

Közgazdasági- és Regionális Tudományok Intézete
Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar

**AZ INFLÁCIÓ ÉS AZ ÁRAZÁSI MAGATARTÁS
REGIONÁLIS JELLEMZŐI MAGYARORSZÁGON,
MIKROSZINTŰ ADATOK ALAPJÁN**

Reiff Ádám – Zsibók Zsuzsanna

2008/1

2008. március

Szerkesztőbizottság:

Barancsik János

Buday-Sántha Attila

Szabó Zoltán

Varga Attila (elnök)

Az infláció és az árazási magatartás regionális jellemzői Magyarországon, mikroszintű adatok alapján¹

Reiff Ádám^{*} – Zsibók Zsuzsanna[†]

Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete
Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar
Pécs, Rákóczi 80, H-7622, Hungary
Tel: (36) 72- 501-599/3134
E-mail: zsibok@ktk.pte.hu

2008. március

Kivonat

Boltszintű árstatisztikai felírások alapján a tanulmány a magyarországi inflációs folyamatok és árazási magatartás jellemzőinek regionális hasonlóságait és eltéréseit vizsgálja. Fő tanulsága, hogy a hivatalos NUTS-II régiók nem képeznek önálló gazdasági egységeket, mely megállapítást alátámasztják (1) a megyei szintű inflációs ráták variancia-felbontásának eredményei, (2) a megyei szintű árváltoztatási gyakoriságok és méretek hasonlóságai, valamint (3) a megyei szintű inflációs ráták nemzeti és regionális faktorokra való felbontásának eredményei. A tanulmány kimutat bizonyos mértékű árszínvonal-konvergenciát, elsősorban a 2004 májusa, az európai uniós csatlakozás utáni időszakra vonatkozóan. Ez a folyamat nem tekinthető általánosnak, mivel csak néhány ágazatban jelenik meg, jellemzően a szolgáltatások szektorában.

Kulcsszavak: regionális inflációs folyamatok, árszínvonal-konvergencia.

JEL: E31, E52, E58.

¹ A tanulmány szerzői köszönettel tartoznak a PTE KTK Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete szemináriuma, valamint a Magyar Nemzeti Bank szemináriuma résztvevőinek hasznos tanácsaikért és észrevételeikért. Az esetleg megmaradt hibák a sajátjaink.

^{*} Magyar Nemzeti Bank, reiffa@mnb.hu

[†] Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar, PhD hallgató, zsibok@ktk.pte.hu

Az infláció és az árazási magatartás regionális jellemzői Magyarországon, mikroszintű adatok alapján

1. Bevezetés

A tanulmány célja a magyarországi inflációs folyamatok és az árazási magatartás jellemzőinek mikroszintű vizsgálata a regionális hasonlóságok és eltérések szempontjából. Mivel az inflációs ráta jelentős és tartós regionális eltérései egymással ellentmondó monetáris politikai intézkedéseket tehetnek szükségessé, alapvető fontosságú a gazdaságpolitika számára, hogy ismerje, milyen mértékű és természetű területi különbségek figyelhetők meg az inflációs ráták és árazási jellemzők között.

Mindezidáig nem végeztek átfogó vizsgálatokat a magyarországi inflációs folyamatokban és az árazási magatartás jellemzőiben tapasztalható regionális hasonlóságok és eltérések terén. Ennek oka az, hogy korábban nem álltak rendelkezésre kellő részletettségű adatbázisok. Kutatásunk alapjául a Központi Statisztikai Hivatal által a Magyar Nemzeti Bank rendelkezésére bocsátott bolt szintű árstatisztikai felírások szolgálnak. Magyarországon eddig még nem nyílt lehetőség hasonló részletettségű, mikroszintű adatok regionális elemzésére, ezért elsődleges célunk az adatbázisnak a deskriptív módszerekkel történő empirikus vizsgálata, mely által képet kaphatunk a kutatások további irányainak kijelöléséhez.

Kutatásunk illeszkedik a közgazdasági kutatások legújabb áramlatába, melynek egyik jellemző törekvése a makrogazdasági folyamatok vizsgálatának mikroökonómiai megalapozása. Mindez a monetáris folyamatok vizsgálatában is megjelenik, többek között a banki adatok és a fogyasztói, illetve termelői árak mikroszintű adatainak felhasználásával, vállalati felmérésekkel és – ezeket támogatandó – egyéb, reálgazdasági adatok területi szintű vizsgálatával.

Az adatok megfelelő részletettségének múltbeli hiányára hívja fel a figyelmet *Dhyne et al.* (2005) is: az első mikroszintű elemzéseket az Egyesült Államokban végezték a 2000-es évek első felében. *Bils-Klenow* (2004) a fogyasztói árindex alapjául használt adatokat vizsgálta, *Campbell-Eden* (2004) pedig egy szűkebb, de részletesebb termékkörnek a bolti vonalkód-leolvasók által felvett árazási adatait vizsgálta.

Az eurózónán belül az első mikroszintű vizsgálatokat az Inflation Persistence Network (IPN) kutatóhálózat projektjében végezték, szintén a fogyasztói és/vagy a termelői árindex adatai és vállalati felmérések alapján, melyekhez a nemzeti statisztikai hivatalok együttműködésével tudtak a kutatók hozzáférni. A kutatás motivációját az a meglepő felismerés adta, hogy az euró bevezetését

követően az eurózóna tagállamai közötti inflációs különbségek egyáltalán nem csökkentek, tehát a várakozásokkal ellentétben nem indult meg a piacok integrációja, és vele párhuzamosan az árak (az inflációs ráták) konvergenciája. A létrehozott hálózat az Európai Központi Bank és az eurózóna központi bankjainak kutatóit tömöríti, és céljuk volt, hogy átfogó vizsgálatokat végezzenek az eurózóna és a tagállamok szintjén az infláció perzisztenciájának (a nominális merevségnek) az alakulásáról, meghatározó tényezőiről és következményeiről. Az áralkalmazkodás mikroszintű jellemzőit a következő területeken vizsgálták: az árváltoztatások gyakorisága, az árak tartóssága, az árváltoztatások mérete, az árváltoztatások összehangoltsága – e területeken külön figyelmet szentelve az ágazati különbségeknek, a tagállamok közötti különbségeknek és a lefelé irányuló ármerevségnek. A kutatás során feltárt stilizált tényekről 10 eurózóna tagállamban készítettek nemzeti szintű elemzést, melyeknek az eredményeit *Dhyne et al.* (2005) szintetizálta és megfogalmazta az eurózóna egészére vonatkozó stilizált tényeket.

A kutatásunk szempontjából azért van kiemelt jelentősége az IPN kutatási projektnek, mert később a vizsgálatokat az eurózóna tagállamain kívül is több országban elvégezték (pl. *Coricelli-Horvath* 2006 Szlovákiában és *Gábrriel-Reiff* 2007 Magyarországon). A rendelkezésünkre álló adatbázis megegyezik *Gábrriel-Reiff* 2007 adatbázisával, és célunk az általuk vizsgált jellemzőknek a területi bontásban való elemzése.

A monetáris folyamatok területi különbségeinek kutatása legelőször az optimális valutaövezet (OCA)-elméletben jelent meg – ennek fejlődését *De Grauwe* (2001) és *Mongelli* (2005) foglalja össze részletesen. Az elmélet Mundell által felvetett alapkérdése az, hogy – összevetve a monetáris unió előnyeit és költségeit – milyen feltételek mellett alkothatnak egyes térségek optimális valutaövezetet². A kérdést ugyanakkor fordítva is feltehetjük: a meglévő valutaövezetek ex post optimális valutaövezetet alkotnak-e?³ A szakirodalom ennek kapcsán legtöbbször az Egyesült Államokra (lásd pl. *Krugman* 1993), valamint az euróövezet létrejöttére és annak tervezett bővítésére utal (lásd pl. *De Grauwe-Mongelli* 2004). Ennél azonban akár tovább is mehetünk, és a kérdést nem országok vagy államok alkotta valutaunió tekintetében vizsgáljuk, hanem egyetlen ország – mint önálló valutaövezet – tekintetében. E kontextusban szélsőséges esetekben akár arra a következtetésre is juthatunk, hogy egy területileg túlzottan heterogén fejlettségű ország az aszimmetrikus sokkok előfordulásának nagy kockázata miatt nem alkot optimális valutaövezetet.

² *Mundell* (1961)

³ E kérdésre utal az OCA endogenitásának hipotézise is, ld. *Frankel-Rose* (1998)

Úgy gondoljuk, hogy a monetáris folyamatok területi különbségei kutatásának egyetlen országon belül is van relevanciája, mivel például Magyarország – mint önálló valutaövezet – jelentős területi diszperzitást mutat. Hasonló kérdéseket eddig az Egyesült Királyság (*Hayes* 2005), Spanyolország (*Alberola–Marqués* 2001) és az Egyesült Államok (*Schunk* 2005) vonatkozásában vizsgálták. *Hayes* (2005) kimutatta, hogy a regionális árindexek alkalmazása releváns többletinformációkat nyújthat a regionális (pl. munkaerő-piaci) elemzésekben. *Alberola–Marqués* (2001) munkájában arra a következtetésre jutott, hogy a relatív árszínvonalak különbségei más természetűek, ha országok között (az eurózónában), vagy pedig országon belül (egyes régiók között) vizsgáljuk, ezért eltérően kell a két aggregálási szintet kezelni. *Schunk* (2005) vizsgálati eredményei szerint az Egyesült Államok egyes tagállamai közötti reálgazdasági különbségek csökkennek, ezért a monetáris politika hatásmechanizmusa egyre kevésbé differenciált.

A monetáris folyamatok regionális különbségei kutatásának egyik kiemelt területe az árszínvonal-konvergencia. E folyamatot az Európai Unió vonatkozásában *Engel-Rogers* (2004) mint a piaci integráció velejáróját vizsgálta, és megállapította, hogy az árak szóródásának csökkenése jelentős mértékű volt az 1990-es évek első felében, de ezután a folyamat megállt, ráadásul az euró bevezetése sem tudott ezen változtatni. Eredményeit *Rogers* (2002), *Lutz* (2002), *Baye et al.* (2002) és *Boad* (2004) hasonló kutatási eredményeivel támasztotta alá.

Az árszínvonal-konvergencia vizsgálata szorosan kötődik az inflációs különbségek vizsgálatának irodalmához, melyről az eurózóna országai tekintetében *Hofmann-Remsperger* (2005) ad áttekintést. Az infláció országok közötti különbözőségének okai között elsősorban a Balassa-Samuelsón-hatást említi, de mellette megjelenhetnek átmeneti keresleti és kínálati sokkhatások is, melyek magas inflációs perzisztencia esetén tartósan befolyásolhatják az inflációs ráták különbségeit. A tanulmány megállapítja, hogy az eurózóna tagállamai közötti eltéréseket alapvetően strukturális tényezők és az árkonvergencia okozzák, ezeket azonban egyelőre az átmeneti keresleti és kínálati sokkok tartós hatásai elnyomják.

Az infláció regionális folyamatainak vizsgálatában úttörőnek számít *Beck et al.* (2006), hiszen az eurózónán belül az elsők között lépett túl a tagállamok aggregálási szintjén, és vizsgálta a történelmi régiók szintjéről kiindulva a különbségeket. Célja, hogy elkülönítse a regionális szinten megfigyelt inflációs rátákban a közös, eurózóna szintjén jelentkező hatásokat, a nemzeti szintű hatásokat és az egyedi, regionális hatásokat. Korábban *Beck-Weber* (2005) végzett regionális szinten felvett adatokon vizsgálatokat az eurózónában mért infláció területi diszperzitásáról, és eredményei alátámasztják azt a korábban

említett tapasztalatot, mely szerint az inflációs ráták konvergenciája már az euró bevezetése előtt kb. fél évtizeddel befejeződött. Ezt mutatja, hogy az inflációs ráták területi szórása jelentősen csökkent az 1990-es évek közepéig, ekkor elérte egyensúlyi szintjét, mely szinten azt követően stabilizálódott.

Tekintve az adatfelvétel szerkezetének hasonlóságait, jelen kutatásunk módszertanilag számos területen *Beck et al.* (2006) munkájára épít. A rendelkezésre álló adatbázisunk boltszintű árfelírásokon alapul, és elsődleges célunk a regionális eltérések és hasonlóságok empirikus elemzése deskriptív módszerekkel, míg a mögöttük rejlő lehetséges okok vizsgálata egy további kutatás tárgyát képezi.

Tanulmányunk 2. fejezete bemutatja az adatbázisunkat, melyet a regionális inflációs ráták együttmozgásának elemzése követ a 3. fejezetben. A 4. fejezetben azt vizsgáljuk meg, hogy megfigyelhető-e árkonvergencia a különböző megyék és régiók között. Ezt követően az 5. fejezetben összehasonlítjuk az alapvető árazási jellemzőket az egyes térségekben: megvizsgáljuk az árváltoztatások gyakoriságát és méretét mind megyei, mind regionális szinten. Végül *Beck et al.* (2006) módszertánát követve a 6. fejezetben felbontjuk a megyei szintű inflációs rátákat nemzeti, regionális és megyei faktorokra, míg a 7. fejezetben összefoglaljuk az eredményeinket.

2. Adatok

Vizsgálatainkhoz a Központi Statisztikai Hivataltól származó fogyasztói árindex adatokat használjuk fel, melyek boltszintű árfelírásokon alapulnak és a 2001 decembere és 2007 júniusa közötti időszakra vonatkozóan állnak rendelkezésünkre (összesen 67 egymást követő hónap).⁴ A 2006-os évre a fogyasztói árindex kosarának 896 eleméből 770 reprezentánsra⁵ vannak adataink, míg a 2007-es évre a 876-ból 747 reprezentánsra⁶. E reprezentánsok teljes súlya a fogyasztói kosáron belül a 2006-os évre 70,122%, a 2007-es évre pedig 69,272%, ami elég jó lefedettséget jelent. A hiányzó elemek olyanok, amelyeknek az ára szabályozott (pl. az óvodai és iskolai étkeztetés, elektromos energia, vezetékes gáz, autópálya-matrica), vagy amelyeknek a KSH

⁴ Az adatbázis részletes leírása megtalálható *Gábrriel-Reiff* (2007) tanulmányában.

⁵ „Fogyasztóiár-representáns a fogyasztói árak reprezentatív mintavételén alapuló statisztikai megfigyeléséhez a fogyasztási javak és szolgáltatások közül a lakosság fogyasztásában mérvadó, a legfontosabb minőségi jellemzőkkel körülhatárolt, a mintához kiválasztott termékek és szolgáltatások köre.” (Forrás: KSH.)

⁶ A szerzők köszönetüket fejezik ki a Központi Statisztikai Hivatalnak az adatokhoz való hozzáférés lehetőségéért, valamint Kollár Beátának és Mináry Borbálának a segítségükért.

adatfelvételi módszere alapján nem elemezhető az árazása (pl. új és használt gépjárművek). A megfigyelések száma közel 4,7 millió.

Az eredeti adatbázisunk öt változót tartalmaz:

- termékkódok (ötjegyű reprezentáns kódok),
- árak,
- boltkódok,
- az adatfelvételek dátumai (év, hónap)
- változáskódok.

1. táblázat: A fogyasztói kosár lefedettsége termékcsoportok szerint 2006-ban

Termékcsoportok	Fogyasztói árindex kosár		Minta	
	Súly	Elemszám	Súly	Elemszám
Élelmiszerek, szeszesitalok, dohányárúk	31,382	222	31,322	220
<i>Nem feldolgozott élelmiszerek</i>	5,665	53	5,665	53
<i>Feldolgozott élelmiszerek</i>	26,177	169	25,657	167
<i>Feld. élelmiszerek, kv. sz.italok és d.árúk</i>	17,424	139	16,907	137
Ruházkodási cikkek	5,305	171	5,305	171
Tartós fogyasztási cikkek	9,240	112	4,976	73
Egyéb cikkek	15,277	214	12,979	192
Háztartási energia, fűtés	13,203	16	6,350	8
Szolgáltatások	25,134	161	14,679	106
ÖSSZESEN	100,000	896	70,122	770

Forrás: Saját szerkesztés

A „változáskód” utalhat akciókra, normál áremelésekre/árleszállításokra, árimputálásra, kényszerű bolt- és/vagy termékcsereire, a beszállító megváltozására, a termékjellemző megváltozására és az előző havi felírás hibájára. A boltkód egy boltazonosítót és egy megyeazonosítót tartalmaz, mely lehetővé teszi, hogy megyei szintű vizsgálatokat végezzünk.

Ezen információk alapján meghatároztunk **ártrajektóriákat** (price trajectories), melyek egy folyamatos árfelírási időszakot jelentenek, *adott* termék *adott* boltban felírt árára vonatkozóan, míg az ártrajektóriákon belül **ár-időtartamokat** (price spells), melyek az azonos árszinttel jellemzett időszakokat jelentik.

Az adatbázis eredeti árai mellett két további változót is létrehoztunk: az egyik a „korrigált ár”, mely figyelembe veszi az előző havi felírások hibáinak korrekcióit⁷, valamint az imputált árakat⁸ is korrigálja egy „továbbvivő

⁷ Ezek a felírási hibák a változáskódokban jelennek meg.

