kiszűrésén alapulnak, hanem az aktuálisan megfigyelt – legtöbbször keresztmetszeti – adatok alapján igyekeznek meghatározni a kiszűrendő kiugró értékeket. A jelen dolgozatban szisztematikusan igyekszünk megvizsgálni, hogy melyek lehetnek az irodalomban vizsgált és a nemzetközi gyakorlatban is használt mutatók közül azok, amelyek a magyar adatokon a legjobban viselkednek. Vizsgálatunk fókuszában az állt, hogy a hagyományosnak tekinthető CORE_VAI mutatónak van-e olyan alternatívája, amely egy vagy több szempontból is kedvezőbb tulajdonságú.

Magyar adatokból konstruált trendinflációs mutatókkal több korábbi tanulmány is foglalkozott: Valkovszky-Vincze [2001] illetve Kőkény [2005].

A fejezet célja, hogy magyar adatokon a trendmutatók olyan átfogó vizsgálatát végezze, ami igazodik a nemzetközi gyakorlathoz (szezonalisan igazított, rövidbázisú indexek használata). Újdonságnak számít, hogy magyar adatokon a dinamikus faktor modell trendmutató konstruálására használjuk. A szezonális kiigazításból származó revíziót explicit figyelembe vesszük a mutatók

értékelésekor, ami tudomásunk szerint nemzetközi összevetésben is újdonságnak számít.

Úgy gondoljuk, hogy a fejezetben bemutatott módszertan az infláción kívül egyéb területeken is hasznosnak bizonyulhat, ahol egy aggregált változó trendfolyamatait kívánjuk feltárni.

A fejezet felépítése a következő: a II. részben összefoglaljuk az irodalomban szereplő eredményeket, a III. részben részletesen kifejtjük, hogy milyen szempontok alapján kívánjuk értékelni a mutatókat, a IV. részben bemutatjuk a vizsgált mutatókat, majd az V. részben ismertetjük a kapott eredményeket. A VI. részben értékeljük az eredményeket.

5. 2. A trendinfláció fogalma és típusai

A trendinflációnak (angolul underlying inflation), nincs egységesen elfogadott definíciója.⁵⁶ Az biztos azonban, hogy határozottan elválnak az infláció megélhetési költség-indexként (cost of living index) történő meghatározásától.⁵⁷ Egyfajta monetáris inflációról van szó, amely értelmezhető hosszútávú inflációként, ami sokkok nélkül kialakulna (Eckstein [1981]), és ami gyakorlatilag megfelel az inflációs várakozásoknak egy hagyományos (várakozásokkal kiegészített) Phillips görbében. Egy másik megközelítés szerint a trendinfláció nem más, mint az infláció azon része, amely hosszútávon nem hat az outputra (Quah and Vahey [1995]). Ez utóbbi értelmezés azonban jegybanki szempontból nem tűnik relevánsnak, hiszen az alacsony inflációt célzó monetáris politika értelme, hogy ezzel hosszútávon elősegítse a gazdasági növekedést, így egy az outputra hosszútávon semleges változó figyelése nem segíti a cél elérését.

⁵⁶ A trendinflációs mutatókat szokás maginflációs mutatónak is nevezni. Ebben a tanulmányban a trendinflációs mutató kifejezést használjuk, hogy ne keverjük össze a hivatalos, KSH által összeállított maginfláció fogalmával.

⁵⁷ Nem foglalkozunk a dolgozatban a fogyasztóiár-index olyan típusú torzításaival, amely a KSH által publikált infláció megélhetési költségindexként való értelmezését is nehezítik, így a minőségváltozások kezelésével, a márkák és üzletek közötti helyettesítéssel, az új termékek bevezetésével, vagy a saját tulajdonú lakások imputált árváltozásával.

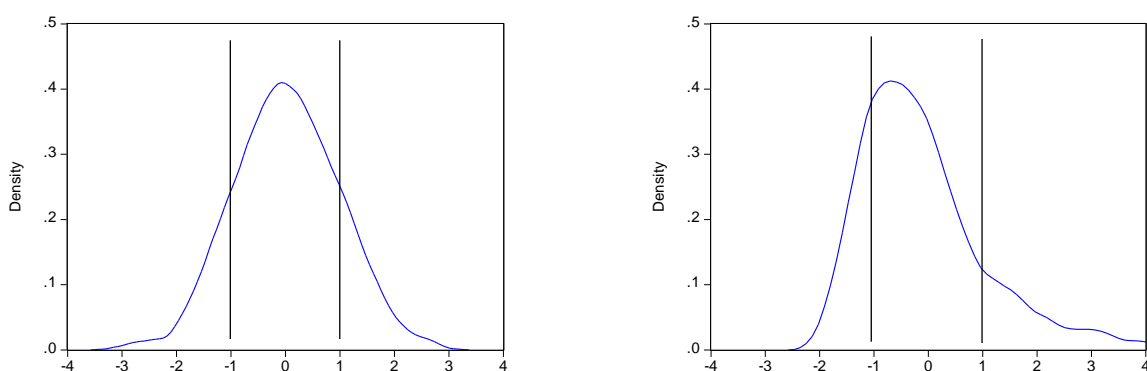
Ebben a dolgozatban a jegybankok szokásos gyakorlatát vesszük alapul. A jegybankok gyakorlatában trendinflációnak nevezik az olyan inflációs mutatókat, amelyekből – különféle módszerekkel - kiszűrjük az átmeneti hatásokat, outliereket: pl. adóváltozások, volatilis inflációjú árucikkek vagy szolgáltatások. Ezekről a mutatóktól általában elvárják, hogy előretekintők legyenek, azaz rövidtávú előrejelző képességgel is rendelkezzenek. Ez a megközelítés a fenti elméleti irányoktól eltérően igen praktikus, ugyanakkor teoretikusan nem kellően megalapozott. Emiatt az ideális trendinflációs mutató kiválasztásánál nem támaszkodhatunk az elméletre, hanem előre rögzített szempontok szerint értékeljük a különböző típusú, nemzetközi irodalomban javasolt mutatókat.

A mutatók széles körét részletesen ismertető tanulmány Wynne [1999], az abban szereplő csoportosítás hasonlít ahhoz, amelyet ebben a fejezetben alkalmazunk. A mutatókat a következő csoportokba soroljuk:

- **Esetenkénti szűréssel kapott mutatók.** Akkor alkalmazható, amikor tudható, hogy egy outlier pontosan melyik időpontban, és hogyan befolyásolja az inflációs folyamatot. Ilyen például az indirekt adók változásának szűrése. Ezt más módszerekkel kombinálva is szokás alkalmazni.
- **„Élelmiszer és energia nélkül” típusú indexek.** Bizonyos előre rögzített, volatilis tételek teljes kihagyása a fogyasztói árindexből. Leggyakrabban az élelmiszereket és energia tételeket hagyják el. Mostanában több kritika is éri az ilyen típusú indexeket. Ezek lényege, hogy a kihagyott tételek lehetséges, hogy nem csupán volatilisek, de hosszútávon magasabb inflációjúak, mint a többi, nem kihagyott tétel. Ebben az esetben ugyanis kihagyásukkal torzíthatjuk az árindexet.
- **„Korlátozott hatású becslés”** (angolul: limited influence estimator). Az inflációs tételek közül minden egyes időpontban a legszélsőségesebbeket hagyjuk ki, azaz a fő különbség az „élelmiszer és energia nélkül” mutatókhoz képest az, hogy a kihagyott tételek időpontról időpontra változhatnak. Ilyen mutatók a csonkolt átlag (angolul: trimmed mean), a medián, a súlyozott medián. A módszer mögött az az elgondolás áll, hogy

így minden időpontban sikerül kiszűrni az outliereket. A „korlátozott hatású becslés” mutatók használata mellett Bryan és Cecchetti [1994] a következő elméleti érveket adta. Egy egy periódusú modellt írtak fel, amelyben az árváltoztatásnak költsége van. Egész pontosan az aggregált inflációnak (ezt hívhatjuk akár monetáris inflációnak is) megfelelő átárazás költségmentes, az ettől eltérő, relatívár sokkoknak megfelelő átárazás költséges. Így sokkok nélkül a monetáris infláció szerint áraznak a vállalatok, ha pedig egy relatívár sokk történik, akkor csak akkor áraznak át, ha elég nagy a sokk. A 36. ábra szemlélteti a sokkok eloszlását szimmetrikus illetve ferde eloszlás esetén. Árváltozás akkor történik, amikor egy bizonyos (az ábrán két függőleges vonallal meghatározott) mértéknél nagyobb sokk következik be. Ebből látszik, hogy szimmetrikus eloszlás esetén az árváltozások átlaga kiadja a monetáris inflációt. Ferde eloszlás esetén ugyanakkor az árváltozások átlaga eltérhet a monetáris inflációtól. A medián vagy csonkolt átlag ugyanakkor mindkét esetben visszaadja a monetáris infláció értékét (természetesen a megfelelő mértékű csonkolás esetén).

36. ábra: szimmetrikus és aszimmetrikus sokkok eloszlása*



*A két függőleges vonal azt a tartományt mutatja, amelyen belül a relatívár sokkok túl kicsik ahhoz, hogy árváltozás történjen

- **Súlyozás megváltoztatása.** A fogyasztói kosárban az egyes tételeket nem a hagyományos, fogyasztási súlyokkal átlagolja, hanem másképp alakítja ki a

súlyozást. A legnépszerűbb ilyen eljárásnál a tétel inflációjának szórásának reciprokával szorozzák az eredeti súlyokat. Az ezekkel képezett súlyozott átlagot nevezik Edgeworth típusú indexnek. Az elgondolás az, hogy így a volatilisabb inflációjú tételeknek a szokásosnál kisebb, a stabil inflációjú tételeknek nagyobb súlyt biztosítunk. Más hasonló módszerek is léteznek, pl. a perzisztenciával súlyozás (Bilke-Stracca [2008]), illetve az árváltoztatási gyakoriság reciprokával súlyozás (Simensen-Wulfsberg [2009]), ezeknek is az a célja, hogy a volatilisabb idősorok kisebb súlyt kapjanak.

