



**Közgazdaságtudományi  
Doktori Iskola**

## **TÉZISGYŰJTEMÉNY**

**Bauer Péter**

**Elemzések az inflációról**

című Ph.D. értekezéséhez

**Témavezető:**

**Vincze János, Ph.D**

docens

Budapest, 2012

**TÉZISGYŰJTEMÉNY**

**Bauer Péter**

**Elemzések az inflációról**

című Ph.D. értekezéséhez

**Témavezető:**

**Vincze János, Ph.D**

docens

# Tartalomjegyzék

1. KUTATÁSI ELŐZMÉNYEK ÉS A TÉMA INDOKLÁSA	4
2. A FELHASZNÁLT MÓDSZEREK	5
<b>2. 1. Ármerevség vizsgálata mikroadatok alapján</b>	<b>5</b>
<b>2. 2. Egy fél-strukturális árazási modell</b>	<b>6</b>
<b>2. 3. Inflációs perzisztencia a traded és a nontraded szektorban</b>	<b>6</b>
<b>2. 4. Inflációs trendmutatók</b>	<b>7</b>
3. EREDMÉNYEK	8
<b>3. 1. Ármerevség vizsgálata mikroadatok alapján</b>	<b>8</b>
<b>3. 2. Egy fél-strukturális árazási modell</b>	<b>11</b>
<b>3. 3. Inflációs perzisztencia a traded és a nontraded szektorban</b>	<b>13</b>
<b>3. 4. Inflációs trendmutatók</b>	<b>18</b>
4. HIVATKOZÁSOK A DISSZERTÁCIÓBAN	24
5. SAJÁT PUBLIKÁCIÓK A TÉMAKÖRBE	28

## 1. Kutatási előzmények és a téma indoklása

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 bevezető fejezetet követő második fejezetben a mikro-szinten zajló árazási viselkedés vizsgálatával foglalkozunk, ehhez bolti szintű, egyedi termékekre vonatkozó magyar áradatokat 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 hasonlóknak 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] cikken alapul). 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. A felhasznált módszerek**

### **2.1. Ármerevség vizsgálata mikroadatok alapján**

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

Az előzők vizsgálatához publikusan nem hozzáférhető, havi gyakorisággal megfigyelt, boltszintű áradatakat használunk, amelyek a KSH fogyasztói árindex számításához használt adatai néhány élelmiszertermékre. 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.

Megvizsgáljuk a következőket:

- az ármerevség különböző mutatói

- az árváltoztatások átlagos nagysága
- az árváltoztatás valószínűsége időben állandó vagy változó
- az árváltoztatás boltok közötti és bolton belüli szinkronizációja
- az árváltoztatás gyakorisága és nagysága közötti kapcsolat
- az utolsó árváltoztatás óta eltelt idő és az árváltoztatás gyakorisága
- az utolsó árváltoztatás óta eltelt idő és az árváltoztatás nagysága
- relatív árak

## 2. 2. Egy fél-strukturális árazási modell

Ebben a fejezetben, egy egyszerű fél-strukturális ökonometriai modellt becslünk, amely az (S,s) modellre épül. Az elemzés célja, hogy egyrészt becslést kapjunk a menüköltségre, vagy pontosabban az S ill. s küszöbök nagyságára.

A modell megbecslése egy nemlineáris panel-modell becslését jelenti, amely maximum-likelihood módszerrel történik. A becslési eredményeket összehasonlítjuk Dhyne et al. [2006] eredményeivel.

## 2. 3. Inflációs perzisztencia a traded és a nontraded szektorban

Az árszintváltozás mozgatórugóinak alaposabb megértését 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.

Megvizsgáljuk a következőket:

- A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációját meghatározó tényezők a Balassa-Samuelson elemzési keretben
- A piaci szolgáltatások és az iparcikkek inflációjának perzisztenciája a régiós országokban
- A piaci szolgáltatások és az iparcikkek átárazásának gyakorisága
- Bérek perzisztenciája a traded és a nontraded szektorban
- Dezinflációs időszakok jellegzetességei a régióban

Ezek után a piaci szolgáltatások és iparcikkek inflációját többféle módszerrel is felbontottuk, hogy lássuk, hogy milyen faktorok okozhatják a különbséget.