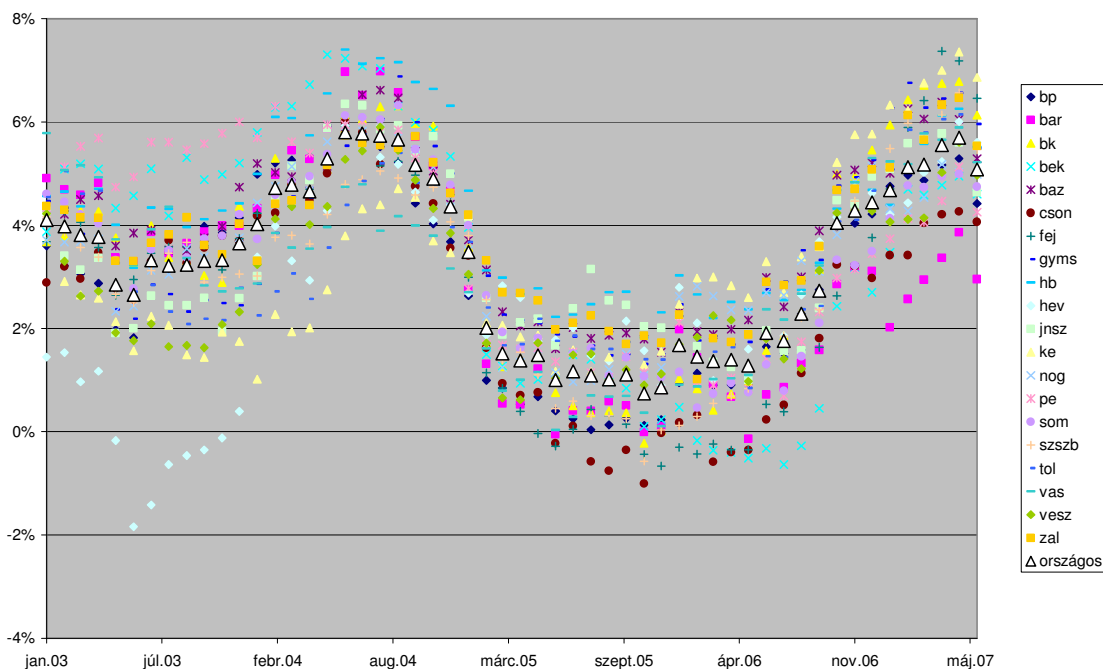
eljárással”; a másik árváltozó az „akciós árleszállítások kiszűrésével adódó ár”, melyben a kedvezményes árakat a szokásos árakkal helyettesítettük, szintén a továbbvívó eljárással. Az elemzés során a korrigált, de az akciók hatásának kiszűrését nem tartalmazó áradatokat használjuk, mivel ezek figyelembe veszik az ésszerű korrekciókat, ugyanakkor képesek tükrözni az akciókra vonatkozó árazási magatartás regionális különbségeit.

3. Regionális inflációs ráták

Az 1. és a 2. ábra mutatja be az éves inflációs ráták idősorait megyei és regionális szinten a megfigyelés időszakában (2002 januárja és 2007 júniusa között). A havi inflációs rátákat a termékenkénti átlagos havi árváltozások súlyozott átlagaként számítottuk ki, a logaritmizált árak különbségeinek alapján. Az éves inflációs rátákat a megelőző 12 hónap kumulált inflációjaként határoztuk meg. A havi és az éves fogyasztói árindexet kétféleképpen számítottuk: az egyik módszer szerint figyelembe vettük a fogyasztói kosáron belüli súlyok változását, mely a KSH módszertanának megfelelő eljárás, a másik módszer szerint változatlan, 2006-os súlyokkal számoltunk. Ez utóbbi módszer lehetővé teszi, hogy kiküszöböljük a módszertani torzításokat, mivel a súlyok változása önmagában is töréseket okozhat az idősorban. A 2006-os súlyok használatának hátránya az, hogy az adataink kevésbé lesznek összehasonlíthatóak a KSH által közölt adatokkal. Vegyük figyelembe, hogy az áradatok feldolgozási technikáinak alkalmazása következtében (korrekciók, súlyozás, log-differenciálás) az általunk bemutatott inflációs ráták jelentősen különbözhetnek a KSH által közzétett rátáktól.

⁸ A KSH alkalmazottai legfeljebb két egymást követő hónapon át imputálhatják az árakat abban az esetben, ha valamilyen okból nem tudják ideiglenesen felírni valamely termék árát egy adott boltban. Az imputált árak nem ténylegesen megfigyelt árak, ezért eltérő kezelést igényelnek.

1. ábra: A megyei szintű éves inflációs ráták idősorai (változatlan, 2006-os súlyokkal számítva)



A regionális felbontást két szinten végeztük el: egyrészt megyei szinten (1. ábra), a 19 megyének és a fővárosnak az aggregálási szintjén, másrészt regionális szinten (2. ábra), a 7 NUTS-II⁹ régió aggregálási szintjén (lásd B melléklet 25. ábra).

A megyei és a regionális szintű inflációs ráták ábráit szemlélve egy jelentős együttmozgást tapasztalunk a megyék, illetve a régiók között, ennek ellenére a dezaggregált inflációs ráták igen változékonyak, mely tulajdonságnak a háttérét empirikus vizsgálatokkal kívánjuk feltárni. Az 1-2. ábrák tanúsága szerint az inflációs ráták bizonyos időszakokban zéró közeliek, és néhány megyében, illetve régióban akár negatívak is, tipikusan a Dél-Alföldön és Közép-Magyarországon.

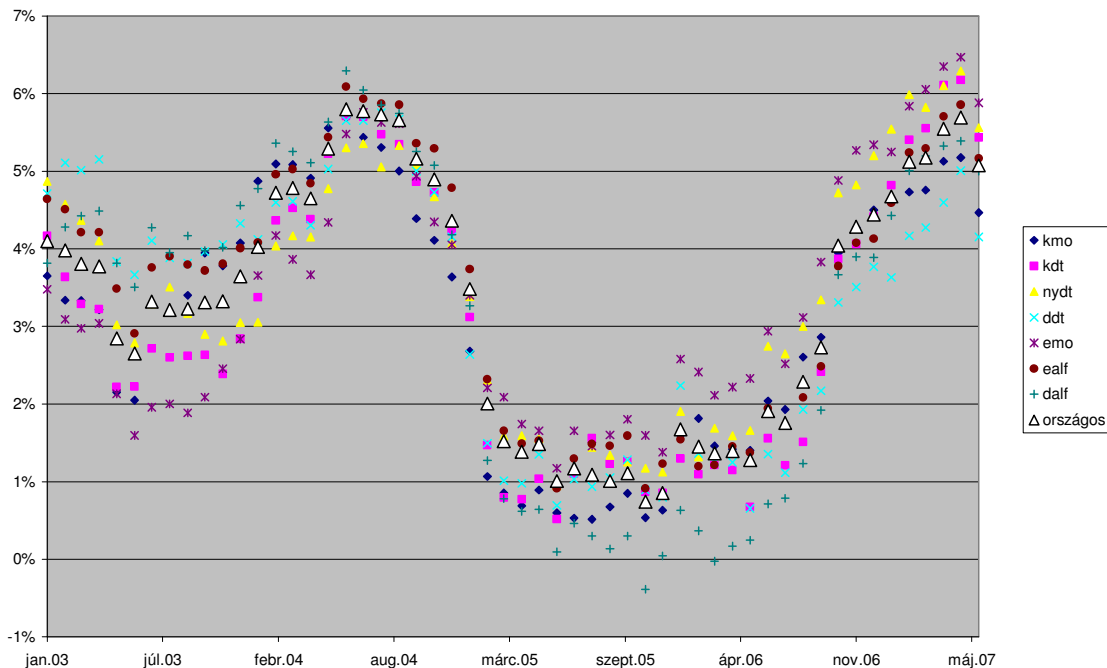
3.1. A megyei szintű inflációs ráták variancia-felbontása

A területi együttmozgás vizsgálatához legelőször a megyei szintű inflációs ráták varianciaanalízisét (ANOVA) végeztük el, mely választ ad arra, hogy a megyéknek egy adott régióhoz tartozása mennyiben képes magyarázni a megyék inflációs rátáinak varianciáját. Eredményeink alapján átlagosan a teljes variancia 36,4 százaléka magyarázható a régiók közötti különbségekkel, és 63,6 százaléka magyarázható a régiókon belüli különbségekkel. Ezek szerint átlagosan a teljes variancia 36,4 százaléka tudható be annak, hogy egy megye egy adott régióhoz

⁹ Statisztikai Célú Területi Egységek Nomenklatúrája (Nomenclature of Territorial Units for Statistics).

tartozik, és 63,6 százaléka tudható be egyéb tényezőknek (lásd az A melléklet 11. ábráját). Ez az arány időben stabilnak tekinthető: a teljes mintaidőszakon belül 18,36 százalékos és 58,93 százalékos között ingadozott.

2. ábra: A regionális szintű éves inflációs ráták idősorai (változatlan, 2006-os súlyokkal számítva)



Tekintettel arra, hogy 7 régió és 20 megye van, a fenti értékek arra utalnak, hogy nincsenek szisztematikus régióspecifikus különbségek a megyei szintű inflációs ráták között. Ennek belátásához induljunk ki abból a feltételezésből, hogy a megyei szintű inflációs ráták azonos várható értékű és varianciájú normális eloszlásból származnak. Ez esetben bebizonyítható (lásd C melléklet), hogy a variancia-felbontásban a régiók közötti tényezők várható aránya $\frac{6}{19} = 31,6\%$ -hoz közeli érték, míg a régióon belüli tényezők várható aránya $\frac{13}{19} = 68,4\%$ -hoz közeli érték. Mivel az általunk becsült arányok igen közel vannak ezekhez a régióspecifikus hatások hiányának feltételezésével kapott értékekhez, aligha vethetjük el azt a hipotézist, hogy a variancia-felbontásban megfigyeltek teljes mértékben a megyei szintű inflációs ráták véletlen keresztmetszeti szóródásának tudhatók be.

3.2. A regionális inflációs ráták ágazatok közötti különbségei

Az adatbázis szerkezete lehetővé teszi, hogy az áradatokat szektorális bontásban is vizsgáljuk, így a következő lépésben az inflációs rátákat összehasonlítottuk a

különböző termékkategóriák között. A fogyasztói árindex számításának alapját képező termékkosarat 9 kategóriára osztottuk:

- feldolgozott élelmiszerek,
- nem feldolgozott élelmiszerek,
- ruházkodási cikkek,
- tartós fogyasztási cikkek,
- egyéb cikkek (pl. háztartási cikkek, gyógyszerek és gyógyászati segédeszközök),
- szolgáltatások,
- háztartási energia, fűtés (elektromos áram, gáz és egyéb üzemanyagok),
- szeszesitalok és
- dohányárak¹⁰.

A különböző termékkategóriákban megfigyelt megyei szintű éves inflációs rátákat az A melléklet 12–20. ábrái mutatják be.

Némely kategóriában érdekes jellemzőket figyelhetünk meg: például a nem feldolgozott élelmiszerek kategóriájában (12. ábra) az együttmozgás igen magas szintű, szemben a ruházkodási cikkek kategóriájával, ahol igen magas a szóródás a teljes vizsgált időszakban, sőt, e kategóriában az inflációs ráta a megyék többségében (és országos szinten is) jellemzően negatív (14. ábra).

A tartós fogyasztási cikkek esetében (15. ábra) igen erős az együttmozgás, és az inflációs ráta e kategóriában tipikusan negatív. Az általános jellemzők tekintetében Baranya megye egy markáns kivételt képez, ahol jelentős mértékű és tartós csökkenő infláció figyelhető meg: a mintaidőszak első felében az egyik legmagasabb inflációs rátával jellemezhető térség volt, mely később folyamatosan csökkenni kezdett, és a 2005-ös év végétől az inflációs ráta már a legalacsonyabbak között volt. Baranya megyében hasonló tendenciákat figyelhetünk meg még a ruházati cikkek, a feldolgozott élelmiszerek és az egyéb cikkek kategóriáiban is. A baranya megyeihez hasonló jellemzőkkel bír még Fejér megye, ugyanakkor Heves megye bizonyos tekintetben eltérő jellemzőket

¹⁰ A dohányárak kategóriájában csak 2006 novemberéig bezárólag vannak adataink minden megyére vonatkozóan, a 2006 decembere és 2007 júniusa közötti időszakra csak Budapestről vannak megfigyeléseink.

mutat a többi megyéhez képest: a megfigyelési időszak kezdetén az inflációs ráta messze az országos szint alatt volt a legtöbb termékkategóriában, majd ez az időszak második felében – a szolgáltatások és az egyéb cikkek kivételével – minden kategóriában az országos szint fölé emelkedett.¹¹ Megjegyzendő, hogy a tartós fogyasztási cikkek inflációs rátája tipikusan negatív.

A tartós cikkek kategóriájával ellentétben a szolgáltatásoknál (17. ábra) nagyon magas a változékonyság és a többi termékkategóriához képest az inflációs ráta magas, bár enyhén csökkenő. Nem meglepő módon a háztartási energia kategóriája igen egyedi jellemzőkkel bír (18. ábra): a kategóriában a benzin és a gázolaj a két domináns termék, így az együttmozgás nagyon magas szintű, bár az ármozgások nem mutatnak egyértelmű tendenciát. Az energia inflációs rátája növekvő, ugyan némelyik időszakban negatív, és jól követi az olaj világpiaci árának és a dollárárfolyamnak a változásait.

A feldolgozott élelmiszerek és az egyéb cikkek kategóriáiban egy mérsékelt együttmozgást figyelhetünk meg (13. és 16. ábrák)¹². A dohányárak és a szeszesitalok árváltozásait nagy mértékben befolyásolják a jövedéki szabályozások. Míg a dohányárak kategóriájában az együttmozgás kifejezetten magas szintű (20. ábra), a szeszesitalok inflációs rátájának változékonysága sokkal nagyobb, de csökkenő irányzatú (19. ábra).

4. Megfigyelhető-e árkonvergencia?

A fentiekben láttuk, a különböző megyék inflációs rátái jelentősen szóródnak. Célunk megvizsgálni, hogy a megyei inflációs ráták különbségei betudhatók-e egy árszínvonal-konvergenciának (mely egy felzárkózási folyamatot tükrözhet), hiszen a kereskedelmi forgalomba kerülő javak és szolgáltatások cseréje az árszintek konvergenciáját kellene, hogy eredményezze. Ezt olyan elméleti megfontolások támasztanak alá, mint az egy ár törvényének az érvényesülése, valamint a vásárlóerő-paritás elmélete, mely szerint a pénz vásárlóereje az arbitrázs folyamat során a különböző területeken kiegyenlítődik.¹³ Úgy gondoljuk, hogy ennek elemzése nem csak országok között kap létjogosultságot, hanem egyetlen országon belül is, ráadásul ez esetben bizonyos könnyebbségekkel is számolhatunk. Először is, kiküszöbölhetők a nominális

¹¹ A különbségek okainak feltárásához további vizsgálatok szükségesek. Lehetséges magyarázatot adhatnak az egy főre jutó jövedelmek változásai, valamint bizonyos új típusú kereskedelmi piacformák elterjedése a vizsgált időszakban: a hipermarketek és a diszkont áruházak, melyek újfajta üzleti és árazási politikával jelentek meg.

¹² Heves megye a többi megyétől jelentősen eltérő jellemzőket mutat a feldolgozott élelmiszerek kategóriájában is.

¹³ Lásd pl. *Alberola–Marqués* (2001).

árfolyamok torzításai, másodsor, a kereskedelmi forgalomba kerülő javak és a termelési tényezők áramlása kevesebb akadályba ütközik, harmadszor, a monetáris politikai döntések egyformán érintik az egész vizsgált térséget.¹⁴

Az általunk felvetett kérdéssel az eurózóna szintjén *Hofmann–Remsperger* (2005) foglalkozott, és megállapították, hogy a Gazdasági és Monetáris Unió létrejötte utáni időszakban az eurózóna inflációs különbségeinek markáns jellemzője a perzisztencia. Az árszínvonal-konvergencia mutatói nem voltak szignifikánsak, ugyanakkor a tanulmány szerint ez nem jelenti a Balassa-Samuelson-hatás érvénytelenségét, valószínűbb, hogy az átmeneti kínálati és keresleti sokkok hatásai ellensúlyozták azt. Egy korábbi tanulmányban *Rogers* (2001) kimutatta, hogy az árszínvonal-konvergencia jelentős mértékben hozzájárult az inflációs különbségek magyarázatához az eurózónában az 1990 és 1999 közötti időszakban.

A magyarországi megyék közötti árszínvonal-konvergencia vizsgálatához nem használhattuk az abszolút árszínvonal-értékeket, mivel a vizsgált termékkategóriák nagyon heterogének. Emiatt a reprezentánsok relatív árszintjeit vizsgáltunk, ahol a zérus érték jelenti az országos árszínvonalat, és az egyes megyei értékek az országos átlagtól való eltérések logaritmusai. A 3. ábra a különböző megyék relatív árszínvonalának idősorait mutatja be.

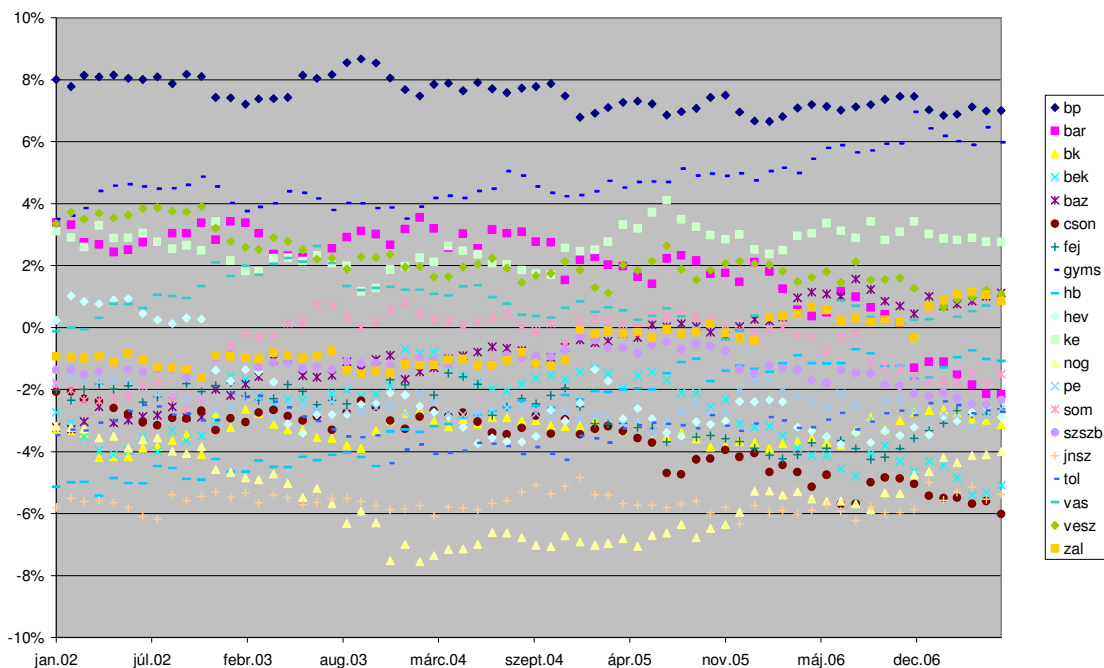
A megfigyelt különbségek számos tényezőnek tulajdoníthatók, köztük olyan megyespecifikus tényezőknek, mint például a GDP szintje, a GDP növekedési rátája, a munkanélküliség, ipari termelés, külkereskedelem, az infrastruktúra minősége, térbeli mobilitás stb. E tényezőket mint az árszínvonal-konvergencia és az inflációs különbségek befolyásoló tényezőit a 27 uniós tagállam szintjén *Égert* (2007) vizsgálta.