- **Idősoros módszerek.** A mozgóátlagok és a különféle egyváltozós trendszűrések, pl. Hodrick-Prescott (HP) filter sorolható ide, ahol nem használjuk fel azt az információt, ami az infláció keresztmetszeti felbontásából származik, pusztán az aggregált inflációs idősorból igyekszünk kiszűrni az átmeneti kiugrásokat.
- **Keresztmetszeti és idősoros információ egyszerre.** Az elterjedőben lévő dinamikus faktormodellek tartoznak ebbe a csoportba.

5. 3. Értékelési szempontok

Komoly elméleti megalapozás hiányában, a trendinflációs mutatók értékelését bizonyos rögzített szempontok alapján végezzük. A következő szempontokat tekintettük:

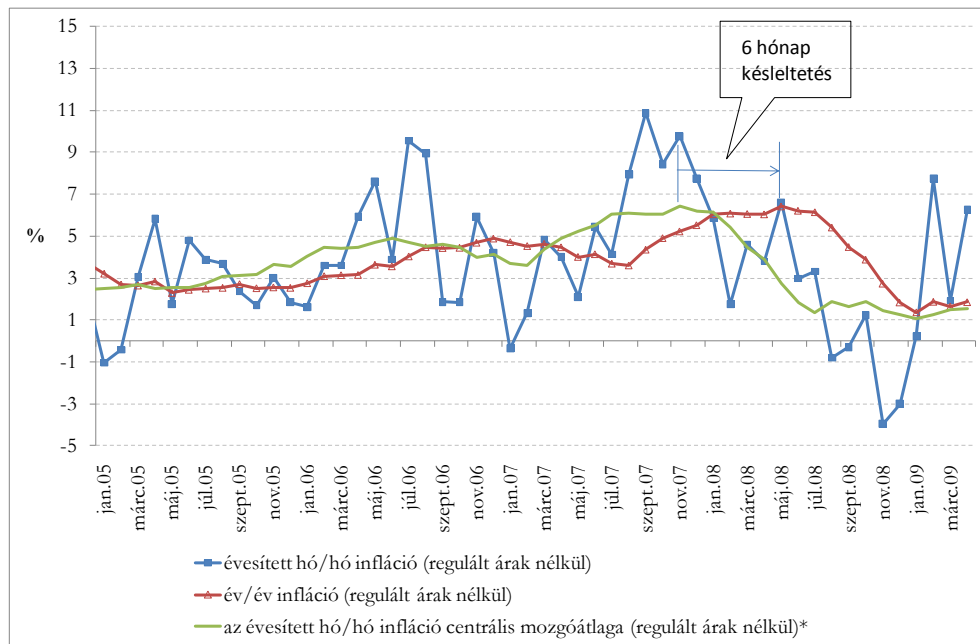
- **Simaság.** A hagyományos trendmutató, a CORE_VAI használatával kapcsolatban többször felmerült kritika, hogy jelentős a volatilitása (bár ahogy láttuk, az egyszerű hó/hó alapú inflációnál kisebb). Ezért egyik sikerkritériumunk, hogy olyan mutatót találjunk, amely simább, trendszerűbb, mint a CORE_VAI. Ahogy a bevezetőben is említettük, a simaság kritériuma az átmeneti sokkok szűrésével összekapcsolódik. Természetesen a trendmutatótól elvárható simaság függ az inflációs alapfolyamat idősoros tulajdonságaitól, ezek azonban nem ismertek, mert

pont a nem megfigyelt alapfolyamatot szeretnénk a trendmutatóval közelíteni. Emiatt a simaság nem önmagában való érték, hanem az egyéb szempontok szerint jól teljesítő trendmutatók közül szeretnénk a lehető legkevésbé volatiliset választani. Egy mutató simaságát kétféleképpen fogjuk értékelni: az idősor szórásával illetve az idősor perzisztenciájával, amit az elsőrendű autokorreláció nagyságával mérünk.

- **Rövidtávú előrejelző képesség.** Természetesen fontos, hogy a trendinflációs mutató szoros kapcsolatban legyen az inflációs folyamatokkal. Az a kíváncsi, hogy a mutató ne késleltetetten tükrözze az infláció változásait, hanem előretekintő legyen. Ide sorolható az az elvárás is, hogy a mutató jelezze az inflációs folyamat fordulópontjait. A rövidtávú előrejelző képességet egyrészt mintán belül vizsgáljuk, ekkor a következő 6 havi inflációval való korrelációt tekintjük. Emögött a vizsgálat mögött az az intuíció húzódik, hogy az éves index átlagosan 6 hónappal késleltetett információt tartalmaz, ezért a 6 hónappal későbbi éves index mutatja a jelenleg releváns információt. Ebből az utolsó 6 hónap hó/hó inflációja ismert, az „új” rész a következő 6 havi infláció.⁵⁸ Az előrejelző képességet mintán kívül is vizsgáljuk, ekkor ex-post előrejelző képességeket hasonlítunk össze az RMSE mutató segítségével. A fordulópont jelzését, grafikon alapján, szemmel értékeljük, mivel kevés fordulópontot azonosítottunk a mintaidőszakban, és így a statisztikai teszteken alapuló összehasonlítás megbízhatósága kérdéses.

⁵⁸ Az utolsó 6 hónap inflációját azért célszerű elhagyni, mert ezzel erősen korrelálhatnak a visszatekintő jellegű mutatók. Például az utolsó 6 hónap inflációja maga is egy ilyen mutató. Mivel az előretekintő mutatók korrelációja a következő 6 hónappal ennél sokkal gyengébb lehet, az utolsó 6 hónap elhagyása nélkül a visszatekintő mutatók előnybe kerülnének.

**37. ábra: Az év/év infláció és a centrális mozgóátlag
(szezonálisan igazított, áfa-szűrt, logaritmizált adatokból)**



*A következő 6 hónap, az aktuális hónap és a megelőző 5 hónap évesített hó/hó inflációjának átlaga

- **Alacsony revízió.** Módszertől függően különböző okokból érintheti revízió az inflációs trendmutatókat. A mutatók többségénél a revízió egyetlen forrása a szezonális kiigazítás, ugyanis a fogyasztóiár-index alapadatait a Statisztikai Hivatal – eltérően más statisztikáktól – nem változtatja meg visszamenőleg. Az idősoros módszereknél szezonális igazítás nélkül is problémát okozhat a végponti probléma, azaz az új adatpont beérkezésével visszamenőleg is változnak a mutató értékei. Hasonlóan érinti a revízió a dinamikus faktor modellt is, ott azonban némiképp mérsékeltebb a probléma, a keresztmetszeti dimenzióból kapott információ miatt. A revízióra kétféle mértéket fogunk vizsgálni: az egy időpontra vonatkozó, revideált értékek szórása megmutatja, hogy összességében mennyit „ugrál” visszamenőlegesen a mutató. A másik mérték az első és az utolsó „verzió” közötti változás nagyságát mutatja. A revízió nagyságának közvetlen mérésén kívül, a többi kritérium vizsgálatánál is figyelembe vettük a hatását, például az előrejelzések készítésekor mindig abból az idősorból indultunk ki, amely a becslések mintaidőszakán ismert lehetett.

Látható, hogy az előretekinthető tulajdonság elvárása nélkül az egyszerű év/év infláció igen jól teljesítene a másik két szempont szerint: rendkívül sima (hiszen gyakorlatilag egy 12 tagú mozgó összeg), és revíziója egyáltalán nincs. Ugyanakkor erősen visszatekinthető jellegű, hiszen átlagosan a 6 hónappal korábbi inflációs folyamatokat mutatja.

A vizsgálatokat a 2000. évtől kezdődő időszakra végeztük, mert előtte az infláció egy magas szintről trendszerűen csökkent, ami miatt a stacionaritás erősen sérül, így az eredmények nagy része torzított lenne (pl. az autokorreláció jóval nagyobbak adódna).

5. 4. A vizsgált mutatók és a felhasznált adatok

A vizsgálatba a következő mutatókat vontuk be:

- **CORE_VAI.** Az MNB szokásos inflációs trendmutatója. Az adóváltozásoktól szűrt maginfláció szezonálisan igazított hó/hó (vagy negyedév/negyedév) típusú indexei. A maginfláció „élelmiszer és energia nélkül” típusú, a feldolgozatlan élelmiszereket, piaci árazású energia tételeket (üzemanyag, fűtőanyagok) és a szabályozott árakat (köztük energia típusú tételeket: vezetékes gáz, távhő, áram) nem tartalmazza.

A CORE_VAI-n kívül az összes többi mutatót úgy állítottuk össze, hogy a CPI részletes, 160 tételes felbontásából indultunk ki, szezonálisan igazítottuk ezeket az idősorokat, és az ÁFA változások közvetlen hatását is tétel szinten kiszűrtük. A kapott idősorok logaritmuszának havi differenciáit számítottuk ki, és ezekkel dolgozunk a továbbiakban.⁵⁹ Ezek közelítőleg a százalékos hó/hó változásoknak

⁵⁹ A logaritmizálás azt a célt szolgálja, hogy mérsékelje azt az összefüggést, hogy az árszintek emelkedésével párhuzamosan azok szórása is növekszik. Ezen kívül az az előnye is megvan, hogy a

felelnek meg. A szezonális igazítást az indokolja, hogy a szezonaritást a II. pontban felsorolt módszerek önmagukban nem, vagy csak nagyon megbízhatatlanul szűrik.⁶⁰ Az ÁFA változások előzetes szűrését pedig az indokolja, hogy ezek a termékek széles körét érintették, így nem remélhetjük, hogy a keresztmetszeti információt felhasználó módszerek képesek legyenek ezeket mechanikusan kiszűrni.

A szezonális igazításból eredő revíziót figyelembe vettük oly módon, hogy minden tételt rekurzívan igazítottunk, ami azt jelenti, hogy 2000 januárjától kezdődően havonként növeltük az intervallum méretét, amin a szezonális kiigazítást végeztük. Az idősorok 1992. januárral kezdődtek, és a leghosszabb idősorok 2009 áprilisában végződtek (a CORE_VAI 1999 januárjában kezdődik). Az ilyen módon megigazított tételek alapján képeztük az alábbiakban szereplő trendinflációs mutatókat, emiatt minden mutatóból sok verzió állt elő. A későbbi vizsgálatok során, például az előrejelzésnél, adott intervallumra történő becslés esetén az intervallumhoz tartozó verzióját használtuk a trendmutatóknak. Ezzel azt szimuláljuk, hogy adott pillanatban mi lett volna a rendelkezésre álló információ, azaz azt próbáljuk mérni, hogy mi a mutatók *valós idejű* teljesítménye.