- A résztételek egyszerű csoportosítása. Piaci szolgáltatások esetén élelmiszer-, üzemanyag-intenzív és egyéb kategóriára, iparcikkek esetében tartós és nemtartós csoportokra.
- Dekompozíció költségfaktorokra, amihez egy inflációs előrejelzésre használt költségalapú modellt használtunk.
- Felbontás faktorokra főkomponens-analízis segítségével.

## 2. 4. Inflációs trendmutatók

A fejezet fő célkitűzései:

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

A fejezetben összegyűjtjük a trendmutatók nemzetközi irodalomban használatos típusait, értékelési szempontokat alakítunk ki, majd a szempontok alapján értékeljük a különféle mutatókat.

A vizsgált szempontok a következők voltak:

- simaság
- rövidtávú előrejelző képesség
- alacsony revízió

Különös figyelmet fordítottunk arra, hogy mindig a valós idejű adatokat használjuk, azaz a revíziós problémákat kezeljük.

### 3. Eredmények

A kapott eredményeket fejezetenként ismertetjük.

#### 3. 1. Ármerevség vizsgálata mikrodatok alapján

A rendelkezésre álló adatok, amikre a vizsgálatokat végeztük a KSH fogyasztói árindex számításához használt boltszintű áradatai néhány termékre. Ezek a termékek tejtermékek és különféle pékáruk, összesen 46 darab. A leíró elemzés mellett igyekeztünk az eredményeket annak fényében értékelni, hogy inkább az időfüggő vagy az állapotfüggő árazási modellekkel konzisztensek. Az időfüggő modelleknél az árváltoztatás időpontja exogén. A két legismertebb ilyen modell Taylor [1980] modellje, ahol minden bolt ugyanolyan gyakorisággal, szabályos időközönként változtathatja egy termék árát, illetve Calvo [1983] modellje, ahol rögzített valószínűséggel változtathat árat egy bolt. Az állapotfüggő modelleknél az árváltoztatás időpontja endogén, legelterjedtebbek az étlapkölséges modellek közülük, ahol az átárazásnak egy fix, árváltoztatás nagyságától független költsége van. Egy konkrét ilyen étlapkölséges modell az ún. (S,s) árazási modell, amikor az átárazás akkor történik, amikor az optimális – átárazási költség nélkül profitmaximalizáló – ártól való eltérés elér egy korlátot. Az empirikus vizsgálatok során a következő eredményeket kaptuk:

1. Először az ármerevség különféle mutatóit vizsgáltuk meg. Az ármerevség mértékét alapvetően kétféleképpen lehet jellemezni: egyrészt az árváltoztatás gyakoriságával, másrészt az árak változatlanságának hosszával. Az ármerevség legegyszerűbb mutatója az árváltoztatás gyakoriságára vonatkozik. Az adatokon kapott eredmények szerint az árváltoztatás havi gyakorisága 24,7 százalék. Az átmeneti árcsökkentésektől, azaz akcióktól szűrt adatok alapján 22,2 százalék adódik.
2. Nemzetközi összehasonlításban a kapott árváltoztatási gyakoriságról azt mondhatjuk, hogy az eurózónánál gyakrabban változtak az árak, az Egyesült Államok adatához 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.