A 3. ábrát szemlélve nem fedezhetünk fel közeledési tendenciát a relatív árszínvonalak idősoraiban. A megyék közötti árszínvonal-konvergencia hipotézisének teljesülését két ismert módszer segítségével vizsgáltuk, ezek a σ -konvergencia és a β -konvergencia¹⁵.

¹⁴ Lásd *Engel-Rogers* (2004).

¹⁵ E módszereket alkalmazta például *Rogers* (2001) is az eurózóna árszínvonal-konvergenciájának vizsgálatában.

3. ábra: A relatív megyei árszínvonalak idősorai



4.1. σ -konvergencia

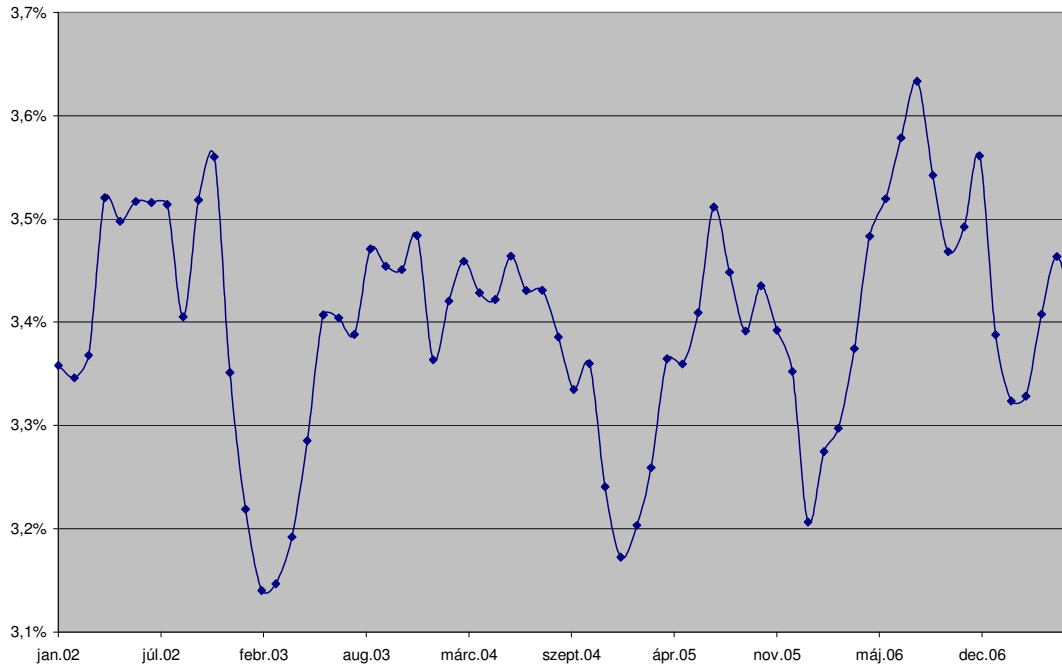
A szigma-konvergencia azt jelenti, hogy a különböző területek paneladataiból számított keresztmetszeti szórás csökkenő tendenciát mutat. A 4. ábrát vizsgálva nem látunk konvergenciát a megyei árszintek között, ugyanis a relatív árak keresztmetszeti szórása 3,1 és 3,6 százalék között ingadozik a vizsgált időszakban, és nincsen megfigyelhető csökkenő trendje.

Hasonló következtetésre jutunk, ha a relatív árszínvonalak keresztmetszeti szórását a különböző termékkategóriák szerinti bontásban vizsgáljuk (5. ábra). A termékkategóriák többségében a szórás nem csökkent a megfigyelési időszakban, sőt, némely esetben a változékonyság növekedett (feldolgozott élelmiszerek, egyéb cikkek, ruházatkodási cikkek). A szórás tartós csökkenése csak a szolgáltatások kategóriájában, valamint (kisebb mértékben, az időszak második felében) a tartós fogyasztási cikkek kategóriájában figyelhető meg. A szakirodalom álláspontja szerint (lásd például Égert 2007) a szolgáltatásárak változékonysága a szolgáltatások minőségének régiók közötti különbségeit tükrözi. Mivel Magyarországon a szolgáltatásárak keresztmetszeti szórása csökkenő, feltételezhetjük, hogy a szolgáltatások minősége egyre homogénebbé válik hazánk különböző térségeiben.

A háztartási energia kategóriájában szisztematikus időbeli változásokat figyelhetünk meg: az energiaárak szóródása az éven belül bizonyos időszakban (áprilistól augusztusig) alacsony, míg az év más időszakában (szeptembertől márciusig) magas. E tendenciákban részben az energiatermelő országok

speciális árazási stratégiája tükröződik, részben pedig a termék kategória összetételének szezonális változásai (pl. a fűtőanyagok árazása csak a téli hónapokban jelenik meg). Hasonló összetétel-változástól fakadó szezonális jelenségek figyelhetők meg a nem feldolgozott élelmiszerek és a ruházatkodási cikkek esetében is.

4. ábra: A megyei árszínvonalak keresztmetszeti szórása



4.2. β -konvergencia

A béta-konvergencia (abszolút konvergencia-hipotézis) elméleti alapja az az elgondolás, hogy a kevésbé fejlett térségek, illetve országok (melyeknek a kiinduló egy főre jutó jövedelme alacsonyabb) idővel felzárkóznak a fejlettebb térségekhez, illetve országokhoz, ami azzal jár együtt, hogy magasabb lesz a növekedési rátájuk. A Balassa-Samuelsón-hatás fogalmi kereteit tekintve a konvergencia nemcsak a kibocsátás növekedési rátájában, hanem az árszínvonalban is végbemehet.

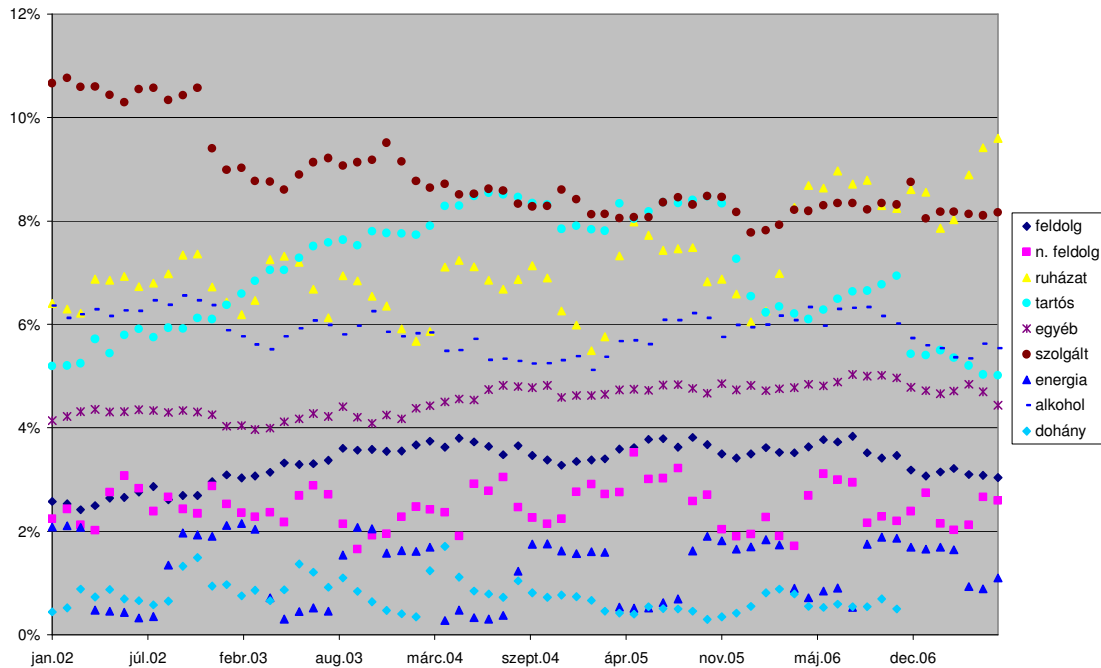
A béta-konvergencia hipotézisét keresztmetszeti adatokon becsült lineáris regressziókkal tesztelhetjük. A béta-konvergencia tesztünk alapegyenlete a következő:

$$\sum_{t=t_0}^{t_n} \pi_t = \alpha + \beta p_{t_0} + \varepsilon_t,$$

ahol a kiinduló árszínvonalat, p_{t_0} -t (esetünkben a 2002 januárjában megfigyelt kezdeti árszínvonalat) vettük magyarázó változónak és egy adott időszak inflációs rátáját eredményváltozónak. A béta-konvergencia teszt hipotézise,

hogy negatív kapcsolat van a 2002 januárjában megfigyelt árszínvonal és az inflációs ráták között, ami a β együttható negativitásával egyenértékű (azaz az alacsonyabb kezdeti árszinttel rendelkező megyékben magasabb az inflációs ráta).

5. ábra: A megyei árszínvonalak keresztmetszeti szórása termékkategóriák szerint



A regressziót nem csak a teljes időszakra számítottuk ki, hanem 2002 januárja és 2007 júniusa között több időszakra is. Az első öt regresszióban a magyarázó változó a 2002. januári árszínvonal és az eredményváltozó öt különböző időszakra számított inflációs ráta volt. Az időszakok hosszának 1, 2, 3, 4 és 5 évet, valamint a teljes mintaidőszakot vettük. Feltételezzük, hogy 2004 májusa után jelentős változások történtek, melyek részben az EU-csatlakozás következményei – erre utalnak a bemutatott inflációs idősorok is. Ezt figyelembe véve az utolsó négy regresszió esetében megismételtük a regressziós számításokat azzal a különbséggel, hogy magyarázó változónak a 2004 májusában megfigyelt árszínvonalat vettük.

A konvergencia-hipotézis tesztjeinek eredményeit a 2. táblázat foglalja össze, melyben feltüntettük a 10 regressziót az egyes termékkategóriákban. A teljes minta tekintetében minden paraméter negatív azonban a t-statisztikák azt mutatják, hogy a regressziós együtthatók nem szignifikánsak, tehát nincsen szignifikáns árszínvonal-konvergencia. A legnagyobb abszolút értékű t-statisztikát a teljes időszakra becsült regresszióban kaptuk, mely 5%-os szinten majdnem szignifikáns. Ez alapján a β -konvergencia teszt (ellentétben a σ -

konvergencia teszttel) kis mértékben alátámasztja az árszínvonal-konvergencia hipotézisét.

A β -konvergenciát teszteltük a különböző termékkategóriák vonatkozásában is, és az eredményeink többnyire egybeesnek a σ -konvergencia tesztjének eredményeivel. A szolgáltatások kategóriájában a t-statisztikák értékei igen magasak bármely időszakra számított regresszióban, mely szignifikáns árszínvonal-konvergenciára utal. 2004 májusa után ez a folyamat lelassul, és a regressziós együttható csak az 1 éves időszakra számított regresszióban szignifikáns. E tendenciák feltehetően amiatt jelentek meg, hogy a hazai turizmus egyre élénkebbé válik, illetve 2002-ben bevezették az üdülési csekket – így a szolgáltatások, közülük is elsősorban az idegenforgalom, kereskedelmi forgalomba kerülő javaknak tekintendők¹⁶. A szolgáltatásárak megfigyelt konvergenciája ellentmond a Balassa-Samuelson-hatásnak, ugyanis a kereskedelmi forgalomba kerülő javak szektorában meglévő termelékenységbeli különbségek minden egyéb változatlansága mellett a relatív árak különböző ütemű változásait eredményeznék az egyes térségekben¹⁷.

A háztartási energia kategóriájában szignifikáns konvergencia mutatkozik a teljes mintaidőszakban, mely valószínűleg a korábban említett szezonális ingadozásokkal magyarázható. A 2004 májusa utáni lassuló konvergencia annak tudható be, hogy az utolsó négy regresszióban kiinduló értéknek olyan időszak árszínvonalát választottuk, amikor a szezonális hatások miatt alacsony volt a szóródás.

A nem feldolgozott élelmiszerek kategóriájában szintén szignifikáns, bár sokkal gyengébb konvergenciát találtunk. Általánosságban a 2004 májusát követő időszakban erősebb a konvergencia, az ezen időszakokra becsült regressziókban több más kategóriában is láthatunk szignifikáns regressziós együtthatókat, ilyen például egy-egy időszakban a feldolgozott élelmiszerek, a ruházatkodási cikkek kategóriája és a teljes időszakra a dohányárak kategóriája. E regressziókban a legszignifikánsabb konvergencia a tartós fogyasztási cikkekénél volt megfigyelhető, mely feltételezésünk szerint a termékforgalom élénkülésének a hatását tükrözi. A konvergencia-teszt szignifikáns divergenciát is kimutatott néhány esetben: 2004 előtt a tartós cikkek kategóriájában és 2004 májusát követően egy egyéves időszakban az egyéb cikkek kategóriájában.

Eredményeink azt mutatják, hogy szemben az *aggregált* árszínvonal konvergenciájának tesztjével, szignifikáns árszínvonal-konvergencia mutatkozik az *egyed-egy szektorok* szintjén, különösen a 2004 májusát követő időszakokban. E

¹⁶ Lásd pl. *Darvas-Halpern* (1998)

¹⁷ Lásd pl. *Isard* (2006)

jellemzők magyarázatához további vizsgálatok szükségesek azon a téren, hogy különbözik-e, illetve milyen mértékben különbözik a fogyasztás szerkezete az egyes magyarországi megyékben, régiókban.

2. táblázat: A β -konvergencia tesztek becsült regressziós együtthatói és t -statisztikái (zárójelben), termékkategóriák szerint. A **félkövér** értékek 5%-os szinten szignifikáns paramétereket jelölnek.

		ÖSSZES	feldolgozott	nem feldolgozott	ruházkodás	tartós cikkek
t_0 : 02. jan	1 éves	-0,0019 (-0,0331)	0,0632 (0,5436)	0,0142 (0,0415)	-0,0642 (-0,5642)	0,1285 (1,1151)
	2 éves	-0,0009 (-0,0094)	0,2039 (1,3221)	-0,2071 (-0,527)	-0,3509 (-1,4462)	0,3787 (2,0951)
	3 éves	-0,0807 (-0,8135)	0,0750 (0,5021)	-0,5117 (-1,0904)	-0,5393 (-1,5529)	0,3156 (1,5057)
	4 éves	-0,0572 (-0,474)	-0,0180 (-0,0887)	-0,9624 (-1,7181)	-0,7153 (-1,5863)	0,2536 (1,1172)
	5 éves	-0,1059 (-0,818)	-0,2215 (-1,1264)	-0,8182 (-1,3214)	-0,9349 (-1,7111)	-0,1664 (-0,908)
	teljes	-0,2113 (-1,5639)	-0,3084 (-1,5908)	-0,7006 (-1,1866)	-0,9948 (-1,5541)	-0,2886 (-1,5605)
	t_0 : 04. máj	1 éves	-0,0257 (-0,5671)	-0,0634 (-1,0079)	-0,2585 (-0,8636)	-0,3079 (-2,2098)
2 éves		-0,0797 (-0,8065)	-0,1862 (-1,668)	-0,7296 (-2,0331)	-0,5201 (-2,1867)	-0,2561 (-3,297)
3 éves		-0,1816 (-1,4052)	-0,4387 (-3,4068)	-0,3965 (-1,0559)	-0,7222 (-2,1208)	-0,4677 (-4,471)
teljes		-0,1944 (-1,4987)	-0,4384 (-3,668)	-0,3343 (-0,7045)	-0,7413 (-2,0371)	-0,5224 (-4,5222)
		egyéb cikkek	szolgáltatás	energia	alkohol	dohány
t_0 : 02. jan	1 éves	0,0492 (0,6626)	-0,0641 (-1,1324)	-0,1470 (-1,9921)	0,0661 (0,5891)	0,2554 (0,3231)
	2 éves	0,0156 (0,186)	-0,1033 (-1,49)	-0,2670 (-2,2409)	0,0258 (0,1828)	-0,2010 (-0,3355)
	3 éves	0,0631 (0,5053)	-0,1732 (-3,0951)	-0,3959 (-3,2062)	-0,0699 (-0,4952)	-0,9174 (-1,619)
	4 éves	0,0803 (0,574)	-0,1827 (-3,7818)	-0,3688 (-2,5537)	0,0431 (0,3097)	-0,2769 (-0,4989)
	5 éves	0,0253 (0,1749)	-0,1500 (-1,9644)	-0,3888 (-2,8151)	-0,0052 (-0,0376)	-0,1228 (-0,2136)
	teljes	-0,0105 (-0,0792)	-0,2041 (-2,3028)	-0,3860 (-2,2531)	-0,0513 (-0,364)	n. a.
	t_0 : 04. máj	1 éves	0,0746 (1,8697)	-0,0869 (-1,7357)	-0,0297 (-0,1287)	0,0213 (0,3591)
2 éves		0,0121 (0,1337)	-0,0520 (-0,7559)	0,5410 (1,3844)	0,0112 (0,096)	-0,7928 (-2,4182)
3 éves		0,0096 (0,0936)	-0,0888 (-0,8814)	0,2010 (0,5582)	-0,1764 (-1,3133)	-0,7843 (-2,5385)
teljes		-0,0871 (-0,8572)	-0,0943 (-0,9234)	0,3829 (1,0308)	-0,1461 (-1,0303)	n. a.