A szabályozott árakat elhagytuk a tételek közül, amelyet egyrészt az magyaráz, hogy ezekre a monetáris politika csak csekély mértékben gyakorol hatást, másrészt átárazásuk rendszerint ritkán, lökészerűen történik, ami szezonális kiigazításuk minőségét nagymértékben rontja. Mivel ilyenformán egyik mutató sem tartalmaz szabályozott árakat, ezért a rövidtávú előrejelző képességet nem a CPI-re, hanem a szabályozott árak nélküli CPI-re (CPI_XREG) fogjuk nézni.

logaritmizált árszintek differenciája százalékos változásként értelmezhető (100-zal szorozva, kis változás esetén).

⁶⁰ Felmerül még az a lehetőség, hogy a módszerek alkalmazása *után* igazítsunk szezonálisan. Kísérleteink alapján ez a megközelítés rosszabb eredményt adott, mert a módszerek, pl. a medián a szezonaritást különböző időpontokban különböző mértékben szűrték ki, emiatt a későbbi szezonális kiigazítás nem működött jól. A probléma párhuzamba állítható az ún. direkt-indirekt igazítás problémájával. Aggregátumok esetében ugyanis javasolt, hogy az aggregátumot igazítsuk (direkt igazítás) szemben azzal a módszerrel, amikor a részleteket igazítjuk, majd aggregáljuk (indirekt igazítás). A tanulmányban szereplő mutatók azonban nemlineáris módon állnak elő a részletelekből, szemben az aggregálásnál, amikor lineáris transzformáció történik. A szezonális igazításhoz használt SARIMA-modellek nemlineáris kombinációi nem eredményeznek SARIMA-modellt, szemben a lineáris kombináció esetével. Így nemlineáris transzformáció esetében a tanulmányban is alkalmazott előzetes igazítás vezet jobb eredményre.

- **Csonkolt átlag.** A tételeket (egész pontosan azok logaritmikus differenciáit) minden időszakban (azaz keresztmetszetenként) külön-külön nagyság szerinti sorba állítjuk, és a legkisebb illetve a legnagyobb néhány értéket eldobjuk, és a maradék súlyozott átlagát vesszük. Azt, hogy mennyi értéket dobunk el, egy rögzített α (illetve β) szám határozza meg, ez mutatja meg, hogy az eldobott néhány legkisebb (illetve legnagyobb) tétel súlyainak összege mekkora legyen. A csonkolt átlag egy közismert, outlierekkel szemben robusztus becslése a várható értéknek.
- **Súlyozatlan medián.** A tételek értékének mediánját vesszük minden időszakban. A medián nem csak az outlierekkel szemben ellenálló, hanem ferde eloszlások esetében is jó mutatója a központi tendenciának.
- **Súlyozott medián.** A súlyozatlan mediánhoz hasonló, de a középső érték meghatározásánál nem egyszerűen az értékek darabszámát, hanem az azokhoz tartozó súlyokat veszi figyelembe. Azaz tekinthető egy olyan csonkolt átlagnak, amelynél a csonkolás mértéke 50-50% alulról és fölülről.
- **Edgeworth súlyozású index.** A korábban már leírt módon, a súlyozott átlagot nem a fogyasztási súlyokkal számítjuk, hanem ezeket úgy változtatjuk, hogy a volatilisabb tételek kisebb, a stabilabb tételek nagyobb súlyt kapjanak. A fogyasztási súlyokat a tétel szórásának reciprokával szorozzuk. A szórást mozgó ablak segítségével számítjuk, konkrétan az elmúlt 24 hónap értékeinek szórását vesszük, beleértve az aktuális hónapot is. Ily módon figyelembe tudjuk venni, ha egy tétel volatilitása időben megváltozik. Például, ha az aktuális időpontban nagy kiugró érték jelentkezik, azt figyelembe vesszük a szórás számításánál, így annak hatása a súlyozott átlagban mérsékeltebben jelentkezik, mintha az eredeti súlyozást használnánk.
- **HP trend.** Az idősoros módszerek közül a Hodrick-Prescott filtert választottuk, amely segítségével kapott trend lesz a vizsgálandó trendmutató. A szokásosnál kisebb λ paramétert választottunk ($\lambda=144$), a szokásos érték mellett, ami ennek 100-szorosa, a HP-trend szinte semmilyen variabilitást nem mutatna, így csak nagyon hosszútávon mutatná az infláció változásait.

- **Dinamikus faktor modell.** A Cristadoro et al. [2002] által alkalmazott dinamikus faktor felbontáson alapuló módszer. A módszer lényege, hogy a CPI tételek közös faktorait megtalálja, és segítségével a CPI-t felírja. Ilyen módon az egyedi, csak az egyes tételekre jellemző sokkokat kiszűrjük. A modell azért dinamikus, mert a faktorok késleltetettjei is figyelembe vannak véve, nem csak az egyidejű értékek (mint a statikus faktor modellnél). Emiatt a keresztmetszeti és az idő dimenzióból származó információt is felhasználja a modell. A módszert kicsit részletesebben a függelék ismerteti. Mivel a dinamikus faktor modellel kapott mutatónak a módszerből következően nincs értelmezve az átlaga⁶¹, ezért mesterségesen lett a skála beállítva, úgy hogy a legjobban kövesse a tényinfláció átlagát. Érdekes megjegyezni, hogy ebből is adódhat revízió (az új adatok beérkezésével bővül az intervallum, amin az átlagnak meg kell egyeznie). A modellel kapcsolatban érdemes megemlíteni egy magyar vonatkozást, nevezetesen, hogy Ziermann–Bánkővi–Veliczky [1986] úttörő módon már a 80-as években használt gazdasági idősorok elemzésére és előrejelzésére – az e fejezetben szereplőtől némiképp különböző – dinamikus faktormodelleket.

Az egyes mutatók későbbiek során alkalmazott rövidítéseit a következő táblázat foglalja össze.

⁶¹ A faktorokra alapuló módszerekre általában is igaz, hogy standardizált adatokon szokás őket alkalmazni.

13. táblázat: a trendmutatók rövidítései

Rövidítés	Magyarázat
CPI_XREG	A regulált árak nélkül számolt fogyasztóiár-index
CORE_VAI	Az indirekt adók hatásától szűrt maginfláció
TRIM_ α _ β	Csonkolt átlag (alulról $\alpha\%$, felülről $\beta\%$ csonkolással)
MEDIAN	Súlyozatlan medián
WMEDIAN	Súlyozott medián
EDGEW	Edgeworth súlyozású index
HPTREND	HP filterrel szűrt trend
DF	Dinamikus faktor modell segítségével előállított mutató

5. 5. Eredmények

Az eredmények ismertetésénél minden táblázatban a három legjobb értéket kiemeltük.

Itt jegyezzük meg, hogy a csonkolt átlagnál a két paramétert, amely az alsó illetve felső csonkolás mértékét meghatározza, olyan módon állapítottuk meg, hogy a mutató a lehető legelőretekingőbb legyen, tehát az összes paraméter-pár közül azt választottuk, amely a következő 6 havi inflációval a legnagyobb korrelációt adta (ld. későbbi szakasz).

Először a mutatók simaságát vizsgáltuk (14. táblázat). Három féle módon mérjük: szórással, a differenciák szórásával illetve autokorrelációval. A szórás alapján a dinamikus faktor modell, a medián és a csonkolt átlag a három legjobban teljesítő mutató (azaz a legalacsonyabb a szórásuk). Mindjárt az is látszik, hogy nem biztos,

hogy a szórással érdemes a simaságot mérni: ez alapján számos, az éves indexnél simább mutatónk van, míg a grafikonok alapján nem ez a benyomásunk (38. ábra és 39. ábra). A probléma abból adódik, hogy simaságon általában a magas frekvenciás ingadozás hiányát értjük, míg a szórásban a kis frekvenciás, azaz hosszútávon érvényesülő hullámzások is megnyilvánulnak. Emiatt jobb kritériumnak tűnik az autokorreláció nagysága, amely alapján a három legjobb underlying mutató a HP-trend, a dinamikus faktor modell és az Edgeworth mutató. Ezek legfeljebb akkora simaságot mutatnak az autokorreláció alapján, mint az éves index. A legkevésbé sima a CPI_XREG hó/hó indexe, ami alátámasztja, hogy ez kevésbé használható trendmutatóként. Hasonló eredményeket kapunk, ha a differencia szórását vizsgáljuk.

14. táblázat: Simaság

	szórás*	perzisztencia**	differencia szórása
CPI_XREG	0.31	0.57	0.28
CPI_XREG_YOY	0.19	0.98	0.03
CORE_VAI	0.22	0.82	0.13
MEDIAN	0.16	0.80	0.10
WMEDIAN	0.18	0.71	0.14
EDGEW	0.19	0.83	0.11
TRIM_25_32	0.17	0.73	0.13
HPTREND	0.19	0.98	0.02
DF	0.15	0.91	0.06

*A hó/hó változások szórása, százalékpontban

**A perzisztenciát az elsőrendű autokorreláció nagyságával mérjük

Ezután a revíziós tulajdonságokat elemeztük, amelyek megmutatják, hogy az egyes mutatók mennyit változnak visszamenőlegesen, ahogy az új adatok beérkeznek (15. táblázat).

Figyelembe vettük, hogy a teljes időszak során mennyire ingadoztak a revideált értékek (átlagos revíziós szórás), illetve, hogy az egy időpontra vonatkozó adat első és utolsó revideált értéke mennyivel tér el (átlagos abszolút teljes revízió). Az átlagos revíziós szórása az éves indexnek a legjobb, a vizsgált trendmutatók közül az Edgeworth, a medián, és a csonkolt átlag teljesített a legjobban. A CPI_XREG hó/hó indexe a legrosszabb, illetve a HP-trend is rosszul teljesít. Az átlagos abszolút

teljes revíziót vizsgálva megállapítható, hogy a CPI_XREG éves indexe a legalacsonyabb revíziójú, a vizsgált mutatók közül az Edgeworth, a medián és a csonkolt átlag teljesít legjobban. Legnagyobb a teljes revíziója a HP-trendnek és a dinamikus faktor modellnek, bár utóbbinak lényegesen alacsonyabb, de még így is nagyobb a CPI_XREG hó/hó indexnél is.