3. Az ármerevség mértékének másik fajta mutatója az, hogy azt vizsgáljuk, hogy az árak milyen hosszan maradnak változatlanok. Az újonnan megváltozott árak változatlanosságának hossza 3,8 hónap. Amennyiben az árváltozatlanosság várható hossza termékenként jelentősen különbözik, akkor az új árak változatlanosságának átlagos hossza mutató nem ad megfelelő képet a jellemző árváltozatlanosságról. Ugyanis a hosszabb árváltozatlanossági szakaszokkal rendelkező termékek kevesebb szakasszal vesznek részt az átlagban. Ezt a problémát elkerülendő, az ármerevséget jobban jellemző mutatót nyerhetünk, ha az árváltozatlanossági szakaszokat saját hosszukkal súlyozva átlagoljuk, így 8,1 hónapot kapunk eredményül.
4. Az árváltoztatások 62 százaléka áremelés, míg 38 százaléuk árcsökkentés. Ez azt jelenti, hogy több, mint másfélszer gyakrabban volt áremelés, mint árcsökkentés.
5. 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–Kryvtsov* [2005]).
6. Az árak, feltéve hogy emelkednek, átlagosan 12,1 százalékkal nőnek, feltéve hogy csökkennek, átlagosan 11,8 százalékkal csökkennek 1 hónap alatt.
7. 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. Azaz elmondható, hogy az egyedi árak (azonos boltban, azonos termék) viszonylag ritkán változnak, amennyiben mégis változnak, akkor viszont számottevő mértékben.
9. Nagyon kicsi árváltozások előfordulnak, de viszonylag ritkák. Konkrétan: az ármelések 95 százaléka 1,5 százaléknál nagyobb mértékű volt, illetve az árcsökkentések 95 százaléka 1,5 százaléknál (abszolútértékben) nagyobb volt. Kicsiny árcsökkentések különösen ritkán fordulnak elő.
10. Az, hogy egyáltalán akadnak kicsiny méretű árváltoztatások, problémát okoz az  $(S,s)$  modell számára, hiszen egy bizonyos küszöbnél kisebb méretű árváltoztatások nem fordulhatnak elő (túl kicsiny 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.
11. Az összes termékre együttesen az adott hónapban árat változtató boltok aránya átlagosan 24,8 százalék, a hónapok közötti szórás 8,2 százalékpont. 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. Így az árváltoztatás valószínűsége időben korántsem tekinthető állandónak, szemben Taylor [1980] és Calvo [1983] alapmodelleivel. Ugyanakkor az árváltoztatások időfüggőségét nem lehet teljesen kizárni; megfigyelhető ugyanis az árváltoztató boltok arányának időbeli alakulásánál a szezonális.
  12. Az összes bolt között az árváltoztatás kevésbé szinkronizált. A boltok belüli árváltoztatás sincs összehangolva. Az árváltoztatások szinkronizátlansága az elméleti modellek közül az időfüggő modelleknél mindenképpen teljesül, az étlapköltséges modelleknél (heterogenitás esetén) pedig általában teljesül.
  13. Nagyobb áremelési gyakoriság kisebb emelésekkel jár együtt, míg nagyobb árcsökkentési gyakoriság kisebb abszolútértékű árcsökkentéssel párosul. Ez az eredmény a Calvo és az (S,s) modellekkel is összhangban lehet.
  14. Az árváltoztatás valószínűségének időtartam-függősége negatív, azaz az ún. hazard csökkenő, és ez nem teljesen a heterogenitás következménye. Azaz a hosszabb ideje változatlan árnál kisebb az esélye, hogy megváltozzon. Ez egyik egyszerű elméleti modellel sem magyarázható. A csökkenő hazardot ugyan könnyű elméletileg levezetni, ha különböző termékekre különböző árváltoztatási valószínűségű Calvo-árazást feltételezünk. Erre kontrollálva is azonban van evidencia a csökkenő hazardra. *Campbell* és *Eden* [2006] amellett érvelnek hogy a csökkenő hazardok azt jelentik, hogy a nemrég változtatott árak egy részét nem sikerült jól meghatározni a boltok, ez hamar kiderül és újra megváltoztatják az árat. A jól „beállított” árakhoz viszont hosszabb ideig nem nyúlnak hozzá.
  15. Az utolsó árváltoztatás óta eltelt idő és az árváltoztatás nagysága között nincs pozitív kapcsolat, ami ellentmond a Calvo [1983] modell következményeinek.
  16. Magas relatív ár (abszolút értékben) az étlapköltséges modellek szerint magas árváltoztatási valószínűséggel jár együtt. Ezt az adatokból is ki tudtuk mutatni,

ráadásul az árváltoztatási valószínűség aszimmetrikus, ami összhangban van a (mérsékelt) pozitív inflációval.

