

ZSIBÓK ZSUZSANNA

## **Az infláció területi különbségei Lehetséges okok és a magyarországi empirikus vizsgálatok eredményei\***

### **I. rész**

Tanulmányomban azt vizsgálom, hogy milyen területi különbségek figyelhetők meg az inflációs rátákban egy valutaunió belül. A valutaövezet fogalmát kétféle kontextusban használjuk: az egyik az euróövezet, a másik egy euróövezeten kívüli ország, Magyarország. A szakirodalom számos olyan lehetséges okot azonosított, amelyek területi szinten eltérő inflációs rátákhoz vezethetnek. Részletesen bemutatom ezeket az okokat, majd áttekintem azt, hogy az eurózónában végzett empirikus kutatások eredményei szerint melyek fontosak a területi különbségek magyarázásában. Empirikus kutatások Magyarországon is jelentős területi különbségeket mutattak ki a megyei felbontású inflációs ráták tekintetében, ezért az eurózónában alkalmazott vizsgálatokat a hazai inflációs adatokon is elvégzem.

### **Az inflációs ráták területi különbségei egy valutaövezetben**

A monetáris folyamatok területi különbségeit az 1990-es évek eleje óta kutatja a szakirodalom, ugyanakkor tény, hogy egy valutaövezetben a monetáris politika közös, és azt a monetáris hatóság a valutaunió egészének aggregálási szintjén végbemenő gazdasági folyamatok értékelése alapján alakítja ki. Ha egy-egy országban a monetáris politika célváltozója, az inflációs ráta eltér a közös célértéktől, akkor ez nemzeti szinten nem monetáris politikai eszközökkel, hanem más módon, például fiskális politikai intézkedésekkel vagy gazdaságszerkezeti változtatásokkal kezelhető. Az eurózónában megfigyelt inflációs eltérések mögötti lehetséges okokat számos empirikus munka<sup>1</sup> vizsgálta a szakirodalomban. Úgy tűnik, konszenzus alakult ki arról, hogy a konjunkturális tényezők, mint például a kibocsátási rés,<sup>2</sup> a munkanélküliség vagy a bérkülönbségek jelentős szerepet játszanak az inflációs különbségek tekintetében, és – Honohan–Lane (2003, 2004) véleményével szemben – a külső tényezők kevésbé fontosak. A Balassa–Samuelson-

\* A szerző a tanulmányt megalapozó kutatásokat a Magyar Nemzeti Bank vendégkutatói ösztöndíjának keretében végezte.

<sup>1</sup> A legfontosabbak közé tartoznak Alberola–Tyrväinen (1998), Alberola (2000), Honohan–Lane (2003, 2004), EKB (2003), Ortega (2003), Angeloni–Ehrmann (2004), Altissimo et al. (2005), Hofmann–Remspurger (2005), Égert et al. (2004), Égert (2007), Stavrev (2007), Andersson et al. (2009), Beck et al. (2009, 2011), Galesi–Lombardi (2009).

<sup>2</sup> A kibocsátási rés egy gazdaság tényleges és potenciális kibocsátásának különbségét jelenti, amelyet legtöbbször a potenciális kibocsátás százalékában fejeznek ki. A potenciális kibocsátás egy gazdaságban a termelési tényezők (munka, tőke, humán tőke) teljes kapacitáskihasználásának megfelelő kibocsátási szint. Az értelmezésével és a becslésével Magyarországon például Benk et al. (2005) foglalkozott.

hatást számos tanulmány vizsgálta, de szignifikáns voltát nem sikerült az euróövezet esetében egyértelműen igazolni. A Balassa–Samuelson-hatás arra a jelenségre ad magyarázatot, hogy egy fejletlenebb, felzárkózó országban magasabb az infláció, mint a fejlett országokban.

A tanulmányok többsége országok között kutatja a területi különbségeket, ugyanakkor véleményem szerint a monetáris (inflációs) folyamatok területi különbségeinek vizsgálata az országokon belül is releváns. A nominális és a reálváltozók nemcsak az országok között, hanem egy ország régiói között is jelentősen különbözhetnek, ezért a szakirodalom is foglalkozik azzal, hogy egyes esetekben az országok közötti konvergencia az országon belüli területi különbségek felerősödésével jár együtt.<sup>3</sup> Azon a feltételezésen alapul, hogy a külkereskedelmi forgalomba kerülő termékeknek a termelékenysége gyorsabb ütemben növekszik, mint a hazai forgalmazású termékeké, és az előbbi szektorban érvényesül az egy ár törvénye az országok között. A munkabérek növekedése a kereskedelmi forgalomba kerülő termékek szektorában a termelékenység növekedését követi, ezért nem okoz inflációt. A munkabérek azonban a kevésbé termelékeny hazai forgalmazású javak szektorában is növekszenek, mivel a munkaerő mobilitása miatt a szektorok között a bérek kiegyenlítődnek. A bérnövekedés a hazai forgalmazású javak szektorában inflációt okoz, ami miatt a teljes infláció is magasabb lesz a felzárkózó országban.

Egy valutaunióban a nominális gazdasági mutatók heterogenitása természetes jelenség, mivel egy alkalmazkodási folyamatot tükröz (Beck et al. 2009). Ha a monetáris politika közös irányítás alatt van, a regionális ár- és bérrugalmasság, valamint a termelési tényezők mobilitása nagyon fontos az aszimmetrikus sokkok kiküszöbölésében, ugyanis a nemzeti monetáris politika eszközei vagy az árfolyamváltozások lehetőségei megszűnnek.<sup>4</sup> Ezen alkalmazkodási folyamatok mellett hosszú távon az inflációs különbségek a reálgazdasági változók országok közötti különbségeit is tükrözhetik (termelékenységi különbségek, felzárkózás), ami szintén nem jelent problémát gazdaságpolitikai szempontból. Káros inflációs különbségekhez vezethetnek viszont a nem megfelelő nemzeti gazdaságpolitika vagy egyéb nemzeti folyamatok, mint például az aránytalan béremelkedés, a túlzott ingatlanár-emelkedés, a profitrés fenntarthatatlan növekedése, a pénzügyi eszközök áruborékai vagy a nem megfelelő költségvetési politika. A valutaunió országait érő közös és egyedi sokkok tovaterjedését módosíthatják a termék-, a munka- és a tőkepiacokon meglévő súrlódások, amelyek tartós inflációs különbségeket és versenyképesség-vesztést eredményeznek (EKB 2003).