**15. táblázat: Revízió
(hó/hó változásra nézve, százalékpontban)**

	Átlagos revíziós szórás*	Átlagos abszolút teljes revízió**
CPI_XREG	0.039	0.067
CPI_XREG_YOY	0.003	0.004
CORE_VAI	0.024	0.051
MEDIAN	0.021	0.034
WMEDIAN	0.029	0.046
EDGEW	0.015	0.031
TRIM_25_32	0.023	0.036
HPTREND	0.035	0.117
DF	0.027	0.074

*Átlagos revíziós szórás: Vesszük egy adott havi adat összes revidált értékének szórását, majd ezeknek az átlagát képezzük az összes hónapra

**Átlagos abszolút teljes revízió: Vesszük egy adott havi adat első becslése és utolsó becslése közötti különbség abszolút értékét, majd ezeknek az átlagát képezzük az összes hónapra

A simaság és a revízió után azt vizsgáljuk, hogy mennyire előretekintőek a mutatók. Mintán belül ezt a mutató és a következő 6 havi infláció korrelációjával mérjük. Az 5.3 részben már említettük, hogy ezt alapvetően az indokolja, hogy a 6 hónap múlva megfigyelhető éves index mutatja várhatóan az aktuális inflációs helyzetet, amiből a következő 6 hónap inflációja az, amit nem ismerünk még.

A korrelációs együtthatókat a 16. táblázat mutatja. A táblázat bemutatja azt is, hogy lényeges figyelembe venni a revíziót is, mert az komolyan befolyásolhatja az eredményeket. Azaz minőségileg is más eredményt kapunk, ha nem a teljes mintaidőszakon számolt mutatóra, hanem helyesen, az aktuális időpontban ismert értékekre számítjuk ki a korrelációt. Látható például, hogy a revíziót figyelmen kívül hagyva a HP-trend a legelőretekintőbb, míg ha a revízióval is számolunk, akkor az egyik leggyengébb mutató. Tehát a HP-trendnek nemcsak magas a revíziója, ahogy korábban láttuk, hanem ez érdemben is befolyásolja a folyamatok HP-trend alapján történő megítélését. Ezzel szemben a dinamikus faktormodellnek szintén jelentős volt a revíziója, de ezt figyelembe véve is a legelőretekintőbb mutató a vizsgáltak között. Az Edgeworth és a csonkolt átlag szintén jól teljesít. A CPI_XREG éves és hó/hó indexe gyengén teljesít, ami indokolja, hogy miért érdemes egyéb inflációs trendmutatókat keresni. A CORE_VAI sincs a legjobban teljesítő mutatók között, a vizsgált szempont alapján tehát van nála jobb trendmutató.

16. táblázat: Mintán belüli előrejelzés

	Korreláció a következő 6 havi inflációval	
	REVÍZIÓ NÉLKÜL	REVÍZIÓVAL
CPI_XREG_YOY	0.43	0.43
CPI_XREG	0.47	0.41
CORE_VAI	0.49	0.43
MEDIAN	0.43	0.43
WMEDIAN	0.50	0.49
EDGEW	0.55	0.51
TRIM_25_32	0.53	0.52
HPTREND	0.83	0.41
DF	0.76	0.55

A mintán belüli előrejelző képesség után a mintán kívüli előrejelző képességet vizsgáljuk meg.

Az egyenlet, ami alapján az előrejelzőképességet vizsgáljuk, a következő⁶²:

⁶² Megjegyezzük, hogy több más egyenlet is használatos az irodalomban. Az egyik alternatíva, ha az (1) egyenlet jobb oldalán a trendmutató egyidejű értéke mellett annak késleltetései is szerepelhetnek.

$$\sum_{i=1}^h \pi_{t+i} = \alpha + A(L)\pi_t + \beta z_t + u_t, \quad (1)$$

ahol π_t a hó/hó infláció (regulált árak nélkül), z_t a vizsgált mutató, u_t a hibatag, $A(L)$ pedig a késleltetési operátor polinomja, amely meghatározza, hogy az infláció milyen késleltetési mekkora súllyal szerepelnek, h az előrejelzési horizont. Az egyenlet bal oldalán így módon az jelenik meg, hogy h periódus alatt mennyivel emelkedik a fogyasztóiár-index, míg a jobb oldalán a vizsgált mutató mellett az infláció késleltetettjei szerepelnek. Ilyen egyenletet használ előrejelzési képesség értékelésére pl. Amstad és Potter [2007]. A viszonyítási pont (benchmark), amihez a különféle trendmutatók előrejelzési képességét viszonyítjuk, a z_t elhagyásával kapott előrejelzés, azaz, amikor csak az infláció késleltetettjei a magyarázó változók.

Az egyenletet megbecsültük egy rögzített intervallumra, majd különböző h értékekre előrejelezéseket készítettünk. Az intervallumot folyamatosan, egy-egy hónap hozzáadásával növeltük, az egyenletet újrabecsültük, majd előrejelezéseket készítettünk. Az így rekurzív módon készített előrejelezésekből – különböző h értékekre külön-külön – RMSE-t számoltunk. A procedura során ügyeltünk arra, hogy adott intervallumhoz azokat az idősorokat használjuk, amelyek az adott időszakban ismertek voltak, azaz a revíziót figyelembe vettük.⁶³ Az eredményeket a 17. táblázat és 18. táblázat mutatja. Mivel a CORE_VAI és a DF mutatók csak 1999-től állnak rendelkezésre, ezért esetükben az előrejelzést 2002-től indítottuk. A többi mutató esetén 2000-től és 2002-től is bemutatjuk az eredményeket. A késleltetések számát 6-ra állítottuk.

Egy másik alternatíva, hogy a később a torzítottság vizsgálatához használt (2) egyenlettel végezzük az előrejelzést is. Ugyanakkor látni kell azt is, hogy a gyakorlatban az inflációt nem ilyen egyszerű, egy egyenletes modellekkel szokás előrejelezni, hanem általában több egyenletes, az infláción kívül reálgazdasági és egyéb változókat is szerepeltető modelleket használnak. Az előrejelző képesség valódi értékeléséhez tehát bonyolultabb modelleket kéne használni, ez azonban túlmutat a tanulmány keretein, itt csupán azt a szerényebb célt tűztük ki, hogy megállapítsuk, hogy az adott mutató előretekintő-e, azaz összefüggésben van-e a jövőbeli inflációval.

⁶³ Az eljárást elvégeztük arra az esetre is, amikor a revíziót nem vesszük figyelembe, azaz minden mutató esetében a teljes időszakon kiszámolt értékeket használtuk. Az eredmények a HP-trend esetében voltak lényegesen jobbak, mint amikor a revíziót is figyelembe vettük.

A táblázatból látszik, hogy a viszonyítási pontnál (benchmarknál) jobb előrejelzést igen nehéz adni. Az is látszik, hogy az induló időpont (2000. január ill. 2002. január) megválasztása befolyásolja az eredményeket. Annyi elmondható, hogy egy évnél rövidebb előrejelzési horizonton a CORE_VAI jól teljesít, ugyanakkor robosztusnak tűnik, hogy az Edgeworth mutató minden horizonton, és mindkét induló időpont mellett a legjobbak között volt. Az is leszűrhető, hogy a HP-trend és a dinamikus faktormodellel kapott mutató az egy évnél rövidebb horizontokon a legrosszabb, míg az egy éves horizonton a legjobbnak bizonyult. Kiemelendő ebből a szempontból a faktormodell, hiszen az egyetlen mutató volt (a 2002. januárjától induló előrejelzéseket tekintve), amely a benchmarknál jobb előrejelzést volt képes adni. Az előrejelző képesség vizsgálatánál az előrejelzés és a tényértékek korrelációját is kiszámítottuk (19. táblázat).⁶⁴ Összességében az eredmények azt mutatják, hogy az előrejelzések gyengén vagy egyáltalán nem korrelálnak a tényekkel.

**17. táblázat: Mintán kívüli előrejelző képesség*
(2002. januártól, RMSE értékek, revízió figyelembe vételével)**

horizont	REVÍZIÓVAL							Benchmark
	CORE_VAI	MEDIAN	EDGEW	WMED	TRIM_25_32	HPTREND	df	
1	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24	0.28	0.26	0.24
3	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	0.28	0.24	0.20
6	0.20	0.21	0.20	0.20	0.20	0.27	0.23	0.20
12	0.25	0.27	0.24	0.25	0.25	0.24	0.20	0.24

*A táblázat az átlagos hó/hó változásra vonatkozó RMSE-t mutatja százalékpontban

**18. táblázat: Mintán kívüli előrejelző képesség*
(2000. januártól, RMSE értékek, revízió figyelembe vételével)**

horizont	REVÍZIÓVAL					
	MEDIAN	EDGEW	WMED	TRIM_25_32	HPTREND	Benchmark
1	0.27	0.27	0.28	0.27	0.32	0.27
3	0.24	0.23	0.24	0.23	0.31	0.25
6	0.23	0.22	0.23	0.23	0.30	0.23
12	0.23	0.21	0.22	0.22	0.28	0.24

*A táblázat az átlagos hó/hó változásra vonatkozó RMSE-t mutatja százalékpontban

⁶⁴ Az ötletért köszönettel tartozom Hunyadi Lászlónak.