Forrás: Saját szerkesztés

Megjegyezzük, hogy a magyarországi megyék közötti árszínvonal-konvergenciát *Rátfai* (2006) is vizsgálta az 1992 és 2001 közötti időszak havi gyakorisággal felvett mikroszintű paneladatai alapján. A tanulmány kimutatta, hogy az árak viszonylag gyorsan igazodnak az egy ár törvényéhez, mely ellentmondásban van a mi eredményeinkkel. Az eltérések (a különböző mintaidőszak mellett) módszertani okokra vezethetők vissza. *Rátfai* (2006) az árszínvonalak olyan eltéréseit vizsgálta, melyekből kiszűrte az időben nem változó, megyespecifikus (ezért tartósan fennmaradó) hatásokat (jövedelmi különbségek, szállítási költségek, helyi nem mobilizálható termelési tényezők), és feltételezte, hogy az árszínvonal-különbségek egy közös, nullától különböző egyensúlyi szinthez közelítenek. A mi vizsgálataink ezzel szemben arra irányulnak, hogy ezek a tartós különbségek idővel csökkennek-e.

5. Az árazási magatartás jellemzői: az árváltoztatások gyakorisága és mérete

Az infláció két alapvető összetevője az árváltoztatások gyakorisága és mérete. Ezek a jellemzők boltszinten megfigyelhetők és tükrözik a gazdasági szereplők árazási magatartását, így vizsgálatuk által jobb ismereteket szerezhethetünk a sokkhatásokat követő áralkalmazkodásokról. Az eddigi gyakorlatunknak megfelelően az árazási magatartás elemzését két aggregálási szinten végeztük el: a magyarországi megyék szintjén és a NUTS-II régiók szintjén.

5.1. Az árváltoztatások gyakorisága

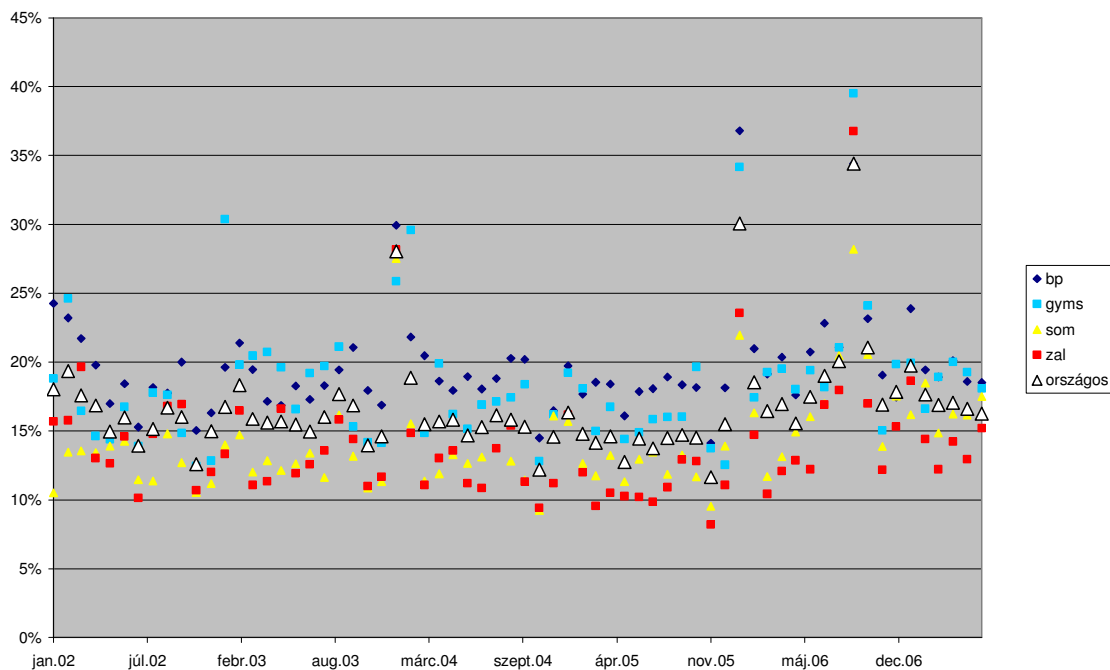
Definíció szerint az árváltoztatások áremelések és árleszállítások formáját ölthetik, ezért a következő változókat hoztuk létre: egy dummy változót az áremelésekre, egy dummy változót az árleszállításokra és egy dummy változót az árváltozásokra (mely az előbbi kettőnek az összege). A gyakoriságokat arányszámokként képeztük, tehát vettük a dummy változók összegének és a megfigyelések számának a hányadosait, melyek – a dummy változók tulajdonságaiból következően – a dummy változók átlagértékeivel egyeznek meg.

A 6. ábra bemutatja az árváltoztatások gyakoriságát négy megyében és országos szinten. Azokat a megyéket emeltük ki, amelyeknél a gyakoriságok értékei a legnagyobbak vagy a legkisebbek. Budapest és Győr-Moson-Sopron megye olyan térségek, ahol az árváltoztatások gyakorisága szinte minden időszakban meghaladja az országos szintet, Zala megye és Somogy megye pedig olyan

térségek, amelyekben az árváltoztatások gyakorisága a megfigyelések döntő többségében az országos szint alatt marad.¹⁸

Az *áremelések* gyakorisága tekintetében a legnagyobb értéket Veszprém megyében és Budapesten figyeltük meg, míg a legalacsonyabbakat Zala megyében, Hajdú-Bihar megyében és Somogy megyében.¹⁹ Az *árleszállítások* gyakorisága szintén Budapesten, valamint Heves megyében, Tolna megyében és Győr-Moson-Sopron megyében volt a legnagyobb, míg Zala megyében és Somogy megyében volt a legkisebb.²⁰

6. ábra: Az árváltozások gyakorisága négy megyében és országos szinten



Hasonló eredményekre jutunk, ha regionális aggregálási szinten vizsgáljuk a mutatókat (lásd A melléklet 21. ábra): a legmagasabb árváltoztatási gyakoriságot Közép-Magyarországon találtuk, míg a legalacsonyabbat Észak-Alföldön és Dél-Dunántúlon.²¹ Szinte ugyanezek az eredmények születtek az *áremelések* gyakoriságának vizsgálatakor.²², míg az *árleszállítások* gyakorisága Közép-

¹⁸ Az országos szinthez a legközelebb Borsod-Abaúj-Zemplén megyében és Jász-Nagykun-Szolnok megyében áll az árváltoztatások gyakorisága.

¹⁹ Az országos szintet Vas megye és Komárom-Esztergom megye közelíti meg a legjobban.

²⁰ Az árleszállítási gyakoriság országos szintjéhez Jász-Nagykun-Szolnok megye és Békés megye áll a legközelebb.

²¹ Az országos szinthez leginkább Közép-Dunántúl és Észak-Magyarország állnak közel.

²² Az egyetlen különbség az, hogy az országos szinthez legközelebb Észak-Magyarország és Nyugat-Dunántúl áll.

Magyarországon a legnagyobb és Észak-Alföldön valamint Dél-Dunántúlon a legkisebb.²³

A fenti eredmények kapcsán fel kell hívni a figyelmet arra, hogy Budapest és Győr-Moson-Sopron megye (ahol a gyakoriságok a legnagyobbak) Magyarország legfejlettebb térségei, ugyanakkor Zala megye és Somogy megye (ahol a gyakoriságok a legkisebbek) kevésbé fejlett területek. A régiók szintjén ugyanezt az összefüggést találjuk, hiszen a legnagyobb gyakoriságot a legfejlettebb, Közép-Magyarországi Régióban mértük, az alacsony gyakorisággal jellemezhető régiók pedig kevésbé fejlett térségei Magyarországnak. Mindezek alapján felmerül a kérdés, hogy van-e korreláció az egyes területek GDP szintje és az árváltoztatások gyakorisága között.

Azon hipotézisünk tesztelése során, hogy összefüggés mutatható ki a megyék relatív fejlettsége és az árváltoztatások (áremelések és árleszállítások) gyakorisága között, a relatív fejlettség mérésére a megyei relatív árszínvonalakat használtuk, mivel ez tükrözheti az adott megyében meglévő jövedelmi színvonalat és a fizetőképes keresletet.²⁴ Az árváltoztatások gyakoriságát sem abszolút értéken vizsgáltuk, hanem relatív árváltoztatási gyakoriságokat vettünk: a változónk a megyei szintű és az országos szintű gyakoriság különbségeként adódott. A megyék relatív árszínvonala és az árváltoztatások relatív gyakorisága közötti kapcsolat szorosságát korrelációs együtthatók segítségével mértük, az eredményeinket a 3. táblázat tartalmazza.

A korrelációs együtthatók azt mutatják, hogy a megyék relatív árszínvonala és az árváltoztatások relatív gyakorisága közötti kapcsolat gyenge.²⁵ A korrelációs együtthatók értékei akkor a legmagasabbak, ha az összes termékkategóriára összevontan számítjuk azokat – az egyes termékkategóriákban viszonylag alacsonyok az értékek, ami éppen ellentétes az árszínvonal-konvergencia tesztjeiben kapott eredményekkel. Úgy tűnik tehát, hogy nincsen korreláció a relatív árváltoztatási gyakoriságok és a megyék relatív fejlettsége között. Mindez utalhat arra, hogy nem az egyes termékek versenyeznek egymással, hanem inkább a különböző kereskedelmi piacformák, így talán fontosabb, hogy milyen bolttípusokban vásárolnak az emberek annál, mint hogy konkrétan milyen terméket vásárolnak – e feltételezésünk alátámasztására azonban még további vizsgálatokra van szükség.

²³ Az országos szintet Közép-Dunántúl közelíti meg a legjobban.

²⁴ Szükségesnek tartjuk egyéb, az adatbázisunkon kívülről származó lehetséges magyarázó változók megvizsgálását is a kutatásunk egy későbbi fázisában.

²⁵ Ez alól kivétel a dohányárúk kategóriája, ugyanakkor a külső befolyásoló tényezők – például az adózási szabályok – hatása itt igen erős lehet.

3. táblázat: Korrelációs együtthatók a megyék relatív fejlettsége és az árváltoztatások relatív gyakorisága között, termékkategóriák szerint

	Termékkategóriák				
	ÖSSZES	feldolgozott	nem feldolg.	ruházat	tartós
vált gyak	0,25499	0,02146	0,09921	0,10949	0,10713
növ gyak	0,24763	0,06495	0,19331	0,16013	0,21266
csökk gyak	0,16922	-0,04494	-0,07648	0,01717	-0,01632
	Termékkategóriák				
	egyéb	szolgált.	energia	alkohol	dohány
vált gyak	0,11699	0,17390	0,02621	0,05173	0,26067
növ gyak	0,20280	0,14599	0,03906	0,09117	0,38172
csökk gyak	-0,03059	0,15628	-0,01564	-0,03716	-0,20079

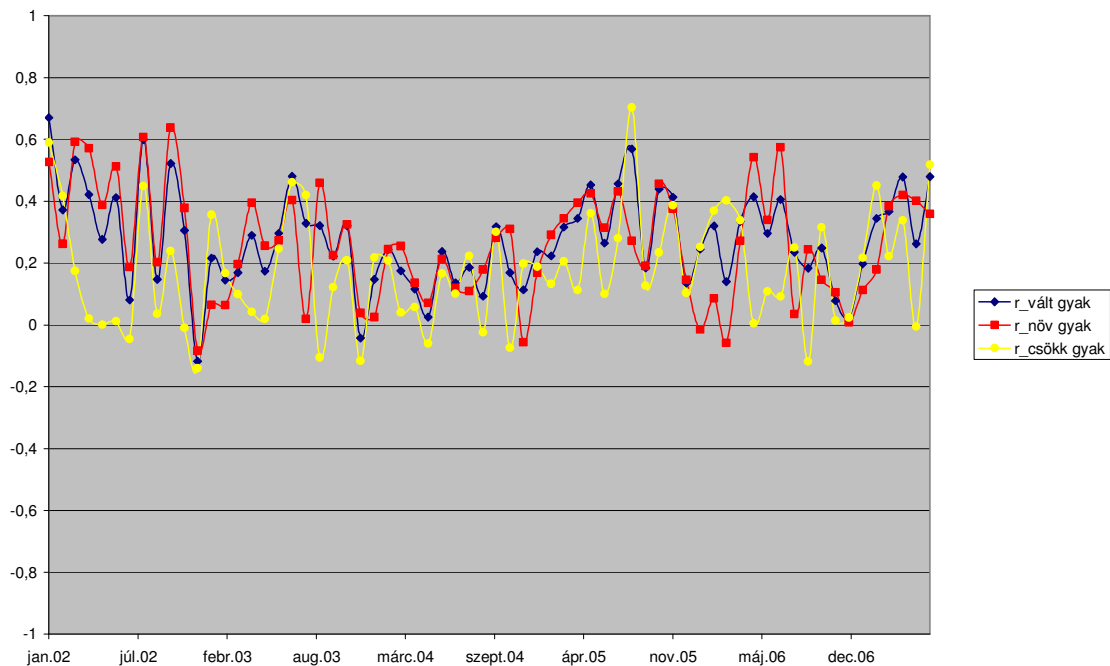
Forrás: Saját szerkesztés

Ha összehasonlítjuk a korrelációs együtthatókat a relatív fejlettség és az *áremelések* gyakorisága, illetve az *árleszállítások* gyakorisága között, kis mértékben erősebb kapcsolatot találunk: a relatív árszintek a legerősebb kapcsolatban a változóink közül az *áremelkedések* relatív gyakoriságával állnak.²⁶ A megfigyelt korrelációs együtthatók azonban ez esetben sem bizonyítják a vizsgált kapcsolat létezését.

Megvizsgáltuk továbbá, hogy ez a kapcsolat időben stabilnak mondható-e, vagy az alacsony korreláció valamilyen speciális esemény hatásának tudható-e be. Az eredményeink arra utalnak, hogy a korrelációs együtthatók időben igen változékonyak, mely alátámasztja azt a korábbi eredményünket, hogy nincsen kimutatható és robusztus kapcsolat a megyék relatív fejlettsége és a relatív árváltoztatási gyakoriságok között (7. ábra).

²⁶ kivéve a szolgáltatások kategóriáját és az összevont esetet.

7. ábra: A relatív fejlettség és az árváltoztatások gyakorisága közötti korrelációs együtthatók időbeli alakulása



Az árváltoztatások gyakoriságának elemzése során a keresztmetszeti szórást is elemeztük (lásd A melléklet 22. ábra). Összességében nem találtunk nagy változékonyságot: a relatív keresztmetszeti szórás (idősoros) átlaga 16,14%. A különböző termékkategóriákban a relatív keresztmetszeti szórások várakozásainknak megfelelően magasabbak, mint az összes kategóriára számítva: a legalacsonyabb relatív szórást a nem feldolgozott élelmiszerek és a háztartási energia kategóriáiban figyeltük meg, míg a legmagasabbat a ruházkodási cikkek, szolgáltatások és tartós fogyasztási cikkek kategóriáiban.

Az áremelések gyakorisága esetében a relatív keresztmetszeti szórás a nem feldolgozott élelmiszerek és a feldolgozott élelmiszerek kategóriáiban volt a legalacsonyabb és a dohányárak és a ruházkodási cikkek kategóriáiban a legmagasabb. Az árleszállítások gyakorisága esetében a legalacsonyabb változékonyság a nem feldolgozott élelmiszerek és a feldolgozott élelmiszerek kategóriáira jellemző, míg a legnagyobb változékonyság a szolgáltatások és a háztartási energia kategóriáira.

Összegezve megállapíthatjuk, hogy nincsenek szisztematikus különbségek a megyék között az árváltoztatások, áremelések és árleszállítások tekintetében. A feltételezett kapcsolat az árváltoztatások gyakorisága és a megyék relatív árszínvona között nem mutatható ki; a korreláció időben nem stabil; és az egyes termékkategóriák szerinti bontásban nincsen egyértelmű tendencia – szemben azokkal a megállapításokkal, amelyeket az árszínvonal-konvergencia vizsgálatokor tettünk.

5.2. Az árváltoztatások mérete

Az árváltoztatások méretének elemzése során abszolút értékeket vizsgáltunk (tehát a különbségek logaritmusainak a változásait), és csak azokat az egyedi termékeket vontuk be, amelyekre a megfigyelések a teljes mintaidőszakra rendelkezésre álltak (kivéve a már említett dohányárak kategóriáját). Az árváltoztatások méretét a 8. ábrán felrajzoltuk ugyanarra a négy megyére, mint az árváltoztatások gyakorisága esetén. Ez alapján megyei szinten (és az A melléklet 23. ábrája alapján a régiók szintjén) nem lehet egyértelmű tendenciát felfedezni a regionális különbségek alakulásában.