A magyarországi empirikus vizsgálatok jelentős területi inflációs különbségeket mutattak ki (Reiff–Zsibók 2008), ezért a kutatásom célja az, hogy feltárjam, hogy a lehetséges okok közül melyek magyarázzák az inflációs ráták megyék közötti eltéréseit. Megközelítésem abból indul ki, hogy egy ország felfogható speciális valutaövezetnek, ezért az euróövezeti vizsgálatokban használt empirikus módszerek bizonyos korlátozásokkal alkalmazhatók Magyarország esetére is. A korlátozások leginkább elméleti síkon és az ökonometriai elemzésekben kerülnek előtérbe, ezekben számolni kell azzal, hogy a terü-

<sup>3</sup> Például Neven–Gouyette (1995), Fagerberg–Verspagen (1996), Magrini (1999), Giannetti (2002) és Barrios–Strobl (2009).

<sup>4</sup> Ehhez kapcsolódik Robert Mundellnek az optimális valutaövezetéről alkotott elmélete (Mundell 1961) és az ennek nyomán létrejött hatalmas irodalom, amely részletesen elemzi, hogy melyek azok a feltételek, amelyek teljesülése esetén egy valutaövezet optimális valutaövezetté válik.

leti interakció erősebb és a térbeli áramlások jelentősebbek a régiók között, mint országok között (lásd pl. Magrini 2004). A következő szakaszban a magyarországi vizsgálatokban használt adatbázisomat és az infláció területi sajátosságait mutatom be. Tanulmányom I. részében a lehetséges okok közül azokat mutatom be, amelyek strukturális különbségekre vezethetők vissza. Azokat az okokat pedig, amelyek konjunkturális különbségekre vagy egyensúlyi alkalmazkodási folyamatokra vezethetők vissza, a II. részben ismertetem. Ahol lehetséges, empirikusan elemzem a lehetséges okoknak a relevanciáját, majd az utolsó fejezetben összegzem következtetéseimet.

### Adatok

A vizsgálatomhoz használt adatok a Központi Statisztikai Hivataltól (KSH) származnak, 2001 decembere és 2007 júniusa közötti havi gyakoriságú, boltszintű árfelírásokat tartalmaznak, és a KSH fogyasztóiárindex-képzésének alapjául szolgálnak.<sup>5</sup> Az árindex kosarának lefedettsége az adatbázisomban körülbelül 70%. A hiányzó elemek olyan termékek, amelyeknek szabályozott áraik vannak (például óvodai és iskolai étkeztetés, elektromos áram, vezetékes gáz, autópályadíj), vagy az adatfelvétel módja nem teszi lehetővé az árazásuk vizsgálatát (például új és használt gépjárművek), illetve amelyeknél a termék vagy szolgáltatás ugyanazon az áron érhető el az ország egész területén. A megfigyelések száma kb. 4,7 millió.

1. táblázat

*A fogyasztói kosár lefedettsége termékcsoportok szerint 2006-ban*

Termékcsoportok	Fogyasztóiárindex-kosár		Minta	
	súly, %	elemszám	súly, %	elemszám
Élelmiszerek, szeszes italok, dohányárúk	31,382	222	31,322	220
Ebből:				
feldolgozatlan élelmiszerek	5,665	53	5,665	53
feldolgozott élelmiszerek	26,177	169	25,657	167
feldolgozott élelmiszerek, kivéve szeszes italok és dohányárúk	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
<i>Összesen</i>	<i>100,000</i>	<i>896</i>	<i>70,122</i>	<i>770</i>

*Forrás:* Reiff–Zsibók (2008).

A fogyasztóiár-index számításakor a KSH minden egyes termék- vagy szolgáltatástípushoz (úgynevezett reprezentánshoz) súlyt rendel a lakossági fogyasztásban elfoglalt arányának megfelelően. Az 1. táblázatban ezeket a súlyokat tüntettem fel aggregáltan, a

<sup>5</sup> Az adatbázis részletes leírása megtalálható Gábrriel–Reiff (2010) tanulmányában. A szerző köszönettel tartozik a Központi Statisztikai Hivatalnak és a Magyar Nemzeti Banknak az adatokhoz való hozzáférésért.

fogyasztói kosár főcsoportjai szerinti bontásban. A havi inflációs rátákat a termékenkénti havi árváltozások súlyozott átlagaként számítottam ki, aminek során az átlagárak logaritmusainak a különbségeit vettem. Ezek után a havi inflációs adatokból kumulálással éves inflációs rátákat számítottam. A területi felbontást megyei szinten végeztem el, külön vettem Budapestet és a 19 megyét. Ezt az tette lehetővé, hogy a KSH minden megfigyelés esetében rögzíti a felírás helyszínét, azaz egy boltazonosítót, amelynek az első két számjegye megyekód. A fogyasztói árakból képzett adatbázisom nagy előnye az, hogy a termékek széles körét tartalmazza, ennek ellenére keresztmetszeti összehasonlításokban a korlátaival is számolnom kell. A minta országosan reprezentatív, de megyénként nem feltétlenül az. Ezenkívül nem lehet biztosítani azt, hogy minden boltban pontosan ugyanazokat a termékeket figyeljék meg, továbbá a mintába került boltok típus szerinti megoszlása sem egyforma a megyékben.<sup>6</sup> Az inflációs különbségek lehetséges okainak a vizsgálata végett az áradatokon kívül külső, releváns makrogazdasági adatokat is felhasználtam, amelyek a KSH negyedéves megyei statisztikai tájékoztató kiadványaiból származnak.<sup>7</sup>