**19. táblázat: Mintán kívüli előrejelzés korrelációja a tényértékekkel
(2002. januártól, revízió figyelembe vételével)**

horizont	REVÍZIÓVAL							
	CORE_VAI	MEDIAN	EDGEW	WMED	TRIM_25_32	HPTREND	df	Benchmark
1	0.35	0.34	0.34	0.33	0.34	0.33	0.24	0.37
3	0.23	0.18	0.19	0.20	0.20	0.20	-0.04	0.23
6	0.04	0.01	0.03	0.03	0.05	-0.08	-0.17	0.07
12	-0.05	-0.01	0.00	-0.02	0.00	-0.23	0.10	-0.07

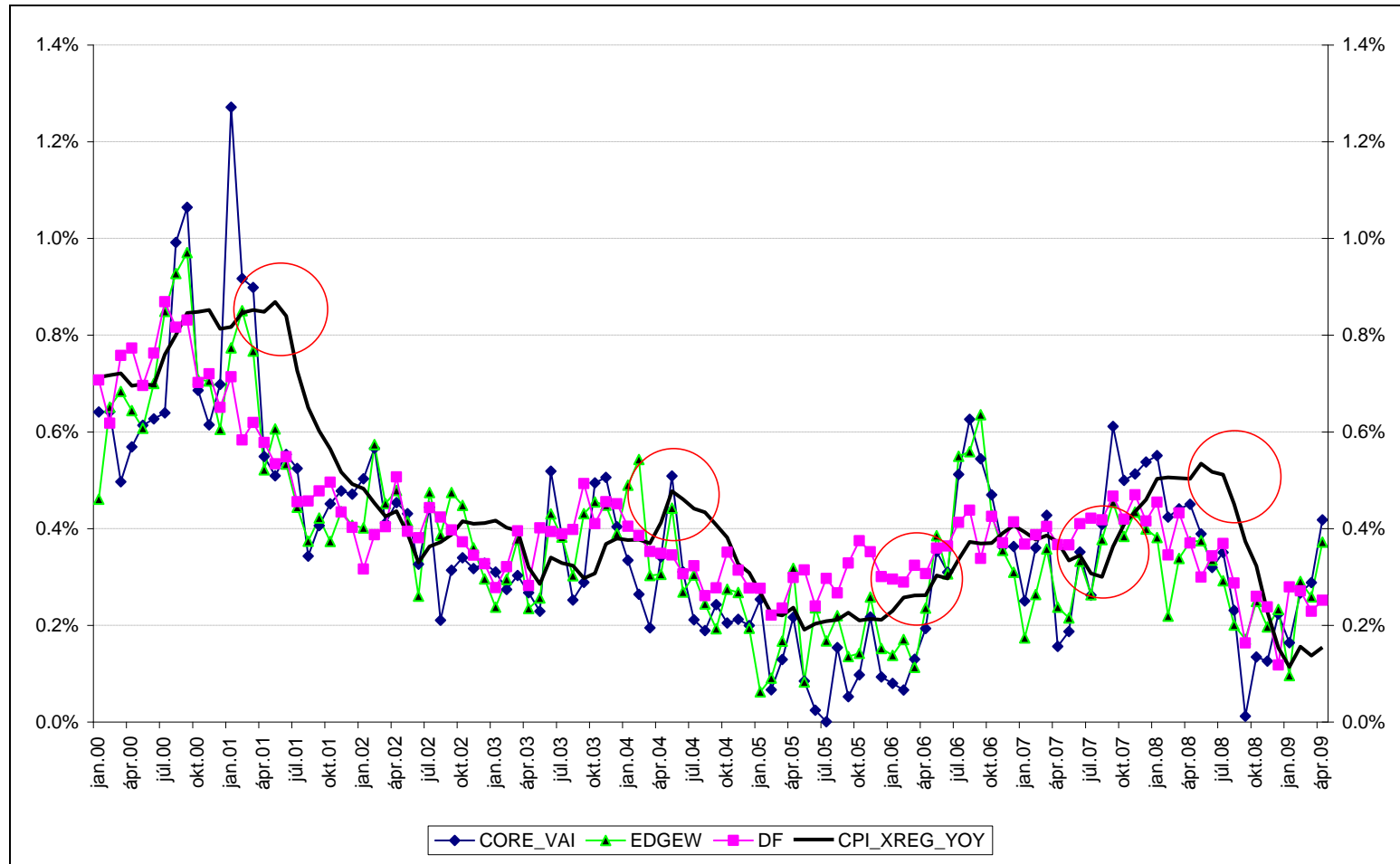
Fontos szempont a mutatók értékelésében, hogy az inflációban bekövetkező fordulópontokat jelzik-e, és ha igen, mennyivel előbb, mint ahogy az az év/év infláció alapján észlelhető. 2000 óta öt fordulópontot azonosítottunk az év/év index alapján, amikor egy emelkedő (csökkenő) trend megtört, és megfordult (38. ábra és 39. ábra):

- 2001. közepén meredek csökkenésbe váltott az infláció. Ez összefüggésbe hozható a monetáris politikai rezsimváltással, amikor is a csúszó leértékelés rendszerét felváltotta az inflációs célkitűzés rendszere.
- A következő nagyobb csökkenés 2004. közepén kezdődött, amit az uniós csatlakozással kapcsolatosan az olcsó import beáramlása magyarázhat.
- Az infláció határozott emelkedését figyelhettük meg 2006. közepén, amikor az országgyűlési választások után költségvetési kiigazítási lépéseket jelentettek be. Az ennek keretében történő adóemelések egyrészt a vállalati költségek emelésén keresztül emelték az inflációt, másrészt az áfa és jövedéki adók emelése ezek direkt hatásán kívül az inflációs várakozásokat is megemelték, ami szintén hozzájárult az infláció emelkedéséhez.
- A 2006-os intézkedések kifutása után, az infláció mérséklődését 2007. közepétől a nyersanyagárak globális emelkedése törte meg.
- 2008. ősztől a nyersanyag árak csökkenése és a globális recesszió kezdete meredek csökkenést okozott az inflációban.

Mivel kevés számú fordulópontunk van és rövid mintaidőszak áll rendelkezésre, ezért a mutatók értékelését a grafikon alapján, szemmel végezzük. A HP-trendet a

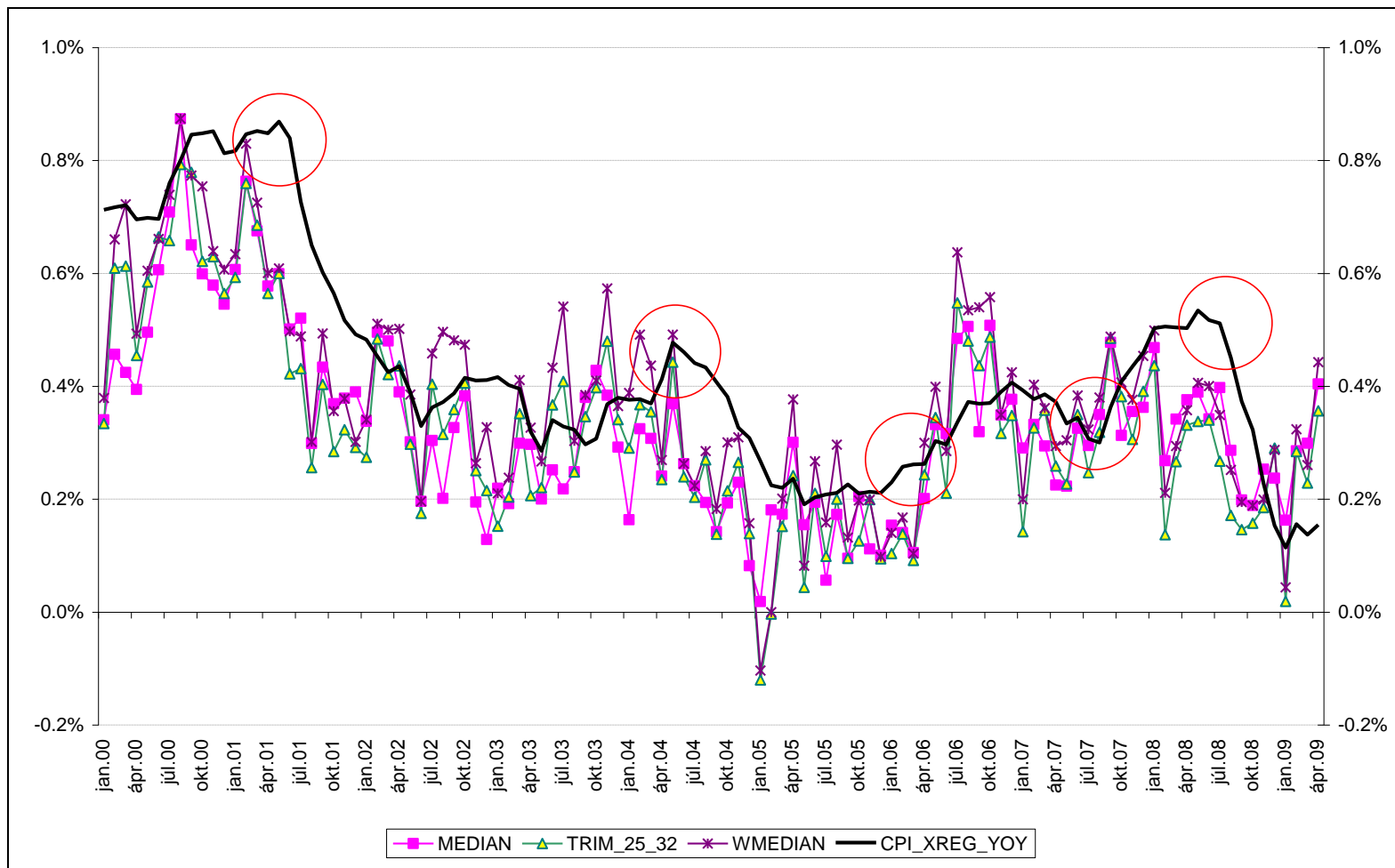
nagy revízió miatt nem vizsgáltuk. Bár ábráztuk, szintén problémás lehet a dinamikus faktormodell szerepeltetése, mert ennek is jelentős volt a revíziója, amit az ábrán nem veszünk figyelembe. Az mondható, hogy valamennyi vizsgált mutató jelzi a fordulópontokat, és fordulópontok idején lényegében együttmozogtak. Kivételt talán csak a CORE_VAI jelent, amely 2007 közepén úgy tűnik túlreagálta az élelmiszer- és energiasokkot, míg 2008 őszén az infláció csökkenését jelezte eltúlozva a többi mutatóhoz képest.