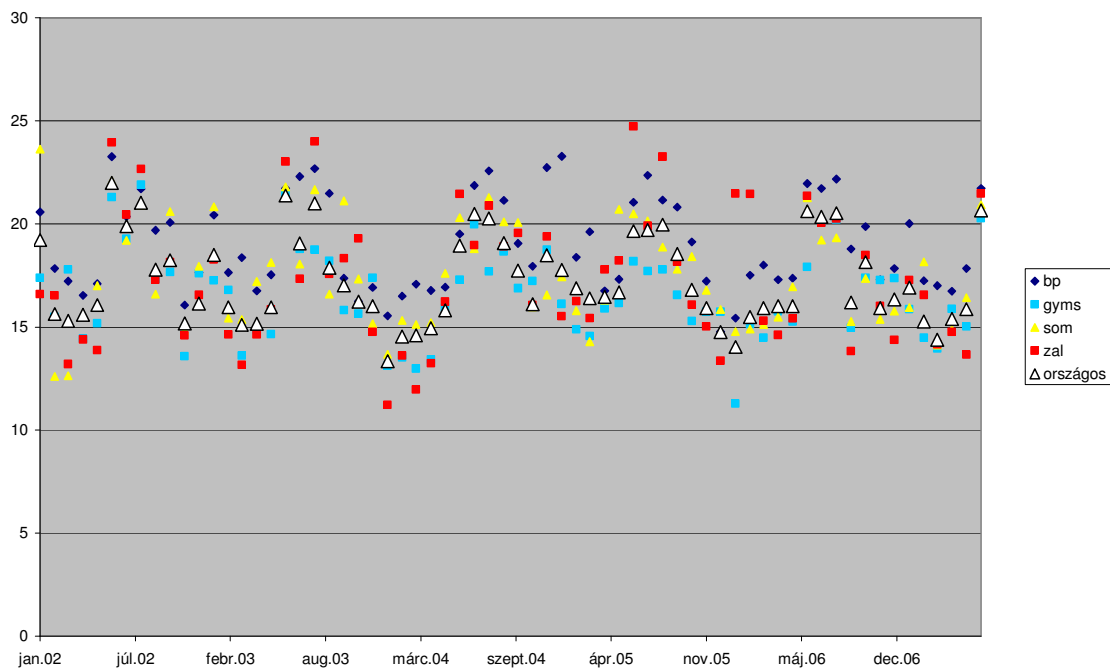
Megállapítható, hogy egy viszonylag magas szintű együttmozgás van az egyes térségek között (lásd A melléklet 24. ábra). Az árváltoztatások méretének relatív keresztmetszeti szórása viszonylag alacsony, az idősoros átlag 9,84%, ami jelentősen kisebb az árváltoztatások gyakoriságánál megfigyelt (16,14%-os) értéknél. Ha a keresztmetszeti relatív szórást az egész mintára számítjuk, várakozásainknak megfelelően ismét alacsonyabb értéket kapunk, mint a termékkategóriák esetében.

A megfigyelt együttmozgás ellenére vegyes képet kapunk a megyék relatív pozíciója tekintetében, ha az árváltoztatások méretét vizsgáljuk. Azok a megyék, amelyekben tipikusan nagyobb az országos szintnél az árváltoztatások relatív mérete: Budapest és Hajdú-Bihar megye, ugyanakkor az országos árváltoztatási méretnél alacsonyabb érték jellemzi Borsod-Abaúj-Zemplén megyét, Komárom-Esztergom megyét, Pest megyét, Veszprém megyét és Győr-Moson-Sopron megyét.

Ezen eredmények háttérében meghúzódó közös tényezőt nehéz találni, egy lehetséges magyarázatot a határon átnyúló hatások adhatnak: a viszonylag magas árváltoztatási mérettel jellemezhető megyék Magyarország északi részén helyezkednek el, és feltehetőleg bizonyos fokig eltérő, és e szempontból jelentősebb külső hatásoknak vannak kitéve, mint az ország más megyéi.²⁷

²⁷ Megfigyelhető azonban, hogy az árváltoztatások tekintetében Budapest a legrugalmasabb térség, mivel amellet, hogy itt a legmagasabb az áremelések és árleszállítások gyakorisága, az átlagos árváltoztatási méretek is itt a legmagasabbak.

8. ábra: Az árváltoztatások mérete négy megyében és országos szinten



Megvizsgáltuk ez esetben is, hogy van-e korreláció az egyes megyék relatív fejlettsége (melyet ismét a relatív árszínvonallal becsültünk) és az árváltoztatások méretének relatív nagysága között. A kapcsolat létezésének hipotézisét korrelációs együtthatók számításával teszteltük. Amennyiben korreláció lenne az árváltoztatások relatív mérete és a megyei relatív árszínvonalak között, akkor ez utalna az árak konvergenciájára vagy divergenciájára (a korrelációs együttható előjelétől függően). A korrelációs együtthatók ilyen kapcsolatot nem mutattak ki: az egész vizsgált időszakban az árváltoztatások méretére számított korrelációs együtthatók 0,003 és 0,154 közöttiek voltak, míg az áremelések mérete esetén 0,010 és 0,130 közötti értékeket kaptunk, és az árleszállítások esetében 0,003 és 0,082 közötti értékeket. Ezek a számok alátámasztják azt, hogy a kapcsolat az árváltoztatások relatív mérete és a megyék relatív árszínvonala között nagyon gyenge, illetve egyáltalán nem létezik, továbbá hogy nincsenek szisztematikus különbségek a magyarországi megyék között az árváltoztatások (áremelések és árleszállítások) átlagos mérete tekintetében.

6. A megyei szintű inflációs ráták felbontása nemzeti és regionális faktorokra

Ebben a fejezetben – *Beck et al.* (2006) módszereit alkalmazva – a megyei szintű infláció alakulásának különböző hatótényezőit kívánjuk azonosítani. Feltételezzük, hogy léteznek közös nemzeti faktorok a megyei szintű infláció alakulása mögött, mint például a monetáris politika (sőt, ide tartozhat akár az

eurózónán belüli és kívüli uniós tagállamok monetáris politikája is), fiskális politika, intézményi struktúra vagy az olajárak, melyek a megyei szintű infláció varianciájának nagy részét képesek magyarázni (lásd a varianciaanalízis eredményeit). Ezeket *nemzeti faktoroknak* nevezzük. Feltételezzük azt is, hogy létezik/léteznek regionális komponense(i) is a megyei szintű inflációnak, melye(ke)t a helyi munkaerő-piaci és termékpiaci viszonyok határoznak meg, ez(eke)t *regionális faktor(ok)*nak nevezzük. Amennyiben a magyarországi NUTS-II régiók többé-kevésbé önálló gazdasági egységeket képeznek, ezek a faktorok szignifikáns hatásokat gyakorolhatnak a megyei inflációs rátákra. A fennmaradó megmagyarázatlan rész megyespecifikus változókhoz köthető, ilyen lehet például az infrastruktúra vagy a megyei munkaerő-piaci sajátosságok (az alacsony munkaerő-mobilitás miatt) vagy a helyi kereskedelem. Ezeket *megyespecifikus faktoroknak* nevezzük.

Az elemzésünkben a *Beck et al.* (2006) által bemutatott módszertant követjük, és egy faktormodellt alkalmazunk ahhoz, hogy felbontsuk a megyei szintű inflációs rátákat nemzeti, regionális és megyei szintű összetevőkre a következő egyenlet alapján:

$$x_{ijt} = \lambda_{ij} f_t + \eta_{ij} g_{jt} + e_{ijt}, \quad i = 1, \dots, N_j; j = 1, \dots, 7; t = 1, \dots, T,$$

ahol f_t a λ_{ij} súlyozású közös nemzeti faktorokat reprezentálja, ahol az index arra utal, hogy a súlyok megyénként eltérőek lehetnek, g_{jt} a közös regionális faktorokat reprezentálja η_{ij} súlyokkal (ezek szintén különbözhetnek az egyes megyékben) és e_{ijt} egy egyedi megyespecifikus komponens. N_j a j -edik régió megyéinek számát jelöli.

6.1. Az infláció nemzeti faktorai

Első lépésben az összes megyei szintű inflációs ráta idősoraiból megbecsüljük a nemzeti faktorokat. *Stock-Watson* (1998) szerint a faktorok konzisztens módon becsülhetők a változók főkomponenseivel, ezért a nemzeti faktorok becsüléséhez kiszámítjuk a megyei szintű inflációs idősorok főkomponenseit.²⁸ Ezek adatait a 4. táblázat foglalja össze.

A közös faktorok számának meghatározására többféle kritérium ismert, döntésünk során elsősorban a kumulált magyarázott varianciát és a Kaiser-kritérium teljesülését figyeltük.

²⁸ Ehhez felhasználtuk a havi inflációs adatokat és az éves inflációs adatokat is, azonban az eredmények között nem voltak számottevő különbségek.

4. táblázat: A megyei szintű inflációs ráták nemzeti faktorai

	Havi infláció			Éves infláció		
	Sajátérték	Variancia %	Kumulált %	Sajátérték	Variancia %	Kumulált %
1	15,02	75,12	75,12	16,44	82,18	82,18
2	0,77	3,85	78,97	1,93	9,65	91,84
3	0,69	3,43	82,40	0,72	3,58	95,41
4	0,51	2,55	84,95	0,28	1,40	96,82

Forrás: Saját szerkesztés

Az *első* döntési szempont az volt, hogy a kumulált megmagyarázott variancia meghaladja a 75%-ot, azaz a kivont faktorok a megyei inflációs ráták varianciájának legalább a 75%-át magyarázzák²⁹. E feltétel teljesüléséhez elegendő mindössze egyetlen faktor akár a havi inflációs idősorokból, akár az éves inflációs idősorokból számítjuk azokat. *Második* döntési szempontunk, a Kaiser-kritérium (*Kaiser* 1960) előírja, hogy azokat a főkomponenseket hagyjuk az elemzésben, amelyeknek a sajátértékei elérik vagy meghaladják az 1,0-t. A havi idősorok esetében csak az első főkomponens rendelkezik 1,0-nál nagyobb sajátértékkel, míg az éves inflációs idősorok esetében az első kettő teljesíti ezt a kritériumot. *Harmadszor*, a sajátértékekből felrajzolható “törmelék grafikonokat” (scree plots) is megvizsgáltuk, melyek alapján a havi inflációs idősorokból 1 vagy 2 faktor megtartása, az éves inflációs idősorokból pedig 2 vagy 3 faktor megtartása a célszerű.

A fenti szempontokat egybevetve a becsléshez az éves inflációs idősorokat használtuk, melyek esetében az első faktor a megyei szintű inflációs ráták varianciájának 82%-át, az első 2 faktor együttesen pedig annak 92%-át magyarázza. A harmadik faktor önmagában csak a variancia 3,57%-át magyarázza, mely jelentős visszaesésnek tekinthető. Mindezek alapján két közös nemzeti faktor létezését feltételezzük, melyeket a megyei szintű éves inflációs ráták első két főkomponensével becslünk.

A 9. ábra bemutatja a faktorsúlyokat, melyek kiindulási alapként szolgálnak a faktoridentifikációhoz³⁰, a 10. ábrán pedig felrajzoltuk az éves inflációs idősorok két becsült főkomponensét.

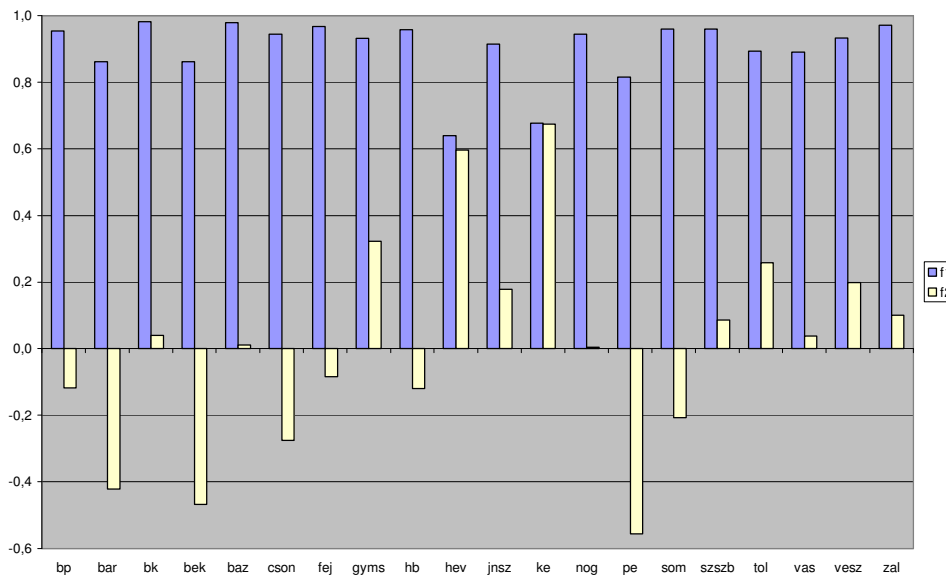
A faktoridentifikáció során egyelőre csak az intuícióna hagyatkozunk, a feltételezéseink alátámasztásához további kutatások szükségesek. Úgy véljük, hogy az első közös faktor a monetáris politika hatását reprezentálja, mely minden megye számára közös (ez látszik a súlyok azonos irányából és hasonló mértékéből) – ugyan Heves, Komárom-Esztergom és Pest megyében a hatása

²⁹ Hasonló kritériumot alkalmazott *Beck et al.* (2006) is.

³⁰ A faktorsúlyok pontos értékeit az A melléklet 6. táblázata tartalmazza.

gyengébb, mint a többi térségben. Alapvetően ezt a faktort tekintjük a kínálat oldali inflációs hatások megtestesítőjének. Ennek megfelelően a második faktor intuitíve reálgazdasági változók hatását tükrözi, ezért úgy gondoljuk, hogy a második faktor a kereslet oldali hatásokat reprezentálja. A faktorsúlyokból látszik, hogy ez a hatás eltérően érinti az egyes hazai térségeket, ugyanis negatív és pozitív értékeket is találunk. Amely megyék az első faktorban viszonylag alacsony súllyal jelentek meg, e második faktorban a legnagyobb szerepet játsszák.

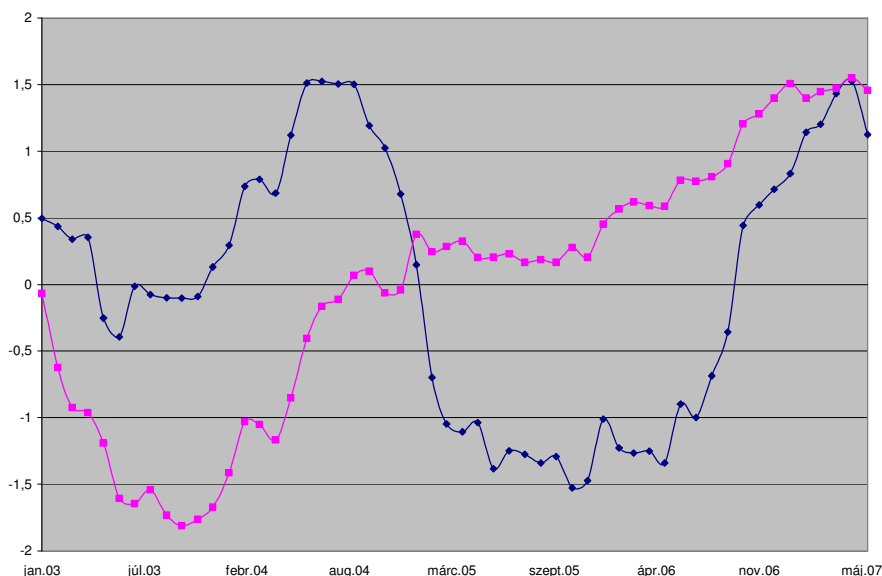
9. ábra: Az éves inflációs idősor első két főkomponensének súlyai



Megfigyelhető, hogy Nógrád megye és Borsod-Abaúj-Zemplén megye a második faktorban szinte egyáltalán nem jelenik meg, súlyuk gyakorlatilag zérus (rendre 0,004 és 0,011). Elgondolásunkat alátámaszthatja, hogy a legnagyobb negatív súlyokkal Pest megye, Békés megye, Baranya megye, Csongrád megye és Somogy megye rendelkeznek, melyek viszonylag elmaradottabb térségekhez tartoznak (kivéve Pest megye egy részét).

Komárom-Esztergom megye, Heves megye és Győr-Moson-Sopron megye szerepel a legnagyobb pozitív súllyal a második faktorban – ezek a térségek viszonylag fejlettek és szoros külső kapcsolatokkal rendelkeznek, elsősorban Magyarország északi határán túl. Ez a tény a határon átnyúló hatásoknak a második faktorban való megjelenésére utal.

10. ábra: Az éves infláció idősorainak becsült faktorai



6.2. Az infláció regionális faktorai

A második lépésben – szintén Beck et al. (2006) alapján – a regionális faktorokat becsültük meg. Kiszűrtük a megyei szintű inflációs idősorokból a közös nemzeti faktorokat oly módon, hogy minden megyei inflációs idősorból regressziót becsültünk a két közös nemzeti faktorra vonatkozóan. A regressziók maradéktagjait használtuk a továbbiakban, és ezeknek a főkomponenseivel becsültük a regionális faktorokat. Beck et al. (2006) szerint ez az eljárás akkor alkalmazható, ha a megyei szintű infláció nemzeti, a regionális és a megyei szintű meghatározó tényezői ortogonálisak, ennek a feltételnek a teljesülését viszont a főkomponens-elemzés módszere biztosítja. Az 5. táblázat tartalmazza az első regionális faktorok által megmagyarázott variációt százalékosan kifejezve.

5. táblázat: Az első regionális faktorok által megmagyarázott variancia

Régió	Megyék száma	Megmagyarázott variancia
Közép-Magyarország	2	50,58
Közép-Dunántúl	3	59,41
Nyugat-Dunántúl	3	42,21
Dél-Dunántúl	3	42,48
Észak-Magyarország	3	42,99
Észak-Alföld	3	72,02
Dél-Alföld	3	46,89

Forrás: Saját szerkesztés

Mivel az egyes régiókhoz kettő, illetve három megye tartozik, akkor mondhatjuk, hogy egy regionális faktor létezik, ha ez a faktor a varianciának jóval több, mint egyharmadát (három megye esetén), illetve felét (két megye esetén) megmagyarázza. Láthatjuk, hogy ez a legtöbb régió esetében nem teljesül³¹, ami egy újabb bizonyítékot jelent arra, hogy a régió-specifikus faktorok (legalábbis a hivatalos NUTS-II régiók tekintetében) nem játszanak szerepet a megyei szintű inflációs ráták meghatározásában.