A mintaidőszakban az átlagos éves inflációs ráta 3,3% volt, 1,6 százalékpontos szórással. Országos szinten a megfigyelt legalacsonyabb éves inflációs ráta 0,74 (2005 novemberében), a legmagasabb 5,8% volt (2004 júniusában). Noha erős együttmozgás figyelhető meg az egyes megyék inflációs rátái között, számottevő területi egyenlőtlenségek adódtak az egész mintaidőszak során. Ezeknek a leggyakrabban használt mutatóit ábrázoltam az 1. ábrán. A területi egyenlőtlenségek legtipikusabb mutatója, a keresztmetszeti szórás<sup>8</sup> 0,61 és 1,36 százalékpont között változott, átlagosan 0,93 volt a mintaidőszakban. A terjedelem mutatója (a legnagyobb és a legkisebb megyei inflációs ráta különbsége) meglehetősen magas volt a vizsgált időszakban, átlagosan 3,81 százalékpont. Ha a terjedelmet a legmagasabb három és a legalacsonyabb három inflációs ráta átlagai közötti különbséggént számítjuk ki, akkor is eléri átlagosan a 2,81 százalékpontot, ami még mindig viszonylag magas. Viszonyításképpen: a maastrichti konvergenciakritérium szerint egy EU-ország inflációs rátája a három legalacsonyabb inflációval rendelkező ország átlagánál legfeljebb 1,5 százalékponttal lehet magasabb.

Adataim szerint az inflációs különbségek középtávon tartósan mutatkoztak, ugyanakkor egy-egy megye pozíciója az inflációs ráták szerinti sorrendben változó volt a mintaidőszakban. Ez azt jelenti, hogy a 20 területi egységből 5 esetében az átlagos inflációs ráta nem releváns mutató, mert az inflációs ráták jelentősen különböztek a mintaidőszak elején és végén.

<sup>6</sup> A területi összehasonlítások korlátairól bővebben Dusek (2008) ír.

<sup>7</sup> Innen gyűjtöttem a keresetekre, ipari termelésre, ipari értékesítésre és a munkanélküliségre vonatkozó adatokat ([http://portal.ksh.hu/portal/page?\\_pageid=37.123534&\\_dad=portal&\\_schema=PORTAL](http://portal.ksh.hu/portal/page?_pageid=37.123534&_dad=portal&_schema=PORTAL)).

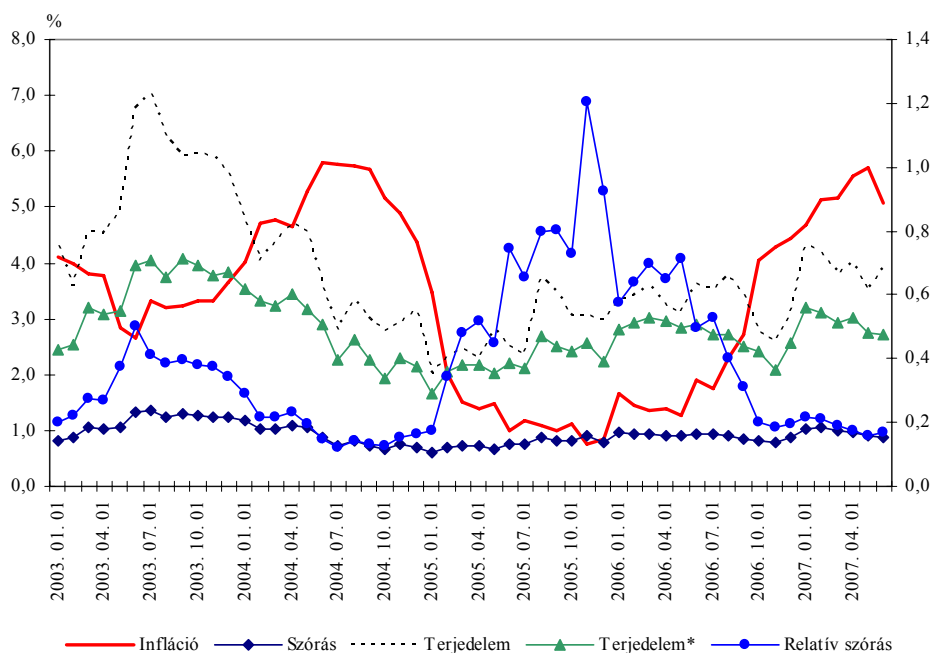
<sup>8</sup> A keresztmetszeti szórás a megyei inflációs rátáknak a számtani átlaguktól való átlagos eltérését mutatja egy-egy időszakban:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\pi_i - \bar{\pi})^2}{n}}$$

ahol  $\pi_i$  az  $i$ -edik területi egység inflációs rátáját mutatja egy adott időszakban és  $\bar{\pi}$  a megyei inflációs rátáknak az átlaga.

1. ábra

## Az éves inflációs ráták és a területi szóródás mutatói



Forrás: KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

Megjegyzés: „infláció”: átlagos éves inflációs ráta (bal tengely); „szórás”: keresztmetszeti szórás (bal tengely); „terjedelem”: a legmagasabb és a legalacsonyabb megyei inflációs ráták közötti különbség (bal tengely); „terjedelem\*”: a három legmagasabb inflációs ráta átlaga és a három legalacsonyabb inflációs ráta átlaga közötti különbség (bal tengely); „relatív szórás”: a keresztmetszeti szórás és az átlagos inflációs ráta hányadosa (jobb tengely). A statisztikai tulajdonságai miatt a relatív szórás túl magas értékeket ad olyan időszakokban, amikor az inflációs ráta viszonylag közel van a nullához (1% alatti), ez mégsem jelenti a területi különbségek ilyen mértékű megnövekedését.