38. ábra: Fordulópontok és trendinflációs mutatók /A*
(az áfa változások hatásától szűrt mutatók, hó/hó változás)



*A karikák a fordulópontokat jelzik.

39. ábra: Fordulópontok és trendinflációs mutatók /B*
(az áfa változások hatásától szűrt mutatók, hó/hó változás)



*A karikák a fordulópontokat jelzik.

Végül a mutatók előretekintőségével kapcsolatban a torzítottságot vizsgáljuk meg. Egy trendmutató kívánt tulajdonsága ugyanis, hogy azt a pályát adja meg, ahova az infláció hosszabb távon konvergál. Így, ha egy időpontban nagyobb értéket vesz fel, mint az infláció (regulált árak nélkül számolt) éves indexe, akkor az infláció a jövőben emelkedjék, ha pedig az trendinfláció kisebb, mint az infláció, akkor az infláció csökkenjen. Ez a tulajdonság a trendfolyamatok egyszerű értékelését teszi lehetővé, hiszen elég egy grafikonon ábrázolni az inflációt és a trendmutatót, és ha a trendmutató az infláció fölött van, akkor az infláció emelkedésére, ha alatta van, akkor a csökkenésére számíthatunk.

A tulajdonságot a következő egyenlet segítségével vizsgáltuk (Amstad és Potter [2007] alapján):

$$\Pi_{t+h} - \Pi_t = \alpha + \beta(z_t - \Pi_t) + u_t, \quad (2)$$

ahol Π_t az infláció éves indexe, és z_t a vizsgált mutató, h pedig az a horizont, amin az inflációnak a trendmutatóhoz kell igazodnia. Ideális esetben az α értéke nulla, a β -é pedig egy. Ekkor ugyanis az infláció arányosan változik a trendinfláció és az infláció aktuális eltéréseivel.

A 20. táblázat mutatja a különböző mutatókra és horizontokra az α és β becslését. Az látszik, hogy szinte az összes esetben az α becslése inszignifikáns volt, kivéve a HP-trendnél és a DF esetében, illetve több esetben az egy éves horizonton. A β esetében az 1-től lényegesen elmaradó becsléseket láthatunk, de – egy kivétellel (HP-trend egy éves horizonton) – valamennyi pozitív volt. A legnagyobb β becsléseket a DF esetében tapasztaltuk, ott egy éves horizonton még 1-nél nagyobb is volt, a legkisebb β együtthatók a CORE_VAI esetében voltak. Abban, hogy a HP-trend és a DF torzítottabbnak bizonyult (a konstans tag szignifikanciája miatt) a többi mutatónál, szerepe lehet a nagyobb revízióknak is.

20. táblázat: Torzítás

REVÍZIÓVAL							
3 hónap	CORE_VAI	MEDIAN	WMEDIAN	EDGEW	TRIM_25_32	HPTREND	DF
alfa	-0.0000133	0.000124	-0.0000655	-0.0000414	0.000128	-0.0000985	-0.000286***
béta	0.260988***	0.297653***	0.30987***	0.343876***	0.332906***	0.24743***	0.43205***
6 hónap	CORE_VAI	MEDIAN	WMEDIAN	EDGEW	TRIM_25_32	HPTREND	DF
alfa	-0.000141	0.000133	-0.00016	-0.000118	0.000196	-0.000257**	-0.000559***
béta	0.303211***	0.450923***	0.495022***	0.55695***	0.577502***	0.390823***	0.830162
12 hónap	CORE_VAI	MEDIAN	WMEDIAN	EDGEW	TRIM_25_32	HPTREND	DF
alfa	-0.000522***	0.00000162	-0.000455**	-0.000434**	-0.000106	-0.000555***	-0.000975***
béta	0.058734***	0.571559**	0.387699***	0.432233***	0.547687***	-0.097003***	1.193666

*, **, ***: 10%-on, 5%-on, 1%-on szignifikáns. A nullhipotézis $\alpha=0$ illetve $\beta=1$ volt.

5. 6. Konklúzió

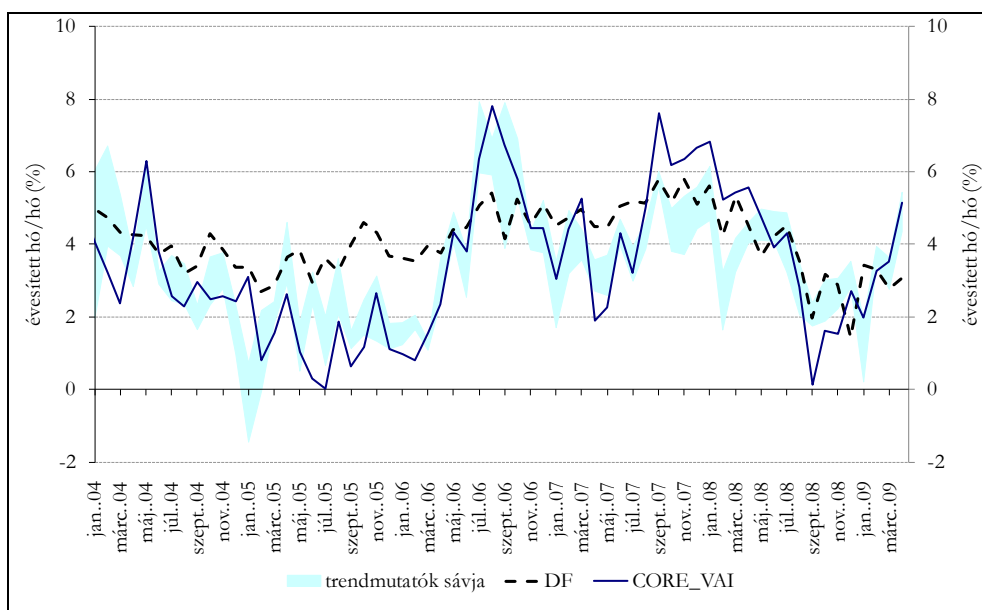
A simaságot, a revíziót, és az előretekintő tulajdonságokat megvizsgálva a következő következtetéseket vonhatjuk le:

- A hagyományos CORE_VAI trendinflációs mutatónál találtunk jobban teljesítő mutatókat több kritérium szerint is.
- Az Edgeworth mutató az összes kritérium alapján a legjobb mutatók között van. Ha egyetlen mutatót kellene kijelölnünk, mint legjobbat, akkor ezt választanánk.
- A dinamikus faktormodell segítségével előállított mutató revíziója kissé magas. Mintán kívüli előrejelző képessége ennek ellenére egy éves horizonton kiemelkedően jónak mondható, és a HP-trend után a legperzisztensebb idősor. Ugyanakkor torzítottnak mondható abból a szempontból, hogy az inflációhoz képesti nagyobb (illetve kisebb) értéke nem jelenti feltétlenül, hogy az infláció nőni (illetve csökkenni) fog.
- A HP-trend használata egyértelműen nem javasolt trendinflációs mutatóként, mert revíziós tulajdonságai rosszak, és ez szignifikáns hatással van a mutató előretekintő tulajdonságaira is.

- A medián, súlyozott medián összességében hasonlóan, míg a csonkolt átlag némileg kedvezőbben teljesített.
- Fontos tanulság, hogy a revíziót érdemes figyelembe venni a vizsgálatok során, mert lényegesen megváltoztathatja az eredményeket.

A fenti eredményekhez érdemes hozzáfűzni, hogy számos esetben a különbségek nem voltak túlságosan nagyok az egyes mutatók között. Emiatt nem biztos, hogy eredményeink a mintaidőszak megválasztására robusztusak. Az idősorok rövideksége azonban nem teszi lehetővé ennek formális vizsgálatát. Egyértelműnek tűnik azonban, hogy az adott mintán az Edgeworth-mutató bizonyult a legjobbnak, míg a HP trend a legrosszabb. A HP trend kivételével a mutatókból képzett minimum-maximum sáv ugyanakkor képes lehet robusztus képet adni az inflációs folyamatokról, miközben a bizonytalanságot is megfelelően bemutatja (40. ábra). Az ábrán ugyanakkor a dinamikus faktormodellel kapott mutatót nem a sáv részeként, hanem külön vonallal ábrázoltuk, amit az indokol, hogy tulajdonságai némileg eltértek a többi trendinflációs mutatótól, ami miatt egyes időszakokban a többi mutató alkotta sávtól lényegesen eltávolodik.

40. ábra: Trendinflációs mutatók sávja*, a dinamikus faktormodellel kapott mutató és a CORE_VAI
(az áfa változások hatásától szűrt mutatók, évesített hó/hó változások)



*Súlyozott és súlyozatlan medián, csonkolt átlag, Edgeworth-mutató

6. Összefoglaló

Az értekezés négy önálló tanulmányból tevődik össze, amelyek különböző nézőpontból, de kapcsolódnak az infláció és az árazási viselkedés témájához.

A második fejezetben, amelyben a bolti és termék szintű árak viselkedését vizsgáltuk, a következő főbb megállapításokat tettük. A magyarországi árak a vizsgált időszakban számottevően merevek voltak, azaz mikro-szinten ritkán változtak, miközben az infláció mérsékelt szinten alakult. Az átlagos áremelés és árcsökkenés nagysága hasonlóan bizonyult, de áremelés gyakrabban fordult elő, mint árcsökkenés. Az árváltozás gyakorisága időben erősen változó. Ezen belül az áremelés gyakorisága időben nagymértékben változó, az árcsökkenésé viszonylag stabil. Annál a terméknél, amelynél gyakoribb az áremelés, gyakoribb az árcsökkenés is. Az ilyen terméknél ugyanakkor az árváltozás nagyságának abszolút értéke átlagosan kisebb. Az árváltoztatások nem teljesen szinkronizáltak sem boltok között, sem boltok belül termékek között. Ezek, és a többi kapott eredmény is összességében leginkább az étlapkölséges modellek tulajdonságaival konzisztens.

További kutatási irányok lehetnek a témában, a magyar gazdaság egyes epizódjainak esettanulmányai, amelyben az árazás változását lehetne vizsgálni. Gábiel és Reiff [2010] illetve Karádi és Reiff [2010] például az áfa változások árazásra való hatásait vizsgálták. Legutóbbi ilyen példa lehetne a 2009. júliusi áfa változások hatásainak vizsgálata, illetve, hogy a válság hogyan változtatta meg az árazási viselkedést.