Végül érdemes egy pillantást vetni a regionális faktorok súlyaira (A melléklet 7. táblázat). Az Észak-Alföldön, ahol az első regionális faktor a varianciának több mint 72%-át megmagyarázza, különböző megyetípusokat láthatunk: az egyikbe tartozik Jász-Nagykun-Szolnok megye és Hajdú-Bihar megye, míg a másikba tartozik a teljesen más inflációs jellemzőkkel bíró Szabolcs-Szatmár-Bereg megye. Ehhez hasonló jelenségeket figyelhetünk meg még több régió esetében is:

- A Közép-Dunántúlon Veszprém megye inflációs jellemzői jelentősen különböznek Fejér megye és Komárom-Esztergom megye jellemzőitől.
- A Nyugat-Dunántúlon Vas megye és Zala megye tűnik különbözőnek Győr-Moson-Sopron megyétől.
- A Dél-Dunántúlon Somogy megye és Tolna megye alkotnak egy csoportot, míg Baranya megye ettől különbözik.
- Észak-Magyarországon Heves megye és Nógrád megye egymáshoz hasonlóak, míg Borsod-Abaúj-Zemplén megye különbözik tőlük.
- A Dél-Alföldön Békés megye tűnik különbözőnek, ugyanakkor Csongrád megye és Bács-Kiskun megye közelebb állnak egymáshoz az infláció alakulása tekintetében.

Ezek a régiókon belüli csoportok többé-kevésbé megfelelnek a földrajzi elhelyezkedésnek, így további bizonyítékát látjuk annak, hogy a hivatalos NUTS-II régiók valójában nem alkotnak önálló gazdasági térségeket.

7. Összegzés

A tanulmányunk célja volt a magyarországi inflációs folyamatok és az árazási magatartás jellemzőinek mikroszintű vizsgálata a regionális hasonlóságok és eltérések szempontjából. Munkánk specialitása, hogy mindeddig nem végeztek átfogó regionális szintű vizsgálatokat ezen a területen. A rendelkezésre álló adatbázisunk a Központi Statisztikai Hivatal boltszintű árfelírásaiból jött létre. Munkánk első részében a regionális eltérések és hasonlóságok empirikus

³¹ Kivételt képez az Észak-Alföldi Régió.

elemzését végeztük el deskriptív módszerekkel, míg tanulmányunk végén röviden elemeztük a meghatározó tényezőket.

Legfontosabb eredményünk az, hogy a hivatalos NUTS-II régiók nem bizonyultak gazdaságilag önálló térségeknek, melyet több általunk feltárt tény is alátámaszt:

- Bár a megyei és a regionális szintű inflációs ráták jelentősen szóródnak az országos átlag körül, a variancia-felbontás eredményei arra utalnak, hogy nincsen szignifikáns régióspecifikus hatás, mely az egyes megyék inflációs rátáját befolyásolná.
- A megyei szintű inflációs ráták különbségei általánosságban *nem* egy árszínvonal-konvergencia folyamat miatt jelentkezik, ugyanakkor az árszínvonal-konvergencia néhány ágazatban szignifikáns. Ide tartozik a szolgáltatások szektora a teljes megfigyelési időszak alatt (2002. január – 2007. június) és a tartós fogyasztási cikkek, az élelmiszerek és a ruházatközpontú cikkek kategóriái az európai uniós csatlakozás utáni időszakban (2004. május – 2007. június). Az országon belüli árszínvonal-konvergencia gyorsabbnak mutatkozik az Európai Unióba való belépést követő időszakban, mint korábban.
- Nincsenek kiugró eltérések az árváltoztatások gyakorisága tekintetében az egyes megyék között: a keresztmetszeti szórás csak mérsékelt, és annak ellenére, hogy Budapest és más, viszonylag fejlett megyék gyakoribb árigazításokkal jellemezhetők, nincsen szignifikáns kapcsolat az árváltoztatások gyakorisága és a megyék relatív fejlettsége (relatív árszínvonala) között. Ez a megállapítás minden termékkategóriában érvényes. Azt is megállapítottuk, hogy az árváltoztatások gyakoriságainak különbségei nem köthetők földrajzi területi különbségekhez.
- Az árváltoztatások átlagos mérete még az árváltoztatások gyakoriságánál is kisebb mértékben tér el az egyes megyék között, és földrajzi tényezők ez esetben sem befolyásolják az árváltoztatások átlagos méretét.
- A megyei szintű inflációs ráták varianciáját egyetlen közös nemzeti faktorról is jól tudjuk magyarázni (82%), míg a második faktor, melyben nagy súllyal vesznek részt a szlovák határ mentén elhelyezkedő megyék, további 10%-ot magyaráz a teljes varianciából. A megyei szintű inflációs ráták regionális faktorai a faktormodellünkben sem bírnak számottevő jelentőséggel.

Összességében megállapíthatjuk, hogy a jelentős mértékű együttmozgás mellett figyelemre méltó különbségek is megfigyelhetők az infláció regionális, illetve megyei szintű alakulásában, melyek további mélyebb elemzések előtt nyitják meg az utat.

Hivatkozások

- Alberola, E. – Marqués, J.M. (2001): On the evolution of relative prices and its nature at the regional level: The case of Spain, *Journal of Regional Science*, 41, 3, pp. 451-474.
- Baye, M.R., R. Gatti, P. Kattuman and J. Morgan (2002). ‘*Online pricing and the euro changeover: Cross-country comparisons*’, working paper, Haas School of Business, University of California, Berkeley.
- Beck, G. W. – Weber (2005): Price stability, inflation convergence and diversity in EMU: Does one size fit all? *Goethe University Frankfurt, Center for Financial Studies*, No. 2005/30
- Beck, G. W., Hubrich, K. & Marcellino, M. (2006): *Regional Inflation Dynamics Within and Across Euro Area Countries and a Comparison with the US*, European Central Bank Working Paper Series No. 681
- Bils, M. and Klenow, P. (2004): Some Evidence on the Importance of Sticky Prices, *Journal of Political Economy*, 112, pp 947-985.
- Boad, H. (2004). ‘Europe without borders? *The effects of EMU on relative prices*’, working paper, Department of Economics, Emory University.
- Campbell J. R. and B. Eden (2004), “*Rigid prices: evidence from US scanner data*”, FRB Chicago Working Paper No. 2005-08
- Cecchetti, S., N. Mark and R. Sonora (2001): Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank, *International Economic Review* 43, 1081-1099.
- Coricelli, F. – Horvath, R. (2006): Price setting behaviour: Micro evidence on Slovakia, *CEPR Discussion Paper* No. 5445
- Darvas, Zs. – Halpern, L. (szerk.) (1998): Árfolyamelméletek, *Osiris*, Budapest
- De Grauwe, P. (2001): The Political Economy of Monetary Union, *Edward Elgar Publishing Limited*
- De Grauwe, P. – Mongelli, F. (2004): The Enlargement of the Euro Area and Optimum Currency Areas, *8th CEPR/ESI Annual Conference on „EMU Enlargement to the East and the West”*, September 24-25, Budapest

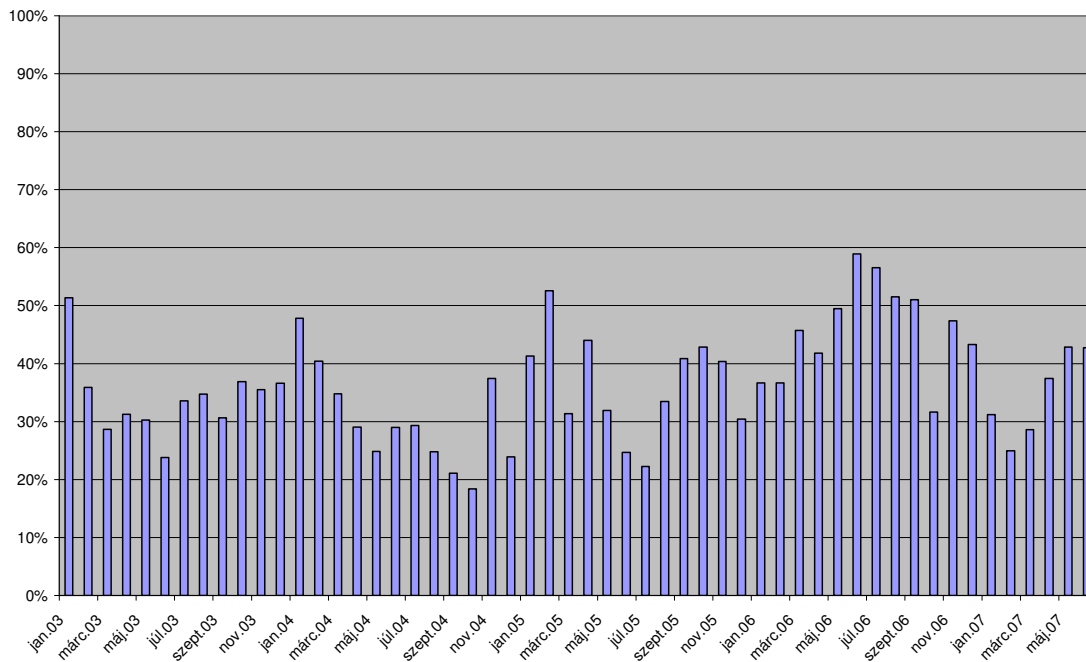
- Dhyne, E. et al. (2005): *Price Setting in the Euro Area – Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data*, European Central Bank Working Paper Series No. 524
- Égert, B. (2007): *Real Convergence, Price Level Convergence and Inflation Differentials in Europe*, Oesterreichische Nationalbank Working Papers No. 138
- Engel, C. – Rogers, J. H. (2004): *European Market Integration After the Euro*, *Economic Policy* 19, July 2004, 347-384.
- Frankel, J. A. – Rose, A. K. (1998): *The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria*, *Economic Journal*, 108 (449), pp. 1009-25.
- Gábel P. & Reiff Á. (2007): *Frequency and Size of Price Changes in Hungary – Evidence from Micro CPI Data*, MNB, manuscript
- Galí, J., Gertler, M. and D. López-Salido (2001): *European Inflation Dynamics*, *European Economic Review*, 45(7), 1237-1270.
- Hayes, P. (2005): *Estimating UK Regional Price Indices, 1974-96*, *Regional Studies*, Vol. 39.3, pp. 333-344.
- Hofmann, B. and Remsperger, H. (2005): *Inflation differentials among the Euro area countries: Potential causes and consequences*, *Journal of Asian Economics*, 6 (3), 403-419
- Isard, P. (1995): *Exchange Rate Economics*, Cambridge University Press
- Kaiser, H. F. (1960): *The application of electronic computers to factor analysis*, *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Krugman, P. (1993): *Lessons of Massachusetts for EMU*, in: Francisco Torres and Francesco Giavazi (szerk.): *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, London, CEPR és Cambridge, Cambridge University Press, 241-61
- Lutz, M. (2002): *Price convergence under EMU? First estimates*, working paper, *Institute of Economics*, University of St Gallen.
- Marcellino, M., Stock, J. H. and Watson, M. W. (2003): *Macroeconomic forecasting in the Euro area: Country specific versus area-wide information*, *European Economic Review* 47, 1-18.
- Mongelli, F. P. (2005): *What is EMU telling us about the properties of optimum currency areas?*, *Journal of Common Market Studies* Vol 43 (3) pp 607-635

- Mundell, R. A. (1961): A Theory of Optimum Currency Areas, *American Economic Review*, 51 (4), pp. 657-65.
- Parsley, D. and Wei, S-J. (1996): Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations, *Quarterly Journal of Economics*, pp.1211-36
- Rátfai, A. (2006) How Fast Is Convergence to the Law of One Price? Very., *Economics Bulletin*, Vol. 6, No. 10 pp. 1-12
- Rogers, J. H. (2001): Price level convergence, relative prices and inflation in Europe, Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers* No 699
- Schunk, D. L. (2005): The differential impacts of monetary policy: Are the differences diminishing? *Papers in Regional Science* 84 (1), 127–136.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (1998): *Diffusion Indexes*, NBER working paper No. 6702
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2002): Macroeconomic forecasting using diffusion indices, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20 (2), 147-162.

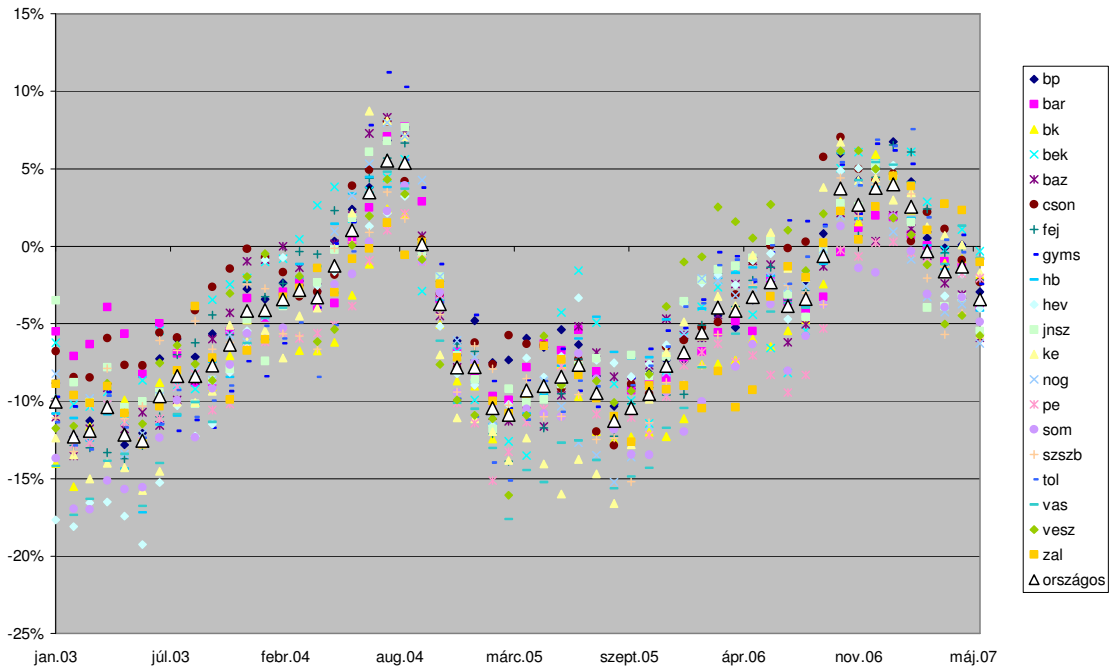
8. Mellékletek

A melléklet: További táblázatok és ábrák

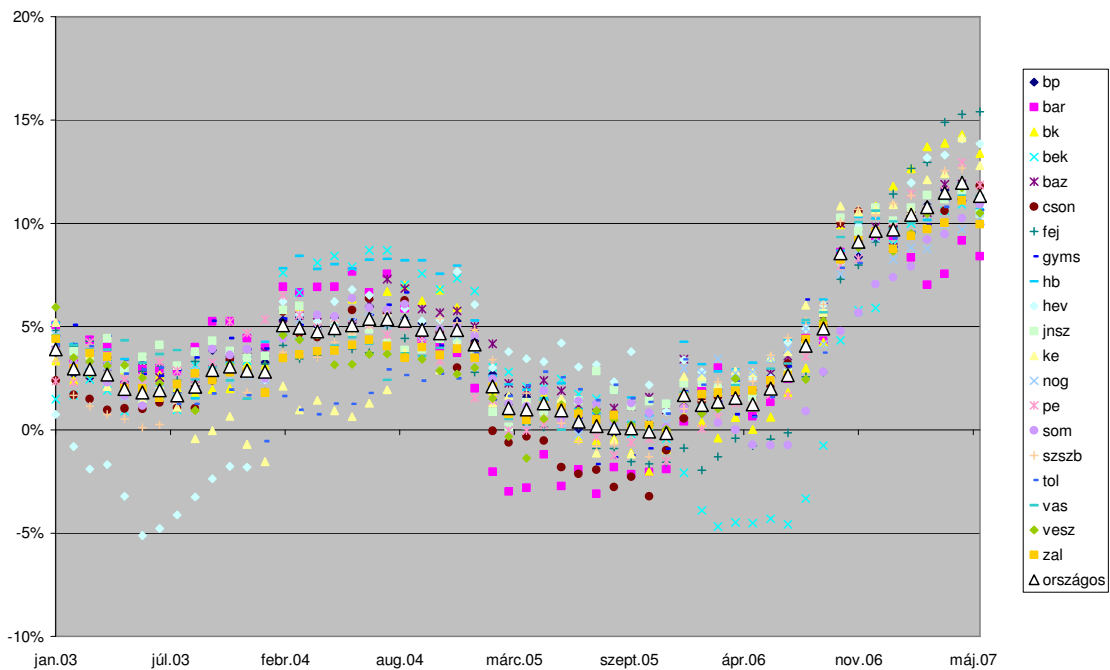
11. ábra: Varianciaanalízis: A megyei inflációs ráták varianciájának a régióhoz tartozás mint csoportosítási ismerv által megmagyarázott hányada