Vajon problémát jelent-e az, hogy a keresztmetszeti eloszlás belső szerkezete időben nem stabil? A keresztmetszeti eloszlás azt mutatja meg, hogy hogyan oszlanak meg a megyék az inflációs ráták tekintetében egy adott időszakban. Az eloszlás belső szerkezetét abból a szempontból vizsgálom, hogy egy-egy térség a különböző időszakokban az eloszlásnak melyik részén helyezkedik el. Ha egy térségben az inflációs ráta az országos átlaghoz viszonyítva magasabb vagy alacsonyabb, és ez hosszú távon is fennmarad (az eloszlásnak ugyanazon a szélén található hosszabb ideig), akkor ez tartós divergenciára utal, és tartós jóléti/versenyképességbeli különbségeket okozhat. Ezzel szemben ha azt látjuk, hogy a térségekben az inflációs ráták az országos átlag körül kisebb-nagyobb amplitúdóval ingadoznak, akkor ez azt jelenti, hogy idővel a különbségek kiegyenlítődnek. Általános érvényű következtetéseket a viszonylag rövid időszakot átfogó mintából nem tudunk leszűrni, és az sem zárható ki, hogy a megfigyelt ingadozások – a megyénkénti kicsi mintaelemszám miatt – bizonyos mértékig a véletlennek is betudhatók. A jelenség statisztikai elemzéséhez az eloszlásdinamikai módszerek nyújtanak segítséget. Weber–Beck (2005) tanulmányához hasonlóan kétféleképpen vizsgálom a belső folyamatokat: a bétakonvergencia tesztelésével és az átmenet-valószínűségekkel.

A bétakonvergencia tesztelése során arra a kérdésre kaphatunk választ, hogy növekszik-e (csökken-e) az infláció azokban a térségekben, amelyekben az infláció kezdeti rátája alacsonyabb (magasabb) volt. A vizsgálathoz a következő regressziós egyenletet becsüljük:

$$\frac{1}{n} \Delta \pi_i = \alpha + \beta \cdot \pi_{i,t_0} + \varepsilon_{i,t},$$

ahol  $n$  a vizsgált időszak hosszát jelenti (hónapokban),  $\pi_i$  az  $i$ -edik térség éves inflációs rátája,  $t_0$  a kezdeti időszak,  $\frac{1}{n} \Delta \pi_i = \frac{1}{n} (\pi_{i,t_0+n} - \pi_{i,t_0})$  az infláció átlagos változása a vizsgált időszakban, és  $\varepsilon_{i,t}$  a becslés reziduuma. Ha a becslés eredményeként szignifikáns negatív  $\beta$  paramétert kapunk, akkor az az inflációs rátáknak a térségek közötti konvergenciáját jelenti.

2. táblázat

A bétakonvergencia tesztjének eredményei

Becslés	$\hat{\beta}$	$t$	$R^2$
$n=12$	-0,099	-3,61	0,42
$n=24$	-0,035	-5,04	0,59
$n=36$	-0,027	-3,53	0,41
$n=48$	-0,018	-3,04	0,34
$n=53$	-0,021	-4,56	0,54

*Forrás:* KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

A becslést a legkisebb négyzetek módszerével végeztem el több különböző időszakra: 1 évre, 2 évre ... és a teljes minta-időszakra, kiinduló időszaknak ( $t_0$ ) 2003 januárját vettem. A bétaparaméterek nagysága viszonylag alacsony, de előjelük mindig negatív, és a  $t$  értékek arra utalnak, hogy a konvergencia szignifikáns (a kritikus  $t$  érték 2,10). Eredményeimből az a következtetés vonható le, hogy a mintaidőszakban a magyarországi térségek inflációs rátái lassan, de egymás felé konvergáltak, tehát nem voltak tartósan szétartó folyamatok.

A keresztmetszeti eloszlás belső dinamikájának egy mélyebb elemzéséhez Weber-Beck (2005) módszerét követve a Markov-modellekben használt átmenet-valószínűségi mátrixokat vizsgálom meg. A módszert magyar nyelven Major (2008) mutatja be részletesen. Arra a kérdésre keresem a választ, hogy mennyire jellemző az, hogy a különböző területi egységek pozíciója az inflációs ráták területi eloszlásában időben változó – de ezúttal nem az inflációs rátákat vizsgálom, hanem az országos átlagtól való eltéréseket. Ennek érdekében négy kategóriába sorolom az egyes megfigyeléseket (ezeket a Markov-modellek irodalma állapotoknak nevezi): az országos átlagnál több mint 1 százalékponttal kisebb inflációs ráta (1); kevesebb mint 1 százalékponttal kisebb inflációs ráta (2); kevesebb mint 1 százalékponttal magasabb inflációs ráta (3); több mint 1 százalékponttal magasabb inflációs ráta (4). Az eloszlásdinamikai vizsgálatokban azt elemzem, hogy egyik időszokról a másikra történik-e átmenet egyik állapotból a másikba. Ehhez definiálok egy átmenetmátrixot, ami annyi oszlopból és sorból áll, ahány állapot van (esetünkben  $4 \times 4$ -es az átmenetmátrix). Az  $A$  mátrixnak egy  $a_{ij}$  eleme azt mutatja meg, hogy mekkora annak a feltételes valószínűsége, hogy a  $t$ -edik időpontban az  $i$  állapotban lévő elem

a  $t+1$ -edik időpontban (vagy egy másik későbbi időpontban) a  $j$  állapotban lesz, ezért a mátrix soraiban lévő elemek összege 1. A mátrix főátlójának elemei annak a feltételes valószínűségét mutatják meg, hogy a vizsgált elem ugyanabban az állapotban marad, mint korábban. A megyei felbontású, éves inflációs ráták idősorából az átmenetek relatív gyakoriságai alapján kiszámítottam az átmenet-valószínűségi mátrix elemeit a mintaidőszakra vonatkozóan. Kétféle átmenetet vizsgáltam: az egyik az egymást követő hónapok állapotait vetette össze, a másik pedig az adott hónapot és az egy évvel későbbi állapotot vetette össze.