17. 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.

### 3. 2. Egy fél-strukturális árazási modell

Ebben a fejezetben, egy egyszerű fél-strukturális ökonometriai modellt becslünk, amely az (S,s) modellre épül. Az elemzés célja, hogy egyrészt becslést kapjunk a menüköltségre, vagy pontosabban az S ill. s küszöbök nagyságára. Másrészt cél az is, hogy elkülönítsük az árváltoztatási döntést az „optimális árat” befolyásoló faktoroktól.

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,

$p_{st}^*$  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)

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

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

$\varepsilon_{st}$  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:

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

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

A fenti modell paramétereit maximum likelihood becslés segítségével becsüljük. A becsléseket termékenként külön-külön végezzük.

Az ML becslést 10 kiválasztott termékre végeztük el.

A következő eredményeket kapjuk:

1. A gyakoribb árváltoztatás rendszerint alacsonyabb étlapköltséggel ( $c_0$ -lal) jár együtt.
2. Az árváltoztatási gyakoriság és a becsült közös faktor ( $a_t^{time}$ ) változékonysága között negatív, de nem szignifikáns korrelációt találunk.
3. A közös faktor időSORA általában az átlagárak időSORÁT követi, de annál volatilisabb.

A korábbiakban (2. fejezet) 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 fixed-effectek segítségével becsülhetjük a látens optimális árat. Az eredmények megerősítik a 2. fejezetben kapott következtetéseinket:

4. Az abszolútértékben magasabb relatív árak magasabb árváltoztatási valószínűséggel járnak együtt.
5. Pozitív irányban lassabban nő az árváltoztatási valószínűség.
6. Zérus relatív árhoz is számottevő árváltoztatási valószínűség tartozik.
7. A kis abszolútértékű relatív árakhoz tartozó számottevő árváltoztatási valószínűség megmagyarázható a boltokra jellemző, időben változó egyedi sokkokkal (idioszinkratikus sokkokkal).
8. az árváltozások nagysága és iránya összhangban van az étlapkölséges modellek viselkedésével: 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

### **3. 3. Inflációs perzisztencia a traded és a nontraded szektorban**

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. 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. 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.

A hazai piaci szolgáltatások és iparcikk infláció hosszabbtávú alakulásának elemzésére először a Balassa-Samuelson mechanizmus elemzési keretét használtuk.

A Balassa-Samuelson keretben a piaci szolgáltatások inflációja az iparcikkek inflációjához képest határozódik meg. A mechanizmus a két szektor bérkiegyenlítésének 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 összegével.

Ugyanakkor az utóbbi évek kutatási eredményei alapján a Balassa-Samuelson hatás mértékéről a gyakorlatban nem mondhatjuk, hogy mindegyik felzárkózó ország esetében nagyobb lenne a fejlett országokénál.

A következő empirikus eredményekre jutottunk:

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

A infláció hosszabb távú alakulása mellett ugyancsak fontos kérdés, hogy rövidtávon milyen az infláció dinamikája a két szektorban. A piaci szolgáltatás és iparcikk infláció perzisztenciáját először úgy jellemezzük, hogy az idősorokra AR(1) modellt illesztünk, amelyben az autoregresszív tag együttthatója mutatja a perzisztencia mértékét.

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

A piaci szolgáltatás és az iparcikk inflációnak a ragadósságát ugyancsak jellemzi az idősorok volatilitása. Ennek vizsgálatához az idősorokból kiszűrtük a trendet (HP filterrel), és így számítottuk ki a havi, illetve negyedéves változás szórását.