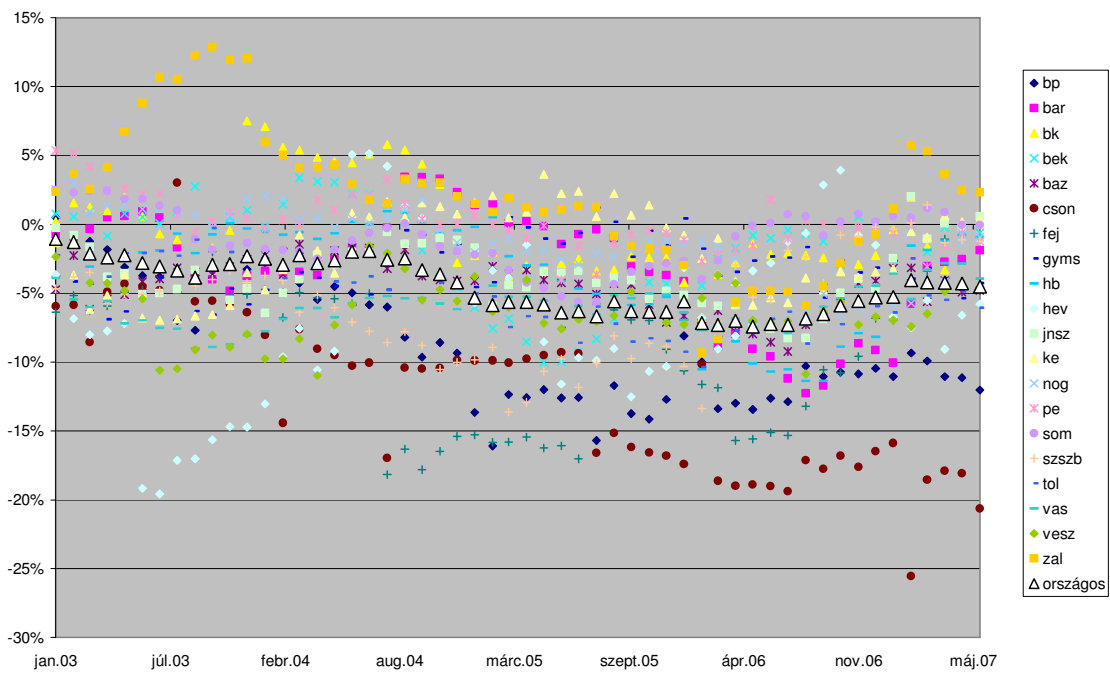
12. ábra: Megyei szintű éves inflációs ráták: nem feldolgozott élelmiszerek



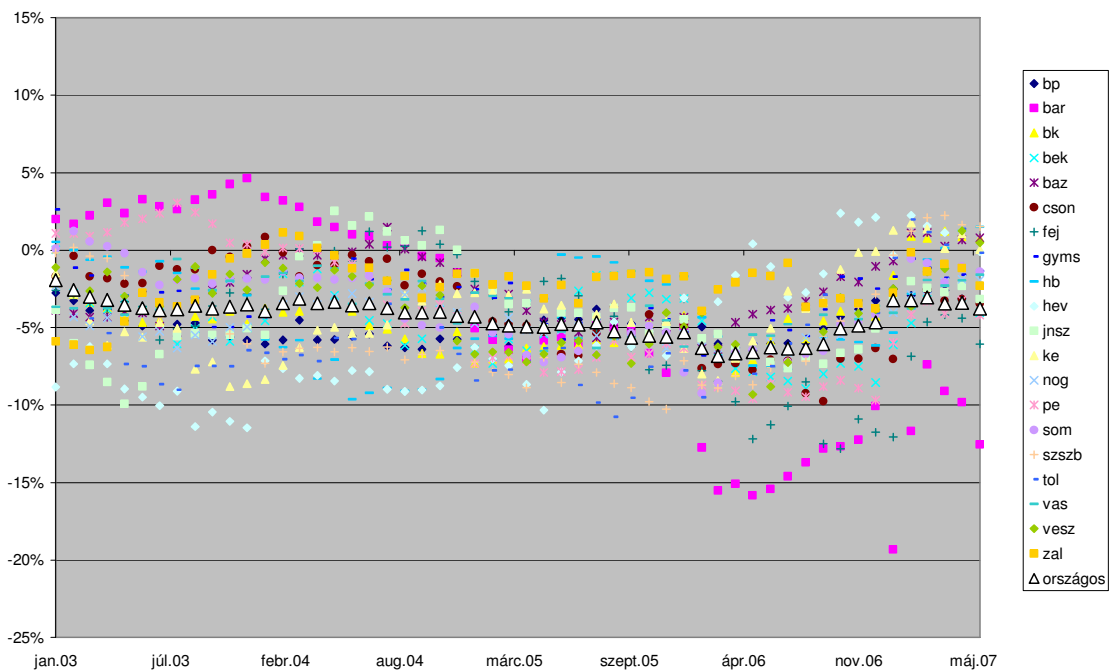
13. ábra: Megyei szintű éves inflációs ráták: feldolgozott élelmiszerek



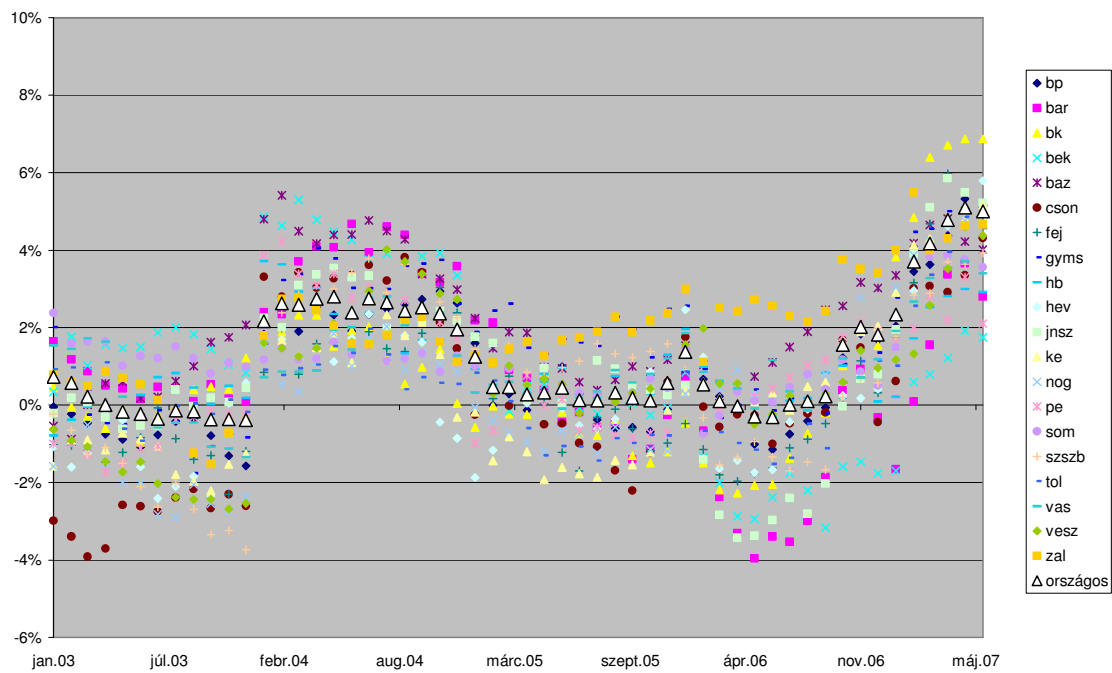
14. ábra: Megyei szintű éves inflációs ráták: ruházzkodási cikkek



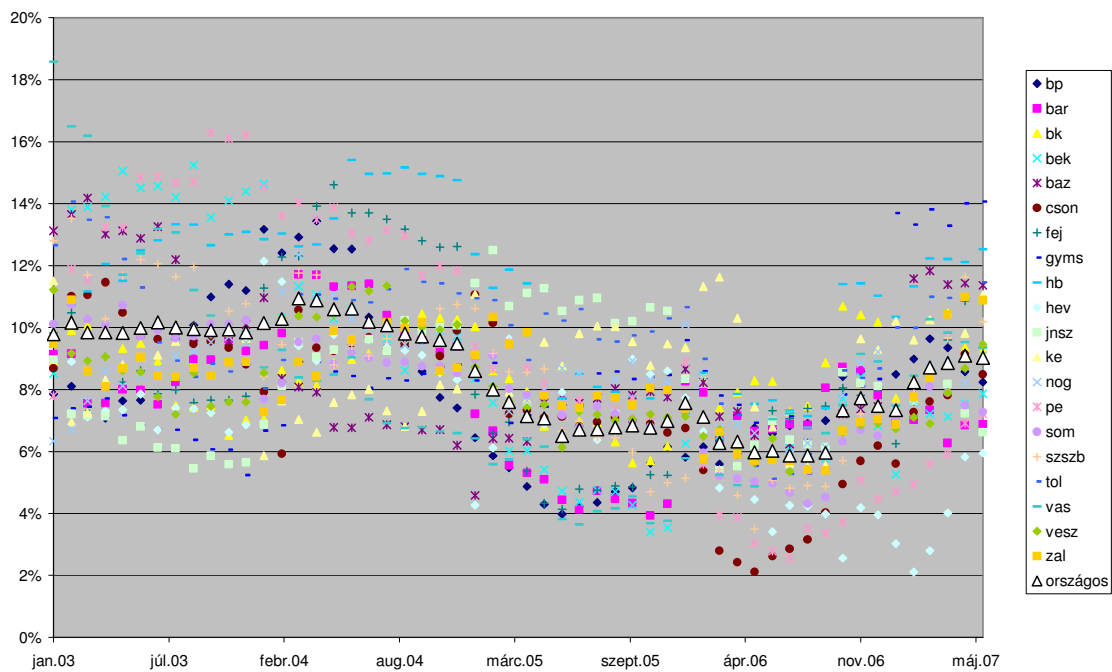
15. ábra: Megyei szintű éves inflációs ráták: tartós fogyasztási cikkek



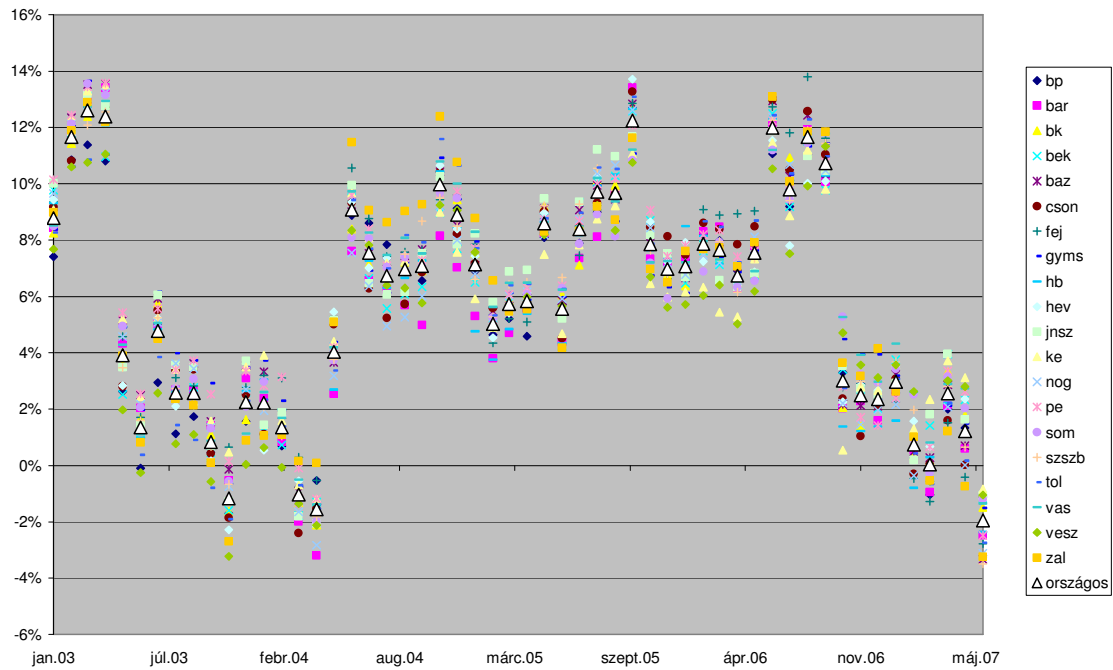
16. ábra: Megyei szintű éves inflációs ráták: egyéb cikkek



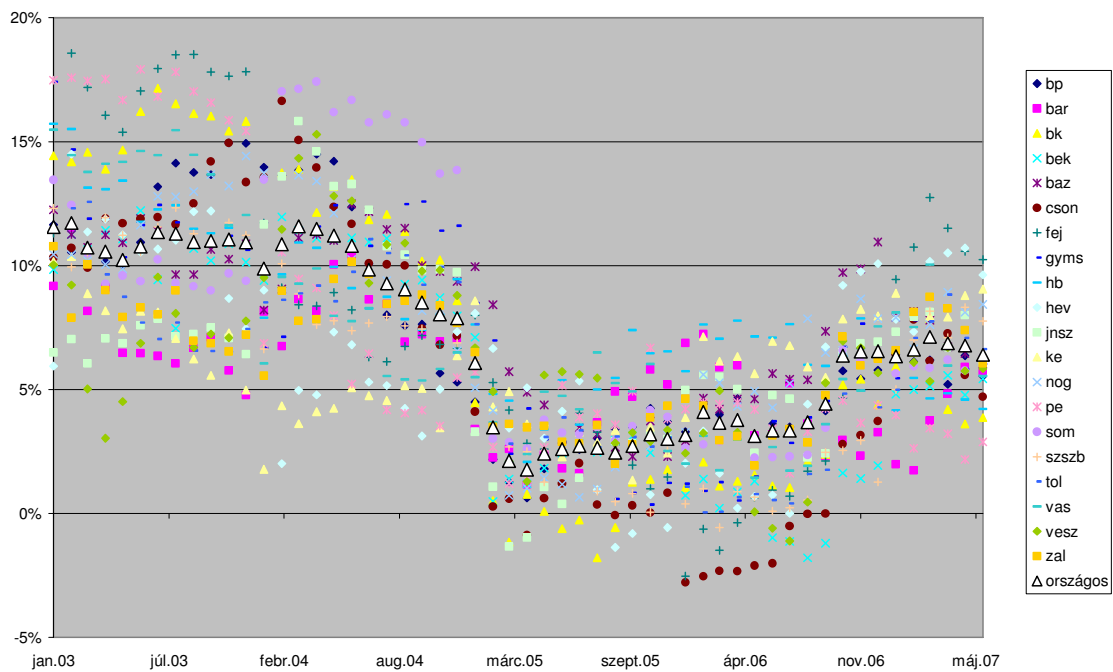
17. ábra: Megyei szintű éves inflációs ráták: szolgáltatások



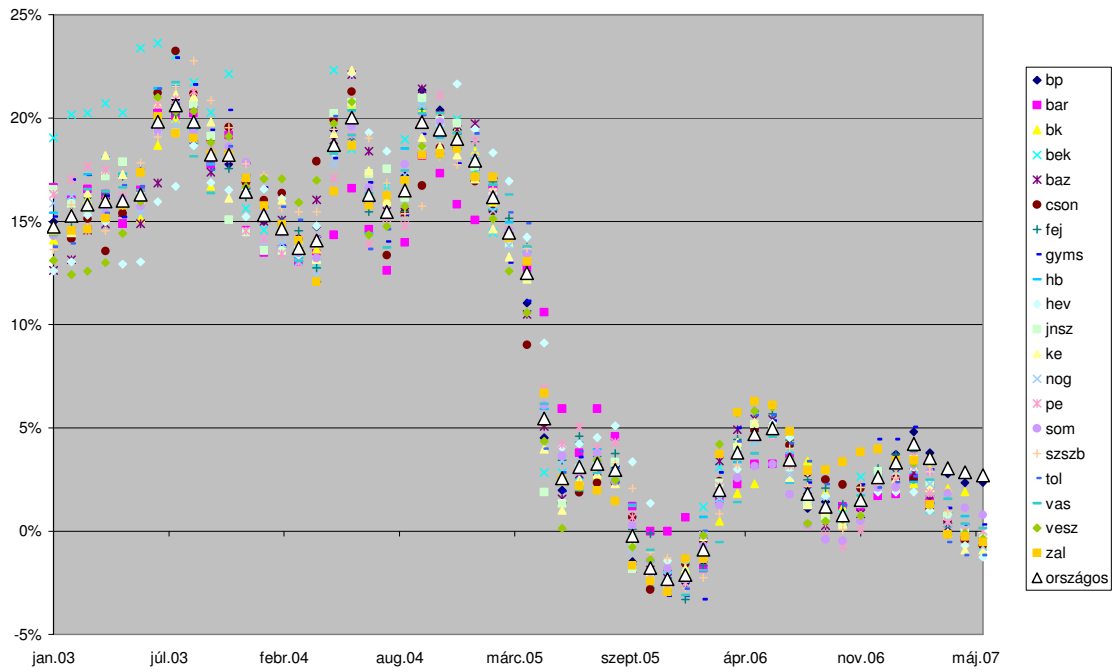
18. ábra: Megyei szintű éves inflációs ráták: háztartási energia, fűtés