3. táblázat

Az átmenet-valószínűségei mátrixai

		$t+1$						$t+12$			
		1	2	3	4			1	2	3	4
$t$	1	0,76	0,23	0,01	0,00	$t$	1	0,26	0,39	0,30	0,06
	2	0,10	0,74	0,16	0,01		2	0,16	0,38	0,39	0,07
	3	0,01	0,14	0,77	0,09		3	0,09	0,33	0,46	0,13
	4	0,00	0,00	0,30	0,70		4	0,06	0,21	0,44	0,29

Forrás: KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

Érdeemes megfigyelni a mátrixok főátlóit, mivel az itt található értékek arra utalnak, hogy mekkora valószínűséggel „ragad bent” egy térség egy az országos átlaghoz képest tartósan magasabb vagy alacsonyabb inflációs rátával jellemezhető állapotban. Az eredmények azt mutatják, hogy egyhónapos intervallumban viszonylag kicsi volt az átmozgás a kategóriák között (25% körüli), de még így is volt olyan eset, hogy valamely megye egyszerre két kategóriát is ugrott egyik hónapról a másikra, hiszen a főátló szomszédságán kívül is találhatóak nullánál nagyobb elemek. Ha az átmeneteket egyéves intervallumban vizsgáljuk, akkor még nagyobb mozgást látunk az állapotok között, és csökken annak a valószínűsége, hogy egy térség ugyanabban a kategóriában maradjon 1 éven keresztül, sőt, vannak három kategóriát átívelő mozgások is. Ez tehát azt jelenti, hogy viszonylag kicsi a valószínűsége annak, hogy egy térségben az inflációs ráta hosszú távon is az országos átlagtól felfelé vagy lefelé jelentősen eltávolodjon.

### A területi inflációs különbségek lehetséges okai – elméleti megfontolások és empirikus eredmények: strukturális okok

A szakirodalom számos olyan lehetséges tényezőt említ, amelyek miatt az inflációs ráták eltérhetnek egyes térségek vagy országok között. E tényezőknek mélyreható elemzését végezte el többek között az Európai Központi Bank (2003), ezért az összehasonlíthatóság érdekében jelen tanulmányban is ugyanazokat a tényezőket vizsgálom meg, de egy kissé módosított struktúrában. A lehetséges okokat aszerint különítem el, hogy egyensúlyi folyamatokat tükröznek, vagy strukturális különbségeket jelentenek. Az első csoportba tartozó tényezők, mint az árszínvonal- vagy a jövedelemkonvergencia és a konjunkturális különbségek természetes jelenségek egy valutaunióban (egy országban), míg a piaci tökéletlenségek egy részét a gazdaságpolitika okozza, vagy legalábbis kezelnie kellene azokat. A gazdaságszerkezeti okok között mutatom be a külső hatások eltérő mértékű

begyűrűzésének a következményeit is. Az áttekintést a strukturális tényezők vizsgálatával kezdem.

### **Összetételhatás**

Az infláció területi különbségeinek egyik lehetséges tényezője az összetételhatás, ami azért jelentkezik, mert a háztartások fogyasztási szerkezete területenként eltérő, ezért az egyes fogyasztási javak súlya változik a területi fogyasztóiár-indexekben. Következésképpen az azonos mértékű és irányú árváltozások is eltérően érintik az egyes területi egységeket. Az euróövezetben végzett becslések alapján az összetételhatás nem jelentős, mivel az infláció területi szóródása nagyon hasonlított egymásra a hivatalos és a területenként azonos fogyasztási szerkezettel képzett (hipotetikus) inflációs idősorok esetében.<sup>9</sup> Ezt a becslést sajnos nem tudtam elvégezni a magyarországi inflációs adatokon, ugyanis adatbázisomban a fogyasztóiár-index kosarában minden megyében azonos súllyal szerepelnek az egyes termékcsoportok, következésképpen az összetételhatás ki van szűrve. Bár a strukturális tényezők között említtem az összetételhatást, a szakirodalom mégsem veti fel ennek gazdaságpolitikai eszközökkel történő kezelését, inkább a felismerésére és a statisztikai kiszűrésére hívja fel a figyelmet.

### ***A hatósági és a szabályozott árak, valamint a közvetett adók hatása***

Egy különböző országok alkotta valutaövezetben a szabályozott vagy hatósági árak változása jelentős hatással lehet az infláció területi szóródására, mivel a fogyasztói kosár bizonyos termékeinek az árát a nemzeti szintű kormányzati döntések befolyásolják. A szabályozott és a hatósági árak szerepe úgy mutatható ki, ha összehasonlítjuk az infláció területi szóródásának az idősorát a szabályozott és a hatósági árak indexének a területi szóródásával és a hatósági és szabályozott árak nélkül számított árindex területi szóródásának idősorával. Ezzel a módszerrel az Európai Központi Bank (2003) arra a következtetésre jutott, hogy a hatósági árak szerepe az eurózóna inflációs különbségeiben viszonylag alacsony volt, sőt, egyes ágazatok liberalizálása miatt a szerepük várhatóan egyre kisebb lesz a jövőben.

Az országon belüli inflációs különbségekben is szerepe lehet a hatósági és a szabályozott áraknak, de más okok miatt, mint országok között, hiszen a kormányzati döntések egyformán érintik az ország egész területét (ha eltekintünk a fogyasztási szerkezet különbségeitől). Területi különbségeket az okozhat, hogy egyes javak (döntően szolgáltatások) árainak meghatározása önkormányzati hatáskör, és részarányuk a háztartások fogyasztásában nem elhanyagolható. A gazdaságpolitikának erre figyelnie kell, mert tartós jóléti különbségeket okozhat az egyes térségek között.