A harmadik fejezet, ami lényegében kiegészíti a második fejezetet a leíró elemzésen némiképp túlmutató félig strukturális modellel, megerősíti a második fejezetből kapott eredményeket. A legfontosabb eredmény, hogy az árváltozások nagysága és iránya összhangban van az étlapkölséges modellek viselkedésével: az optimális árhoz viszonyított negatív relatív árhoz átlagosan áremelés, pozitív relatív árhoz átlagosan árcsökkenés tartozik; nagyobb abszolút értékű relatív árhoz átlagosan nagyobb mértékű árváltoztatás tartozik; az árváltoztatás átlagos nagysága akkora, hogy az új ár az optimális ár közelében lesz.

A negyedik fejezetben a piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának összehasonlításával foglalkoztunk. Nemzetközi összehasonlításban a szektorokra jellemző inflációs perzisztencia hasonló az uniós országokban tapasztaltnak. A két hazai szektort összehasonlítva azt találtuk, hogy az árazás és a bérezés főbb jellemzői hasonlóak, és ennek megfelelően hosszabb időszakot tekintve az inflációs perzisztenciában sem láttunk eltérést. A piaci szolgáltatások inflációja 2004 és 2008 közepe között ugyan szokatlanul stabil volt, de ez nem magyarázható szektorspecifikus jellegzetességekkel. A piaci szolgáltatások inflációjának dekompozíciója azt mutatja, hogy a nontraded szektor inflációjára ható tényezők egyenként ebben az időszakban is jelentős ingadozást vittek volna a nontraded infláció alakulásába. A sokkok azonban pont olyan ütemben jelentkeztek, hogy együttesen stabil inflációt eredményeztek.

A további kutatások a válság időszakának adataival foglalkozhatnak. Érdekes lenne megvizsgálni, a válságban hogyan változott a két szektor inflációs perzisztenciája és egyéb tulajdonságai.

Az ötödik fejezetben az infláció trendjét megragadó mutatót igyekeztünk konstruálni. A simaságot, a revíziót, és az előretekintő tulajdonságokat megvizsgálva a következő következtetéseket vontuk le. A hagyományos CORE_VAI trendinflációs mutatónál találtunk jobban teljesítő mutatókat több kritérium szerint is, például az Edgeworth mutató az összes kritérium alapján a legjobb mutatók között van. A dinamikus faktormodell segítségével előállított mutató revíziója kissé magas, mintán kívüli előrejelző képessége ennek ellenére egy éves horizonton kiemelkedően jónak mondható, és a HP-trend után a legperzisztensebb idősor. A medián, súlyozott medián összességében hasonlóan, míg a csonkolt átlag mutató valamivel kedvezőbben teljesítettek. Fontos tanulság, hogy a revíziót érdemes figyelembe venni a vizsgálatok során, mert lényegesen megváltoztathatja az eredményeket. A mutatókból képzett minimum-maximum sáv lehet a legmegfelelőbb, ha robusztus képet szeretnénk adni az inflációs folyamatokról, miközben a bizonytalanságot is megfelelően bemutatja.

A témában további kutatást jelent, a fenti eredmények ellenőrzése, amikor a rendelkezésre álló idősorok hosszabbak lesznek. További irány lehet, ha a mutatók

előrejelző képességét többváltozós modellekben (például vektor autoregresszív modellekben) is megvizsgálánk.

7. Függelék

7. 1. A 2. fejezet mikro-adatbázisában szereplő termékek

Reprezentáns termék neve	Mértékegység
Pasztőrözött tej, zacskóban vagy dobozban, 2,8 százalékos zsírtartalom	liter
Ultrapasztőrözött féltartós tej, 2,8 százalékos zsírtartalom, 0,5 liter	darab
Pasztőrözött tej, zacskóban vagy dobozban, 1,5 százalékos zsírtartalom	liter
Ultrapasztőrözött tartós tej dobozban, 2,8-3 százalékos zsírtartalom (például Milli)	liter
Dobozos,1 literes pasztőrözött, homogénezett friss tej, 2,8 százalékos zsírtartalommal, maximum 1 hét lejáratú idővel	liter
Dobozos,1 literes pasztőrözött, homogénezett friss tej, 1,5 százalékos zsírtartalommal, maximum 1 hét lejáratú idővel	liter
Pannónia sajt, szeletelt, csomagolt is	kilogramm
Trappista sajt, szeletelt, csomagolt is	kilogramm
Füstölt, ömlesztett tömbsajt (Karaván, Bojtár, Családi stb.)	kilogramm
Ömlesztett, dobozos sajt 20 dekagrammos	doboz
Kenhető ömlesztett sajtrúd tömlőben, 100 grammos (például Camping stb.)	darab

Camember sajt, fóliában, 125 grammos (például Séd, Tihany, Chevalier stb.)	darab
Lapkasajt, 125 grammos	darab
Trappista tömbsajt	kilogramm
Tejföl, 20 százalék zsírtartalom, 175 grammos, műanyag pohárban	darab
Félzsíros tehéntúró, 0,25 kilogrammos	csomag
Tejszín (0,2-0,3liter)	darab
Kefír, 175 grammos, műanyag pohárban (Danon, Milli, Mizo, Parmalat stb.)	darab
Gyümölcsjoghurt, 150 grammos műanyag pohárban	darab
Juhtúró	kilogramm
Tejföl, 20 százalékos zsírtartalom	liter
Teavaj, 80 százalék zsírtartalom, 10 dekagrammos csomagolásban	darab
Vajkrém, 25 dekagrammos (Magyaros, Zelleres stb.)	doboz
Finomliszt	kilogramm
Rétesliszt	kilogramm
Hántolt rizs, fényezetlen, egész szemű	kilogramm
Előfőzött félkész gyorsrizs, 250 grammos	doboz
Texturált szójakocka (Sojavita), 200 grammos	csomag
Müzli	kilogramm

Kukoricapehely, (ízesített is) 250 grammos (például Kellog's, Cerbona stb.)	doboz
Zsemlemorzsa, 0,5 kilogrammos kiszerelésben	darab
Fehér kenyér	kilogramm
Házi jellegű kenyér	kilogramm
Rozsos kenyér	kilogramm
Tartós kenyér, csomagolt, szeletelt, 400-600 grammos	darab
Félbarna kenyér	kilogramm
Rozsból készült kenyér, 500 grammos (nem magos)	gramm
500 grammos fehér kenyér	gramm
Zsemle	10 darab
Fonott és foszlós kalács, 0,5 kilogrammos	darab
Túrós táska	darab
Kakaós csiga	darab
8-10 tojásos cétnametölt, házi készítésű, 250 grammos (például Marton stb.)	darab
4 tojásos tarhonya, gyári készítésű, 0,5 kilogrammos (Gyermely, Cerbona stb.)	darab
4 tojásos nagykocka tészta, gépi készítésű, 0,5 kilogrammos (Gyermely stb.)	darab
4 tojásos spagetti, gyári készítésű, 0,5 kilogrammos (Gyermely, Cerbona stb.)	darab

7. 2. Az 5. fejezetben szereplő dinamikus faktormodell

A Cristadoro et al. [2005] cikkben használt dinamikus faktormodellt alkalmazzuk.

Legyen $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ egy vektor sorozat. Esetünkben x_{1t} a teljes inflációt jelöli, míg a többi változó az egyes tételek inflációja. A módszer megengedné egyéb, az inflációval kapcsolatban álló indikátor használatát is (pl. kiskereskedelmi forgalom), de ebben a dolgozatban ilyeneket nem használtunk.

Feltesszük, hogy x_{1t} két részből áll, egy x_{1t}^* trendinflációból, amit meg szeretnénk becsülni, és egy ε_{1t} tagból, ami a zajt, azaz a rövidtávú dinamikát és a mérési hibát tartalmazza. Az x_{jt} változókat (minden j -re) fel lehet írni egy közös komponens és egy ideoszinkratikus (azaz egy egyedi) komponens ortogonális összegére: $x_{jt} = \chi_{jt} + \xi_{jt}$. A közös komponens felírható kis számú közös faktor, u_{ht}

segítségével: $\chi_{jt} = \sum_{h=1}^q \sum_{k=0}^s b_{jhk} u_{h,t-k}$. Látható, hogy a q darab közös faktor

késleltetettjei is szerepelnek, ezért beszélhetünk *dinamikus* faktormodellről. Az ideoszinkratikus komponensek minden késleltetés melletti korrelálatlansága nincs kikötve. A modell identifikációja frekvencia tartományban történik, és x_t spektrál sűrűség mátrixának sajátértékeire épül. A pontos részleteket Cristadoro et al. [2005] tartalmazza.

Az inflációban szereplő közös komponens, χ_{1t} felbontható egy rövidtávú és egy hosszútávú komponensre. A becsülendő trendinfláció, x_{1t}^* a közös komponens hosszútávú része.

A modellel kapcsolatban érdemes megemlíteni egy magyar vonatkozást, nevezetesen, hogy Ziermann–Bánkővi–Veliczky [1986] úttörő módon már a 80-as években használt gazdasági idősorok elemzésére és előrejelzésére – a fenti modelltől némiképp különböző – dinamikus faktormodelleket.

7. 3. A 3. fejezetben szereplő likelihood függvény levezetése

Azt kell belátni, hogy $P(p_{st}|p_{st-1})$ a fejezetben leírt ω kifejezések segítségével felírható.