3. A teljes vizsgált időszakon (1997-2009) a magyar adatok alapján a piaci szolgáltatás valamivel volatilisabb, mint az iparcikk, viszont 2004-2008 között az iparcikknek több mint harmadával nagyobb a szórása, mint a piaci szolgáltatásoknak. 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 iparcikkéknél.
4. A dezaggregált adatok vizsgálata valamelyest eltérő képet fest a piaci szolgáltatások és az iparcikk 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 iparcikkhez képest nem jelentős az eltérés, valamint a termékek többsége egy év alatt ebben a szektorban is átárazódik.

Az infláció perzisztenciájának egyik oka lehet a bérek perzisztenciája. Ennek a szolgáltató szektorban nagyobb a jelentősége, mert itt a bérkidadások aránya kiemelkedően magas a költségeken belül.

5. 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).

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

6. 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.
7. 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.
8. Nincs számottevő eltérés az egyes szektorok közt a sokkokhoz való rövidtávú alkalmazkodást megkönnyítő *rugalmas bérkomponenseknek* az összes bérhez viszonyított arányában sem.
9. Hasonló a *bérezés gyakorisága* is.
10. 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 feldolgozóipar és a piaci szolgáltatások közt.

A szektorok áralkalmazkodásában potenciálisan meglévő aszimmetriák jobban megmutatkozhatnak azokban az időszakokban, amikor a gazdaságot az átlagosnál nagyobb sokkok érik:

11. 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.

Magyarországon a piaci szolgáltatások inflációja egy hosszabb időszakon keresztül – 2004-től 2008 közepéig – meglepő stabilitást mutatott. Az alábbiakban emellett érvelünk, hogy a megfigyelt stabilitás annak köszönhető, hogy a szektort érő sokkok épp ellentétesen hatottak. Ennek alátámasztására a szektorális inflációs idősorokat többféleképpen is dekomponáljuk.

12. Először a piaci szolgáltatások és az iparcikkek kategóriákba tartozó tételeket bontottuk további alkategóriákra. A piaci szolgáltatásokhoz tartozó CPI tételek egy kézenfekvő csoportosítása, amikor olaj-intenzív (taxi, teherszállítás), élelmiszer-intenzív (éttermi étkezés, munkahelyi étkezés, büféárak, eszpresszókávé) és „egyéb” csoportba soroljuk őket, a tételek tartalma alapján. Míg a két előbbi kategória inflációja számottevően ingadozott, addig az „egyéb” kategória inflációja lényegében változatlan maradt, 6 százalékos szinten stabilizálódott.
13. Az iparcikkeket hagyományosan tartós és nemtartós kategóriákba szokás sorolni. 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.
14. A piaci szolgáltatások és az iparcikk infláció dekompozícióját egy költségalapú inflációs előrejelző modell segítségével is megvizsgáltuk. A piaci szolgáltatások inflációját a különböző költségfaktorok inflációs hatása szerint bontottuk fel. A költségfaktorok közül érdemes kiemelni a fajlagos bérköltséget és a vállalatok energia költségét. A két faktor hozzájárulása a piaci szolgáltatások inflációjához időben számottevően változott. 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. Az iparcikk inflációt is felbontottuk, hogy a piaci szolgáltatás eredményekkel összehasonlítsuk. A két termékcsoport felbontását összehasonlítva megállapíthatjuk, hogy ugyan a költségtényezők hatása különbözik, de költségfaktorok hatásának volatilitása mindkét termékcsoportban jelentős.