A közvetett adók (áfa) esete nagyon hasonló a hatósági és szabályozott árak esetéhez. Égert et al. (2004) kiemeli, hogy az eurózónában azokban az országokban, ahol magas az árszínvonal, ott jellemzően magasak az áfakulcsok is. Léteznek törekvések az áfakulcsok harmonizálására az Európai Unió országai között, ami azt eredményezi, hogy az adókulcs-változtatások hatása csökken.

<sup>9</sup> Lásd például Alberola (2000), EKB (2003) és Égert et al. (2004).



Magyarországon az áfakulcsok meglehetősen magasak, és három fontos változtatás fordult elő a mintaidőszak során: két emelés (2004. január és 2006. szeptember) és egy csökkentés (2006. január).<sup>10</sup> Ezek esetleges területi szóródásra gyakorolt hatása nyomon követhető az 1. ábrán. Az árak alkalmazkodásának boltok közötti aszimmetriája egy áfakulcsváltozás után feltehetően a piaci verseny erősségétől függ, ezért elsősorban ágazatspecifikus, a területi hatások pedig gazdaságszerkezeti okokra vezethetők vissza. A közvetett adók változásainak hazai jellemzői alapján feltételezem, hogy fontos szerepet játszanak az infláció alakulásában, de nem járulnak hozzá jelentősen a térbeli különbségekhez.

### ***Külső okok***

A strukturális eltérések okozta inflációs különbségek fontos elemei a külső tényezők, amelyek kétféle formában jelenhetnek meg, egyrészt az olajársokkok differenciált hatásában, másrészt pedig az árfolyamsokkok differenciált hatásában.

### ***Olajársokkok***

Általánosságban az olajárak begyűrzése két fontos csatornán keresztül gyakorolhat hatást az inflációs különbségekre (EKB 2003). Egyrészt a térségek különböznek az olajfüggőségük tekintetében, ami a nettó olajimportnak a GDP-hez viszonyított arányával mérhető. Másrészt a termelés olajintenzitása is eltérő lehet, ami az ipari olajfogyasztásnak és az ipari termelésnek a hányadosaként definiálható. Nyilvánvalóan azok a térségek (országok) vannak jobban kitéve az olajárváltozásoknak, amelyeknek magasabb az olajintenzitásuk és az olajfüggőségük, így ez tükröződik az infláció területi különbségeiben is. Általában érvényes az, hogy a fejlettebb térségekben alacsonyabb az olajfüggőség és alacsonyabb az olajintenzitás, ezért ezekben a térségekben az olajárak begyűrzése kisebb mértékű. A hazai kiskereskedelmi üzemenyagpiacon megfigyelhető területi árkülönbségeket kistérségi szinten Farkas et al. (2009) a helyi piacok koncentráltóságával magyarázta, és szignifikáns, de gyenge negatív kapcsolatot talált az átlagos árrés (árszint) és a verseny erőssége között.

A magyarországi adatokat tartalmazó mintámban az üzemenyagok részaránya a fogyasztói kosárban 4,75%, ami viszonylag nagy arány a többi termékhez és szolgáltatáshoz képest. Azt is figyelembe kell venni azonban, hogy Magyarországon az adók az üzemenyagáraknak jelentős részét, 50–60%-át teszik ki, ezért képesek lehetnek az olajárváltozások begyűrzését tompítani (Égert et al. 2004). A jövedéki adó változásainak hatása azonban csak átmeneti. Mérsékli az energiaáraknak az infláció különbségeihez való hozzájárulását az, hogy az energia éves inflációs rátájának területi szóródása eléggé alacsony (0,81 százalékpont) más termékcsoporthoz képest (1,13 százalékpont és 4,63 százalékpont között).

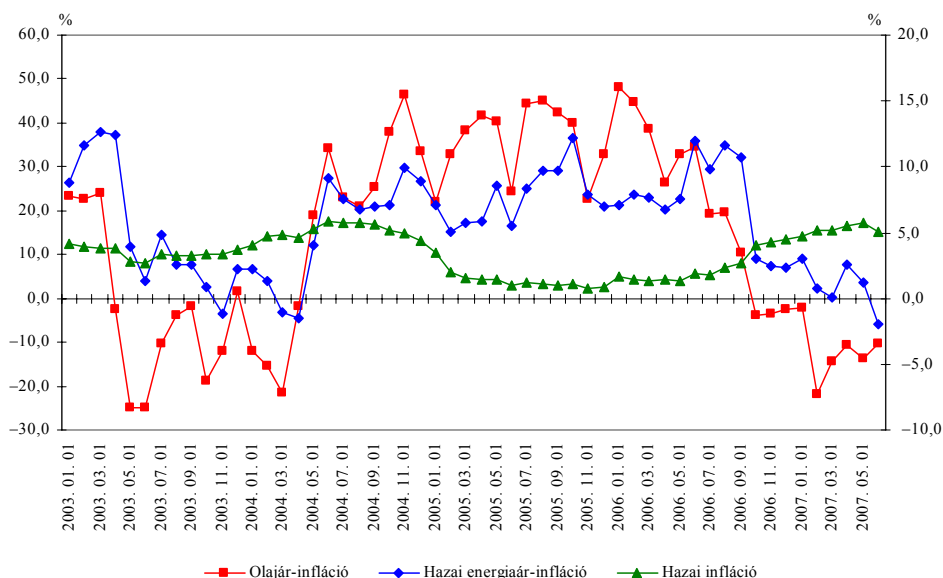
A magyarországi különbségek esetünkben nem csupán a térségek eltérő olajfüggőségével és olajintenzitásával magyarázhatóak, hanem a kis mintaelemszám miatt az eredmények nagyban függhetnek attól is, hogy megyénként melyik felíróhelyeken történik az

<sup>10</sup> Az áfakulcsok változtatásának hatásait Gábrriel–Reiff (2006) mélyrehatóan elemezte.

energiaárak rögzítése, és hogy milyen a helyi kiskereskedelmi piac szerkezete, a verseny erőssége. E tekintetben – sajnos – adataim nem teszik lehetővé, hogy a területi különbségek vizsgálatának módszereit korrekt módon adaptáljam.