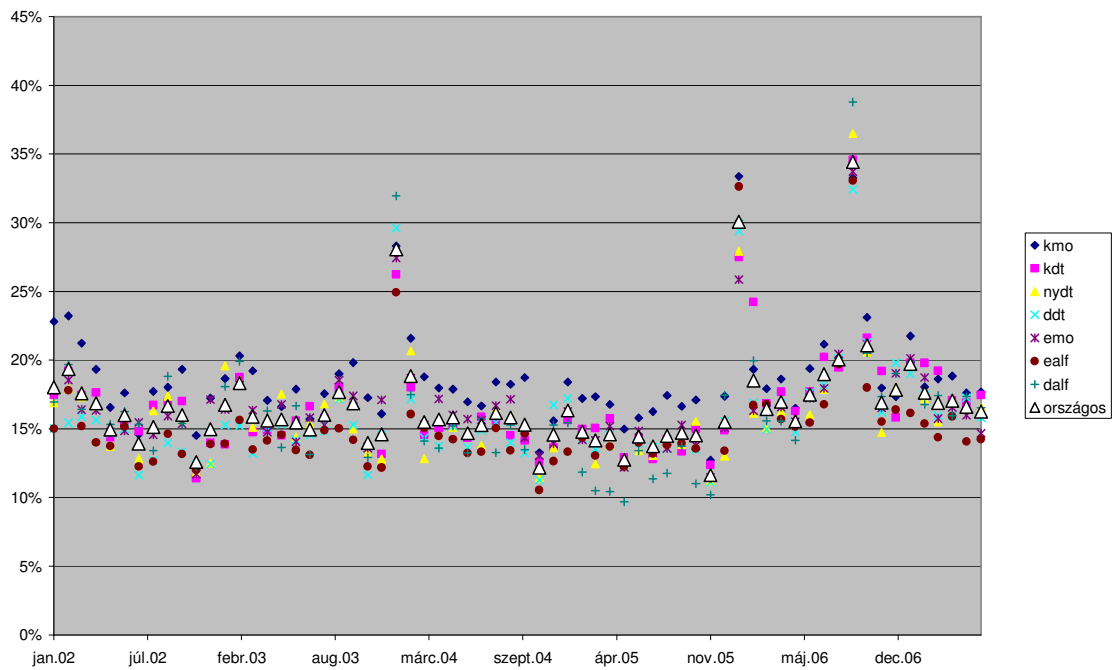
19. ábra: Megyei szintű éves inflációs ráták: alkoholtermékek



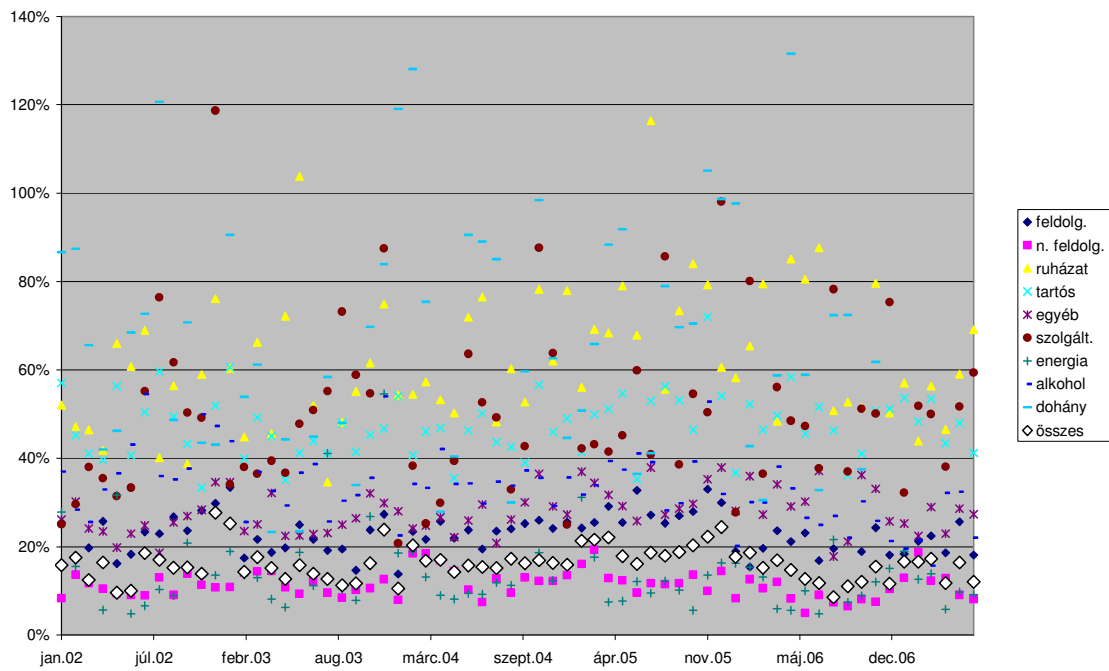
20. ábra: Megyei szintű inflációs ráták: dohánytermékek



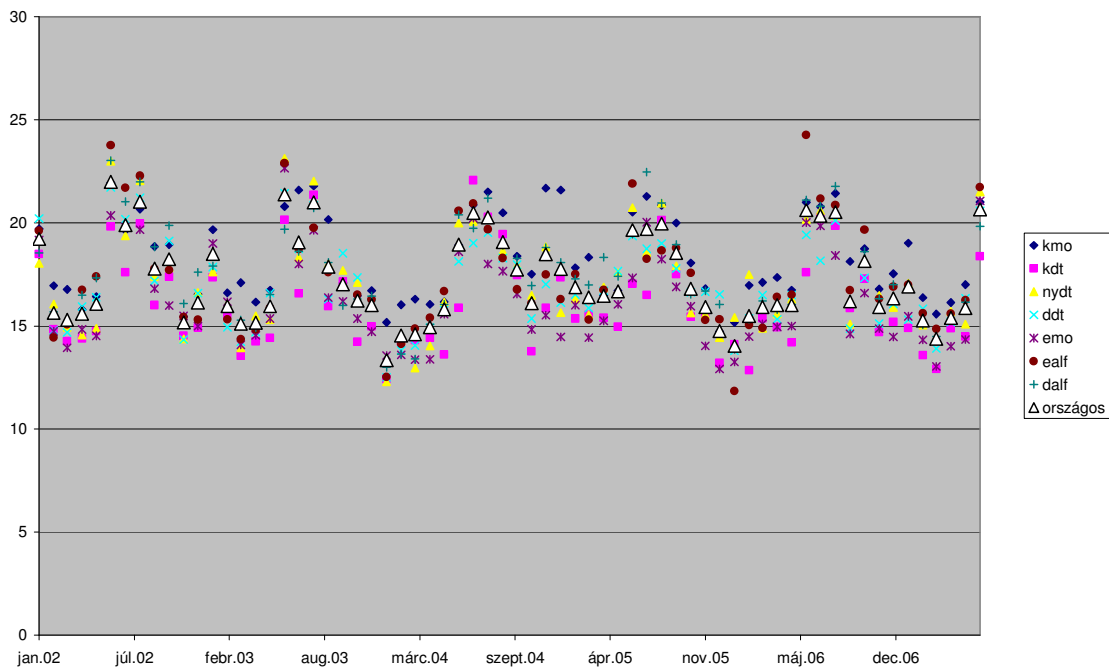
21. ábra: Az árváltozások gyakorisága a magyarországi régiókban



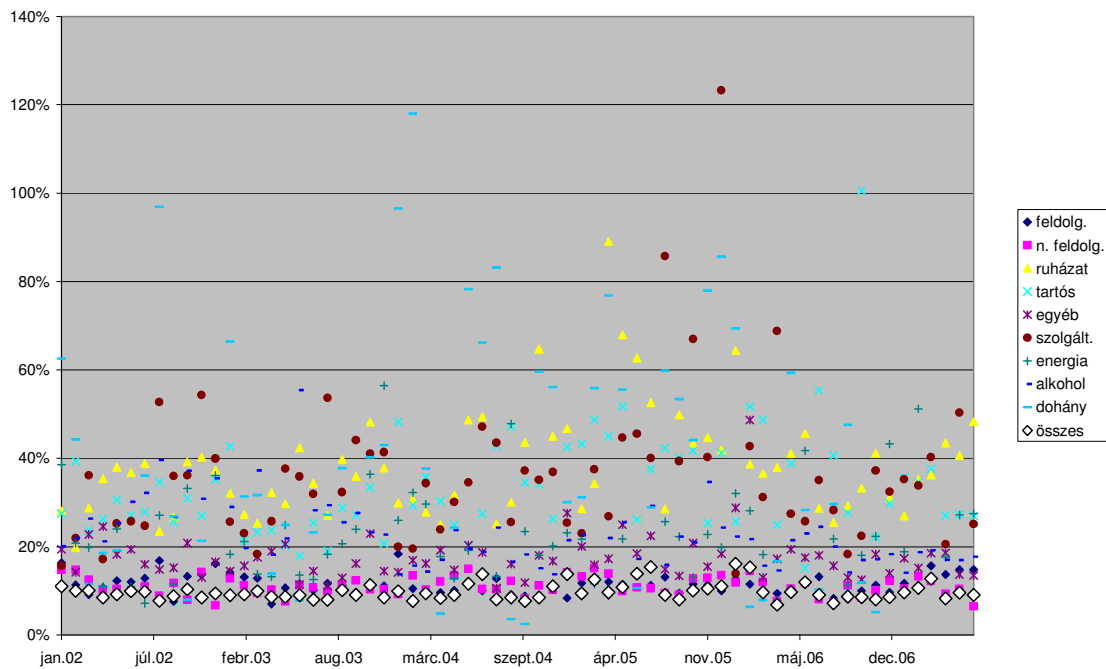
22. ábra: Az árváltozások gyakoriságának relatív keresztmetszeti szórása a különböző termékkategóriákban



23. ábra: Az árváltozások átlagos abszolút méretei a magyarországi régiókban



24. ábra: Az árváltozások méreteinek relatív keresztmetszeti szórása a különböző termékkategóriákban



6. táblázat: Az éves inflációs idősorok nemzeti faktorai: súlyok

Megye	1. faktor	2. faktor
Budapest	0,9537	-0,1176
Baranya	0,8616	-0,4212
Bács-Kiskun	0,9816	0,0404
Békés	0,8616	-0,4677
Borsod-Abaúj-Zemplén	0,9790	0,0108
Csongrád	0,9443	-0,2748
Fejér	0,9667	-0,0834
Győr-Moson-Sopron	0,9318	0,3219
Hajdú-Bihar	0,9574	-0,1197
Heves	0,6397	0,5959
Jász-Nagykun-Szolnok	0,9150	0,1784
Komárom-Esztergom	0,6772	0,6743
Nógrád	0,9443	0,0041
Pest	0,8154	-0,5560
Somogy	0,9595	-0,2073
Szabolcs-Szatmár-Bereg	0,9597	0,0862
Tolna	0,8934	0,2587
Vas	0,8912	0,0385
Veszprém	0,9324	0,1981
Zala	0,9712	0,1000

Forrás: Saját szerkesztés

7. táblázat: Az éves inflációs idősorok regionális faktorai: súlyok

Megye	1. faktor	2. faktor	Megye	1. faktor	2. faktor
Közép-Dunántúl			Nyugat-Dunántúl		
Fejér	0,8286	n. a.	Győr-Moson-Sopron	-0,0057	0,9267
Komárom-Esztergom	0,6407	n. a.	Vas	0,7973	-0,3505
Veszprém	-0,8277	n. a.	Zala	0,7942	0,3585
Dél-Dunántúl			Észak-Magyarország		
Baranya	0,0352	0,9665	Borsod-Abaúj-Zemplén	-0,0426	0,9744
Somogy	0,8023	0,1966	Heves	0,807	-0,1637
Tolna	0,7935	-0,2416	Nógrád	0,798	0,2175
Észak-Alföld			Dél-Alföld		
Hajdú-Bihar	0,8654	n. a.	Bács-Kiskun	0,6926	-0,4863
Jász-Nagykun-Szolnok	0,8153	n. a.	Békés	-0,7264	0,1933
Szabolcs-Szatmár-Bereg	-0,8641	n. a.	Csongrád	0,6319	0,7552

Forrás: Saját szerkesztés

B melléklet: Magyarország régiói és megyéi

25. ábra: Magyarország NUTS-II régiói



Forrás: www.wikipedia.org

8. táblázat: Az egyes régiókhöz tartozó megyék (és rövidítéseik)

Név	Jelölés	Definíció
Közép-Magyarország	kmo	Budapest (bp) és Pest megye (pe)
Közép-Dunántúl	kdt	Fejér megye (fej), Komárom-Esztergom megye (ke) és Veszprém megye (vesz)
Nyugat-Dunántúl	nydt	Győr-Moson-Sopron megye (gyms), Vas megye (vas) és Zala megye (zal)
Dél-Dunántúl	ddt	Baranya megye (bar), Somogy megye (som) és Tolna megye (tol)
Észak-Magyarország	emo	Borsod-Abaúj-Zemplén megye (baz), Heves megye (hev) és Nógrád megye (nog)
Észak-Alföld	ealf	Hajdú-Bihar megye (hb), Jász-Nagykun-Szolnok megye (jnsz) és Szabolcs-Szatmár-Bereg megye (szszb)
Dél-Alföld	dalf	Bács-Kiskun megye (bk), Békés megye (bek) és Csongrád megye (cson)

Forrás: Saját szerkesztés

C melléklet: A megyei szintű inflációs ráták variancia-felbontása a régiók homogenitásának feltételezése esetén

E részben levezetjük a megyei szintű inflációs ráták variancia-felbontását arra az esetre, amikor nincsenek régióspecifikus hatások.

Jelölje a megyéket $j = 1, \dots, 7$, a régiókon belüli megyék számát N_j , és a régiókon belüli megyéket $i = 1, \dots, N_j$. A megyék teljes száma $N = \sum_{j=1}^7 N_j = 20$.

Tegyük fel azt, hogy egy adott hónapban a megyei szintű inflációs ráták (x_{ij} -vel jelölve) függetlenek és azonos eloszlásúak: μ várható értékű és σ szórású normális eloszlásból származnak.

Ekkor a regionális inflációs ráták $\bar{x}_j = \frac{1}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} x_{ij}$ ($j = 1, \dots, 7$), és a teljes (országos) inflációs ráta $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^7 \sum_{i=1}^{N_j} x_{ij} = \sum_{j=1}^7 \frac{N_j}{N} \bar{x}_j$. Az eloszlásra vonatkozó feltételezésünk miatt $\bar{x}_j \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{N_j}\right)$ és $\bar{x} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{N}\right)$.

Ebben az esetben a varianciaanalízis ismert eredménye a következő:

$$\sum_{j=1}^7 \sum_{i=1}^{N_j} (x_{ij} - \bar{x})^2 = \sum_{j=1}^7 \sum_{i=1}^{N_j} (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 + \sum_{j=1}^7 N_j (\bar{x} - \bar{x}_j)^2,$$

tehát a megyei szintű inflációs rátáknak az országos inflációs rátától vett teljes eltérés-négyzetösszege (TSS) a régióon belüli eltérés-négyzetösszegek (BSS) és a régiók közötti eltérés-négyzetösszegek (KSS) összege:

$$TSS = BSS + KSS$$

Feltételezéseink miatt a régióon belüli eltérés-négyzetösszegek a következő módon írhatók fel:

$$BSS = \sum_{j=1}^7 \sum_{i=1}^{N_j} (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 = \sum_{j=1}^7 \left[\sum_{i=1}^{N_j} (x_{ij} - \mu)^2 - N_j (\bar{x}_j - \mu)^2 \right]$$

innen

$$\frac{1}{\sigma^2} BSS = \sum_{j=1}^7 \left[\sum_{i=1}^{N_j} \left(\frac{x_{ij} - \mu}{\sigma} \right)^2 - \left(\frac{\bar{x}_j - \mu}{\sigma/\sqrt{N_j}} \right)^2 \right].$$

Statisztikailag bebizonyítható, hogy a szögletes zárójelekben szereplő kifejezések khí-négyzet eloszlást követnek $N_j - 1$ szabadságfokkal, tehát $\frac{1}{\sigma^2} BSS$ khí-négyzet eloszlást követ $\sum_{j=1}^7 (N_j - 1) = 13$ szabadságfokkal, emiatt pedig $E\left[\frac{1}{\sigma^2} BSS\right] = 13$.

A régióon belüli eltérés-négyzetösszegekre (KSS) felírhatjuk, hogy

$$KSS = \sum_{j=1}^7 N_j (\bar{x} - \bar{x}_j)^2 = \sum_{j=1}^7 N_j (\bar{x}_j - \mu)^2 - N(\bar{x} - \mu)^2,$$

innen

$$\frac{1}{\sigma^2} KSS = \sum_{j=1}^7 \left(\frac{\bar{x}_j - \mu}{\sigma/\sqrt{N_j}} \right)^2 - \left(\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{N}} \right)^2,$$

és a korábbi érvelésünknek megfelelően e kifejezés $7 - 1 = 6$ szabadságfokú khí-négyzet eloszlást követ, ezért $E\left[\frac{1}{\sigma^2} KSS\right] = 6$.

Tekintve, hogy $E\left[\frac{1}{\sigma^2} BSS\right] = 13$ és $E\left[\frac{1}{\sigma^2} KSS\right] = 6$, kézenfekvő, hogy amennyiben a megyei szintű inflációs ráták egymástól függetlenek és nem jelentkezik régió-specifikus hatás, a régiók közötti eltérés-négyzetösszegek aránya a teljes eltérés-négyzetösszegeken belül $6/(13+6) = 6/19 = 31,58\%$ körül kell, hogy legyen. Ez az érték nagyon közel van a mintánkban mért átlagos értékhez (36,4%).

Egy megfelelő F-próbával is ellenőrizhetjük azon nullhipotézis teljesülését, mely szerint $x_{ij} \sim N(\mu, \sigma^2)$ (ahol az alternatív hipotézis szerint vannak x_{ij} alakulásában régió-specifikus hatások). Mint megmutattuk, a nullhipotézis teljesülése esetén

$$\frac{\frac{1}{\sigma^2} KSS / 6}{\frac{1}{\sigma^2} BSS / 13} = \frac{13}{6} \frac{KSS}{BSS} \sim F(6, 13)$$

melynek kritikus értékei 2,28, 2,92 és 4,62 rendre 10%-os, 5%-os és 1%-os szignifikancia szinteken. Ebből következően a KSS/TSS arány (lásd a főszövegben és a 11. ábrán) kritikus értékei 51,27%, 57,40% és 68,07%. Az adatbázisban szereplő 54 hónapból (2003. január – 2007. június) egyetlen esetben sem szignifikáns 1%-os szinten a KSS/TSS arány, *egyetlen* esetben

szignifikáns 5%-os szinten (2006 júniusában: 58,93%) és 5 *alkalommal* szignifikáns 10%-os szinten (2006 júniusában: 58,93%, 2006 júliusában: 56,51%, 2005 februárjában: 52,59%, 2003 januárjában: 51,35% és 2006 augusztusában: 51,53%).