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

15. A piaci szolgáltatások kategóriába tartozó tételek inflációjának varianciáját 53%-ban magyarázza az első főkomponens. Gyakorlatilag mindegyik tétel pozitívan és erősen korrelál vele. Emiatt az első főkomponenst kézenfekvő valamiféle „underlying” inflációs folyamatként tekinteni.
16. 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 résztételek inflációs dinamikájának eltéréseit magyarázzák.
17. Külön említést érdemel a harmadik legfontosabb komponens, ami a kiskereskedelmi értékesítésekkel korrelál, így az aggregált kereslet hatását mutathatja a szolgáltatásokra.
18. Az iparcikkek esetében az első főkomponens az összvariancia 49 százalékát magyarázza. Akárcsak a piaci szolgáltatások esetében, az iparcikkeknél 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.
19. A többi fontosabb főkomponensről az iparcikkeknél is elmondható, hogy elsősorban a résztételek inflációjában megmutatkozó heterogenitást magyarázzák, és időben volatilisen alakultak. Az iparcikkek esetében a negyedik főkomponenst a forint árfolyamváltozásával mozog szorosan együtt. Az is megfigyelhető, hogy az árfolyamváltozás hatása néhány negyedéves késéssel mutatkozik meg az árakban.
20. A főkomponens-elemzés alapján azt mondhatjuk, hogy a piaci szolgáltatások valamelyest homogénebb kategóriának tekinthető, mint az iparcikkek. Az eltérés azonban nem számottevő, az első főkomponens mindkét kategóriában nagyjából a variancia felét magyarázza.

21. A résztételek inflációját magyarázó főkomponensek többsége a vizsgált időszakban számottevően ingadozott, emiatt aggregált szinten sem valószínűsíthető túlzott perzisztencia.

Összességében tehát azt mondhatjuk, hogy a piaci szolgáltatások inflációja 2004 és 2008 közepe között ugyan szokatlanul stabil volt, de ez nem magyarázható sektorspecifikus 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.

### **3. 4. Inflációs trendmutatók**

Az aktuális gazdasági folyamatokat követő gazdasági elemzők számára fontos feladat az infláció alakulásának elemzése, míg a jegybankok számára központi jelentőségű. Ezért fontos az aktuális inflációs folyamatokról egy robusztus kép kialakítása, olyan mutatók figyelemmel kísérése, amelyek képesek az inflációs trend („underlying inflation”) bemutatására, és az inflációs előrejelzés támogatására.

A fejezet célja, hogy magyar adatokon a trendmutatók olyan átfogó vizsgálatát végezze, ami igazodik a nemzetközi gyakorlathoz (szezonálisan igazított, rövidbázisú indexek használata). Újdonságnak számít, hogy magyar adatokon a dinamikus faktor modellt 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 fejezetben 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.

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.
- *„Élelmiszer és energia nélkül” típusú indexek.* Bizonyos előre rögzített, volatilis tételek teljes kihagyása a fogyasztói árindexből.
- *„Korlátozott hatású becslés”* (angolul: limited influence estimator). Az inflációs tételek közül minden egyes időpontban a legszélsőségebbeket 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.
- *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.
- *Idősoros módszerek.* A mozgóátlagok és a különféle egyváltozós trendszűrések, pl. Hodrick-Prescott (HP) filter sorolható ide.
- *Keresztmetszeti és idősoros információ egyszerre.* Az elterjedőben lévő dinamikus faktormodellek tartoznak ebbe a csoportba.

A trendinflációs mutatók értékelését bizonyos rögzített szempontok alapján végezzük. A következő szempontokat tekintettük:

- Simaság.
- Rövidtávú előrejelző képesség.
- Alacsony revízió.

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.

- *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  $\alpha$  (illetve  $\beta$ ) szám határozza meg, ez mutatja meg, hogy az eldobott néhány legkisebb (illetve legnagyobb) tétel súlyainak összege mekkora legyen.
- *Súlyozatlan medián.*
- *Súlyozott medián.*
- *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.
- *HP trend.* Az idősoros módszerek közül a Hodrick-Prescott filtert választottuk, amely segítségével kapott trend lesz a vizsgálandó underlying mutató.
- *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 CORE\_VAI kivételével valamennyi mutatót a fogyasztói kosár szezonálisan igazított résztételeiből állítottuk elő.

A következő eredményeket kaptuk:

1. Először a mutatók simaságát vizsgáltuk. Kétféle módon mérjük: szórással 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). A probléma azonban az, 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. Ez 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.