2. ábra

*A nyersolaj árának éves inflációs rátája, a magyar energiaárak inflációja és a teljes infláció*



*Forrás:* saját szerkesztés az Európai Központi Bank és a KSH adatai alapján.

*Megjegyzés:* az olajár-infláció a bal oldali tengelyen szerepel, a hazai energiaár-infláció és a teljes hazai infláció a jobb oldali tengelyen szerepelnek.

### Árfolyamhatások

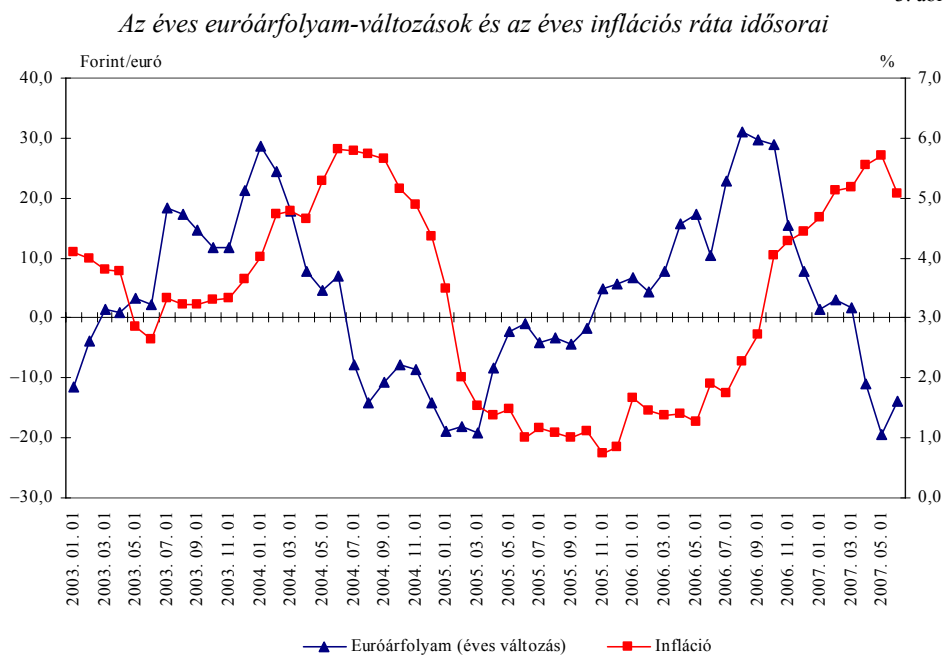
A külső tényezők közül a nominális árfolyam változásai jelentősen befolyásolhatják az inflációs rátát, és az árfolyam-begyűrőzés mértéke alapvetően a térségek gazdasági nyitottságától függ. A nominális árfolyam változásai elsőként az importtermékek áraiban jelennek meg, majd átgyűrűznek a hazai előállítású, külkereskedelmi forgalomba kerülő (tradable) javak áraiba, ezt követően pedig számos más termék és szolgáltatás árába is, végül pedig megjelennek a teljes fogyasztóiár-indexben (Égert et al. 2004). Amennyiben egy valutaövezet térségei különböző mértékben vannak kitéve az árfolyam-ingadozások hatásainak, az infláció területi különbségei felerősödnek. Az Európai Központi Bank (2003) empirikus vizsgálatának eredményei azt mutatták, hogy általánosságban pozitív kapcsolat van a nyitottság és az árfolyam-begyűrőzés erőssége között az eurózónában, bár vannak olyan tagországok, amelyek nem illeszkednek ebbe az összefüggésbe, ezért a bank arra a következtetésre jutott, hogy a nagyobb külkereskedelmi kitettség nem okoz automatikusan magasabb inflációs rátát.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> Honohan–Lane (2003, 2004) eredményei azonban ezzel ellentétesek.

Hazai vonatkozásban releváns megyei szintű adatok hiányában az egyes megyék nyitottságát úgy tudjuk vizsgálni, hogy proxyváltozóként<sup>12</sup> az ipari értékesítés exporthányadát használjuk fel. Ezt az adatot a Központi Statisztikai Hivatal a negyedéves megyei tájékoztatóiban teszi közzé. Bár céljaimnak jobban megfelelne az a nyitottsági mutató, amely az importált vég- és köztes termékek részarányát méri a hazai termelésű javakban, a nemzetközi fizetési mérleg adatai azt bizonyítják, hogy a hazai exportteljesítmény jelentős része szorosan összefügg az import volumenével. Az eurózónához hasonlóan azt tapasztaltam, hogy a megyék gazdasági nyitottsága és az inflációjuk mértéke közötti közvetlen kapcsolat nem létezik, a korrelációs együttható gyakorlatilag zérus (0,00086). Szignifikáns kapcsolatot bonyolultabb, panelregressziós módszerekkel sem tudtam kimutatni.

A nyitottságon túl megvizsgáltam az euróárfolyam változásának hatását is, ami a 3. ábrán szerepel.

3. ábra



Forrás: KSH- és MNB-adatok alapján saját szerkesztés.

Megjegyzés: az éves euróárfolyam-változás a bal oldali tengelyen, az éves inflációs ráta a jobb oldali tengelyen szerepel.