Ehhez a következő jelöléseket vezetjük be:

$$d_{st} = a_t^{time} + a_s^{shop} + x'_{st}\beta,$$

így:

$$p_{st}^* = d_{st} + \varepsilon_{st},$$

valamint:

$$v_{st} = c_{st} - c_0,$$

így:

$$v_{st} \sim N(0, \sigma_c^2).$$

Ekkor:

$$\begin{aligned} \omega_{st}^1 &= P(p_{st}|p_{st-1}, p_{st} = p_{st-1}) = P(p_{st} = p_{st-1}|p_{st-1}) = \\ &= P(|p_{st}^* - p_{st-1}| \leq c_{st}|p_{st-1}) = \\ &= P(d_{st} - p_{st-1} + \varepsilon_{st} \leq c_0 + v_{st}; d_{st} - p_{st-1} + \varepsilon_{st} \geq -c_0 - v_{st}) = \\ &= P(\varepsilon_{st} - v_{st} \leq c_0 - d_{st} + p_{st-1}; -\varepsilon_{st} - v_{st} \leq c_0 + d_{st} - p_{st-1}). \end{aligned}$$

Mivel $\varepsilon_{st} - v_{st} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_c^2)$ és $-\varepsilon_{st} - v_{st} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_c^2)$, együttesen normális eloszlásúak és $Cov(\varepsilon_{st} - v_{st}, -\varepsilon_{st} - v_{st}) = \sigma_c^2 - \sigma_\varepsilon^2$, ezért

$$\omega_{st}^1 = \Phi_2\left(\frac{c_0 - d_{st} + p_{st-1}}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_c^2}}, \frac{c_0 + d_{st} - p_{st-1}}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_c^2}}, \frac{\sigma_c^2 - \sigma_\varepsilon^2}{\sigma_c^2 + \sigma_\varepsilon^2}\right)$$

ahol $\Phi_2(x, y, \rho)$ a kétdimenziós standard normális eloszlásfüggvény ρ korrelációval.

$$\begin{aligned} \omega_{st}^2 &= P(p_{st}|p_{st-1}, p_{st} > p_{st-1}) = \\ &= P(p_{st} = d_{st} + \varepsilon_{st}; p_{st}^* - p_{st-1} > c_{st}; p_{st}^* - p_{st-1} > -c_{st}|p_{st-1}) = \\ &= P(\varepsilon_{st} = p_{st} - d_{st})P(d_{st} + \varepsilon_{st} - p_{st-1} > |c_{st}| | \varepsilon_{st} = p_{st} - d_{st}) = \\ &= \phi(p_{st} - d_{st}, 0, \sigma_\varepsilon)P(v_{st} < p_{st} - p_{st-1} - c_0; v_{st} > -p_{st} + p_{st-1} - c_0) = \\ &= \phi(p_{st} - d_{st}, 0, \sigma_\varepsilon) \left[\Phi\left(\frac{p_{st} - p_{st-1} - c_0}{\sigma_c}\right) - \Phi\left(\frac{-p_{st} + p_{st-1} - c_0}{\sigma_c}\right) \right] \end{aligned}$$

ahol $\phi(x, m, \sigma)$ az m várható értékű és σ szórású normális eloszlás sűrűségfüggvénye, a $\Phi(x)$ pedig a standard normális eloszlásfüggvény.

ω_{st}^3 kiszámítása teljesen analóg ω_{st}^2 levezetésével.

8. Hivatkozások

- AMSTAD, M. – POTTER, S. M. [2007]: Real time underlying inflation gauges for monetary policy makers. *Unpublished manuscript*, Federal Reserve Bank of New York
- BAHARAD, E. – EDEN, B. [2003]: Price rigidity and price dispersion: Evidence from micro data. *Vanderbilt University Working Paper*. 03-W21. sz.
- BARRO, R. J. [1972]: A theory of monopolistic price adjustment. *Review of Economic Studies*. 39 évf. 1. sz. 17–26. old.
- BAUER, P. [2008]: Ármerevség vizsgálata mikroadatok alapján: a magyarországi kiskereskedelmi árazás stilizált tényei. *Statisztikai Szemle*. 86. évf. 3. szám. március. 251-280. old.
- BAUER, P. [2011]: Inflációs trendmutatók. *Statisztikai Szemle*. 89. évf. 2. szám. 161-184. old.
- BAUER, P. – GÁBRIEL, P. [2009]: Inflációs perzisztencia a traded és a nontraded szektorban. *MNB-tanulmányok*. No.82. október.
- BILKE, L. – STRACCA, L. [2008]: A Persistence-weighted Measure of Core Inflation in the Euro Area. *ECB Working Papers*, No. 905., June.
- BILS, M. – KLENOW, P. [2004]: Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*. 112. évf. 5. sz. 947–985. old.
- BRYAN, M. F. – CECCHETTI, S. G. [1994]: Measuring core inflation. in N. Gregory Mankiw (ed.) *Monetary Policy*, Chicago: The University of Chicago Press, 195-215.
- CALVO, G. A. [1983]: Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*. 12. évf. 3. szám. 383–398. old.
- CAMPBELL, J. R. – EDEN, B. [2006]: *Rigid prices: Evidence from U.S. scanner data*. Munkaanyag.

- CRISTADORO, R. – FORNI, M. – REICHLIN, L. – VERONESE, G. [2005]: A Core Inflation Indicator for the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, Volume 37, Number 3, June.
- DARVAS, ZS. – VARGA, B. [2007]: Inflation persistence in the euro-area, US, and new members of the EU: Evidence from time-varying coefficient models. *Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2006* 137, Money Macro and Finance Research Group
- DHYNE, E. ET AL. [2005]: Price setting in the euro area. Some stylized facts from individual consumer price data. *European Central Bank Working Paper Series*. 524. sz.
- DHYNE, E. – FUSS, C. – PESARAN, H. – SEVESTRE, P. [2006]: Lumpy Price Adjustments: A Microeconometric Analysis. *National Bank of Belgium, Working Papers – Research Series*. No. 100, October.
- DICKENS, W. T. – GOETTE, L. – GROSHEN, E. L. – HOLDEN, S. – MESSINA, J. – SCHWEITZER, M. E. – TURUNEN, J. – WARD, M. E. [2007]: How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project, *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association
- DOTSEY, M. – KING, R. G. – WOLMAN, A. L. [1997]: State-dependent pricing and the dynamics of business cycles. *Federal Reserve Bank of Richmond, Working Paper*. 97-02. sz.
- ECKSTEIN, O. [1981]: *Core Inflation*, Prentice-Hall, (Englewood Cliffs, N.J.).
- ÉGERT B. [2007]: Real Convergence, Price Level Convergence and Inflation Differentials in Europe, Working Papers 138, *Oesterreichische Nationalbank* (Austrian Central Bank)
- ÉGERT B. – HALPERN L. – MACDONALD, R. [2006]: Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues. Working Papers 106, *Oesterreichische Nationalbank*
- FERENCZI B. – VALKOVSKY S. – VINCZE J. [2000]: Mire jó a fogyasztói-ár statisztika? *Közgazdasági Szemle*. XLVII. évf. október. 751-774. old.

- FREEDMAN, C. – LAXTON, D. [2009]: IT Framework Design Parameters, *IMF Working Paper* 09/87. April.
- GÁBRIEL P. – REIFF Á. [2007]: *Frequency and size of price changes in Hungary - Evidence from micro CPI data*. Munkaanyag.
- GÁBRIEL P. – REIFF Á. [2010]: Price Setting in Hungary – a Store-Level Analysis. *Managerial and Decision Economics*, March, Volume 31, Issue 2-3, pp. 161-76.
- KARÁDI P. – REIFF Á. [2010]: Inflation asymmetry, menu costs and aggregation bias – A further case for state dependent pricing. *MNB Working Papers* 2010/3
- KÉZDI G. – KÓNYA I. [2009]: Bértmegállapítás Magyarországon: egy vállalati felmérés eredményei. *MNB Szemle*, október.
- KLENOW, P. – KRYVTSOV, O. [2005]: State-dependent or time-dependent pricing: Does it matter for recent U.S. inflation? *Bank of Canada Working Paper* 05-4. sz.
- KOVÁCS M. A. [2002]: A Balassa-Samuelson hatás becsült mértéke 5 közép-és keleteurópai országban, *MNB füzetek*
- KÖKÉNY O. N. [2005]: Implementation and comparison of core inflation: an assesment of Hungarian data. Szakdolgozat, Budapesti Corvinus Egyetem, Gazdálkodástudományi Kar.
- LACH, S. – TSIDDON, D. [1994]: Staggering and synchronization in price setting: Evidence from multiproduct firms. *NBER Working Paper Series*. 4759. sz.
- MACKOWIAK, B. – SMETS, F. [2008]: On Implications of Micro Price Data for Macro Models. *ECB Working Paper*. No. 960. November.
- MIDRIGAN, V. [2007]: Menu costs, multi-product firms, and aggregate fluctuations. *CFS Working Paper Series* 2007/13.
- QUAH, D. – VAHEY, S. P. [1995]: Measuring core inflation. *Economic Journal*, 105, 1130-1144.
- RÁTFAI A. [2007]: The frequency and size of price adjustment: Microeconomic evidence. *Managerial and Decision Economics*. 28 évf. 7. sz. 751–762. old.

- ROTEMBERG, J. J. [2005]: Customer anger at price increases, changes in the frequency of price adjustment and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, p. 829-852
- SHESHINSKI, E. – WEISS, Y. [1977]: Inflation and costs of price adjustment. *Review of Economic Studies*. 44. évf. 2. sz. 287–303. old.
- SHESHINSKI, E. – WEISS, Y. [1992]: Staggered and synchronized price policies under inflation: The multiproduct monopoly case. *Review of Economic Studies*. 59. évf. 2. sz. 331–359. old.
- SIMENSEN, A. M. – WULFSBERG, F. [2009]: CPI-FW: a frequency weighted indicator of underlying inflation. *Norges Bank Economic Commentaries*, Nr. 7.
- TAYLOR, J. B. [1980]: Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*. 88. évf. 1. szám. 1–23. old
- VALKOVSKY S. – VINCZE J. [2001]: Estimates of and Problems with Core Inflation in Hungary. *Central Bank Review*, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey, vol. 1(1), pages 69-99.
- VÁRPALOTAI V. [2003]: Dezaggregált költségbegyűrés-alapú ökonometriai infláció-előrejelző modell, *MNB füzetek*
- WYNNE, M. A. [1999]: Core inflation: a review of some conceptual issues. *ECB Working Papers*, No. 5., May.
- ZIERMANN M. – BÁNKÖVI GY. – VELICKY J. [1986]: Dinamikus faktormodellek. In: Tusnády G. – Ziermann M. (szerk.): *Idősorok analízise*. Műszaki Könyvkiadó. Budapest.