2. Ezután a revíziós tulajdonságokat elemeztük, amelyek megmutatják, hogy az egyes mutatók mennyit változnak visszamenőlegesen, ahogy az új adatok beérkeznek. A kizárólag keresztmetszeti információt használó módszerek (azaz a HP trend és dinamikus faktormodellen kívül az összes) csak a szezonális igazítás miatt revideálódhatnak. 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 HP-filter rosszul teljesít. Az átlagos abszolút teljes revíziót vizsgálva megállapítható, hogy 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.

Ezután megvizsgáltuk mennyire előretékintőek a mutatók, mégpedig többféleképpen: mintán belül (korreláció a következő 6 havi inflációval), előrejelző képességüket elemeztük, megnéztük mennyire jelzik előre a fordulópontokat. Végül „torzítottságukat” vizsgáltuk, amely arra vonatkozik, hogy egy egyszerű grafikus vizsgálat – alatta vagy felette van az aktuális inflációnak a trendmutató – mennyire jelzi, hogy csökken vagy emelkedik várhatóan az infláció a jövőben. Mindegyik vizsgálatnál figyelembe vettük a revíziós problémát, azaz a valós idejű adatokkal dolgoztunk. Ez például azt jelenti, hogy az előrejelzésnél csak a becslési időszakon ismert adatok alapján számítottuk a szezonálisan igazított adatokat.

A következő eredményekre jutottunk:

3. A következő 6 havi inflációval való korrelációt vizsgálva a dinamikus faktormodell a legelőretékintőbb mutató a vizsgáltak között. Az Edgeworth és a csonkolt átlag szintén jól teljesít. A CORE\_VAI nincs a legjobban teljesítő mutatók között, a vizsgált szempont alapján tehát van nála jobb trendmutató.

4. Az előrejelző képességet egy olyan, az inflációra felírt autoregresszív egyenlet alapján vizsgáljuk, amelyben még a vizsgált mutató is szerepel magyarázó változóként. Az eredmények szerint a tisztán autoregresszív (tehát trendmutatót nem tartalmazó) benchmarknál jobb előrejelzést igen nehéz adni. Az is látszik, hogy az induló időpont (2000. január ill. 2002. január, a CORE\_VAI és a dinamikus faktormodell nem áll korábbra rendelkezésre) megválasztása befolyásolja az eredményeket. Annyi elmondható, hogy egy évnél rövidebb előrejelzési horizonton a CORE\_VAI jól teljesít, ugyanakkor robusztusnak 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.
5. 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. Mivel kevés számú fordulópontunk van és rövid mintaidőszak áll rendelkezésre, ezért a mutatók értékelését a grafikon alapján, szemmel végeztük. 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.
6. Végül a mutatók előretékintőségével kapcsolatban a torzítottságot vizsgáljuk meg. Egy trendmutató kívánt tulajdonsága ugyanis, hogy azt a pályát adja meg, ahova az infláció hosszabbtávon konvergál. Így, ha egy időpontban nagyobb értéket vesz fel, mint az infláció 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. Azt találtuk, hogy a HP trend és a dinamikus faktormodell torzítottabbnak bizonyult a többi mutatónál.

Összességében a következő eredményekre jutottunk:

- 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.
- 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 nem javasolt trendinflációs mutatóként, mert revíziós tulajdonságai rosszak, és ez szignifikáns hatással van a mutató előretekinő 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 mutatókból képzett minimum-maximum sáv lehet a legmegfelelőbb, ha robusztus képet szeretnénk adni az inflációs folyamatokról, miközben a bizonytalanságot is megfelelően bemutatja.

## 4. Hivatkozások a disszertációban

- 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 Microeconomic 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]: Bérmegállapítás 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 költségbeugyűzés-alapú ökonometria i 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.

## 5. Saját publikációk a témakörben

### Folyóiratcikkek:

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.

### Műhelytanulmányok:

BAUER, P. – GÁBRIEL, P. [2009]: Inflációs perzisztencia a traded és a nontraded szektorban. *MNB tanulmányok*. No.82. október.

BAUER, P. [2011]. Inflációs trendmutatók. *MNB tanulmányok* 91., február.