Az árfolyam-begyűrűzés meglehetősen erős, és természetesen időbeli késéssel jelentkezik. A keresztkorreláció segítségével bemutatott módszerrel megbecsültem a késedelem időtartamát, eszerint országos szinten a korrelációs együttható a múltbeli euróárfolyam-változás és az aktuális infláció között a héthónapos késéssel volt a legerősebb: 0,7955. A következő lépésben regresszióelemzés segítségével megvizsgáltam a késleltetett árfolyamváltozások és a megyei szintű inflációs idősorok közötti összefüggést, és a

12 A proxyváltozó egy nem megfigyelhető jelenség hatását közelítő, helyettesítő változó.

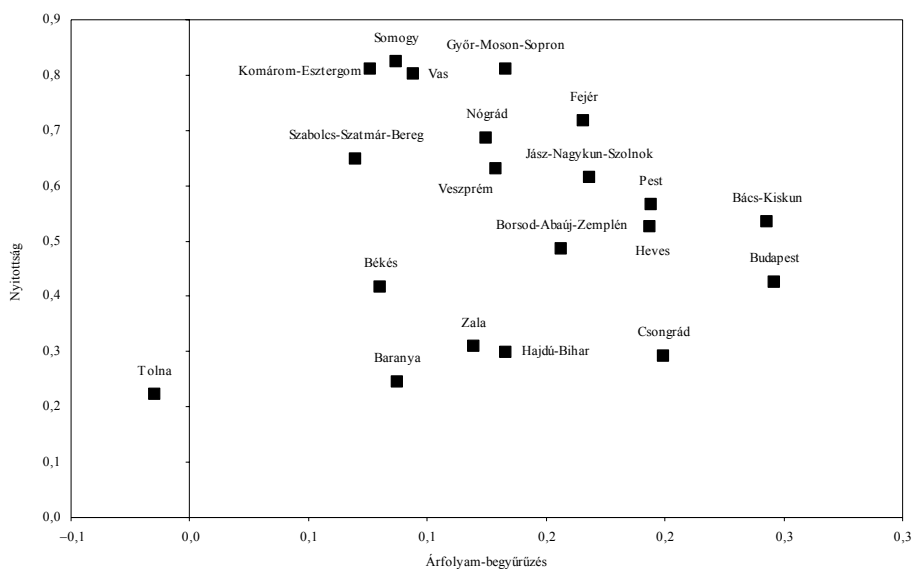
multikollinearitás kezelése érdekében osztott késleltetésű modellt választottam a tova-  
gyűrűző hatások kimutatásához. Az euróárfolyam év/év alapon számított százalékos  
változásainak 12 hónapig visszamenő késleltetéseit használtam magyarázóváltozóknak,  
mivel adataim alapján az árfolyamváltozás hatásai legkésőbb 10–12 hónapon belül meg-  
jelennek az árakban. Megyénként a következő regressziós egyenlet együtthatóit becsültem

meg:  $\pi_t = \alpha + \sum_{i=0}^{12} \beta_i \Delta \ln EUR_{t-i} + \varepsilon_t$ . Az árfolyamváltozás begyűrűzésének kumulált ha-

tását a  $\beta_i$  együtthatók összegével mértem, eredményeimet a 4. ábra vízszintes tengelyén  
szerepeltettem. Országos szinten az euróárfolyam begyűrűzésének együtthatója 0,1514,  
tehát 1%-os árfolyamváltozás átlagosan, várhatóan 0,15%-os inflációemelkedést okoz  
egy éven belül. A területi különbségek jelentősek, a becsült együtthatók kumulált nagy-  
ságai  $-0,015$  és  $0,246$  között szóródtak. Baranya, Békés, Komárom-Esztergom, Somogy,  
Szabolcs-Szatmár-Bereg, Tolna és Vas megyében a becsült együtthatók összege nem  
bizonyult szignifikánsnak. Az ábrán az árfolyam-begyűrűzés mutatóját összevettem a  
különböző térségek gazdasági nyitottságával.

4. ábra

*Az euróárfolyam begyűrűzésének becsült (kumulált) együtthatói az ország megyéiben és a  
megyék átlagos gazdasági nyitottsága*



Forrás: KSH- és MNB-adatok alapján saját szerkesztés.

A módszeremmel nyert eredmények nem igazolják azt a hipotézist, amely szerint az  
árfolyam-begyűrűzés erősségének különbségei összefüggenek a megyék gazdasági nyi-  
tottságának a különbségeivel.<sup>13</sup> Sőt, noha Budapesten találtak a legerősebb árfolyam-

<sup>13</sup> Ellenőriztem, és eredményeimen az sem változtat lényegesen, ha az euróárfolyam változásait az eurózóna árváltozásai-  
nak (a fogyasztói árak harmonizált indexe, HICP) hatásával együtt vizsgálom.

begyűrűzést, mégsem magyarázhatók a begyűrűzés különbségei a térségek gazdasági fejlettségével. Egy olyan kis, nyitott gazdaságban, mint Magyarország, az árfolyamok alakulása fontos szerepet játszik a monetáris politika döntéshozatalában is (Hidi 2006), ezért ezt a csatornát, illetve a transzmisszió<sup>14</sup> területi különbségeit sem hagyhatjuk figyelmen kívül.

### Piaci merevségek és strukturális reformok

Az inflációs különbségek mértékét és tartósságát a nominális és reálmerevségek is befolyásolhatják. Az Európai Központi Bank (2003) szerint a piaci merevségeknek a strukturális reformok által történő csökkentése javítja a sokkhatások elnyelését, ezáltal pedig csökkenti az inflációra gyakorolt hosszú távú hatásukat. A strukturális reformoknak az inflációs különbségekre gyakorolt hatása több tényezőtől függ, például attól, hogy azokat mennyire alkalmazzák összehangoltan a különböző térségekben. Egy országon belül a strukturális reformokat a nemzeti szintű gazdaságpolitika keretein belül valósítják meg, ezért feltételezhetjük, hogy minden térséget közel egyformán érintenek, hatásuk legfeljebb átmeneti. A hatás attól is függ, hogy a reformok csak egyes ágazatokat érintenek, vagy az egész gazdaság teljesítményét befolyásolják, mint például a munkaerő-piaci szabályozások. Harmadrészt a hatások időhorizontja is fontos, mivel hosszú és rövid távon akár egymással ellentétes irányú változásokra is lehet számítani.

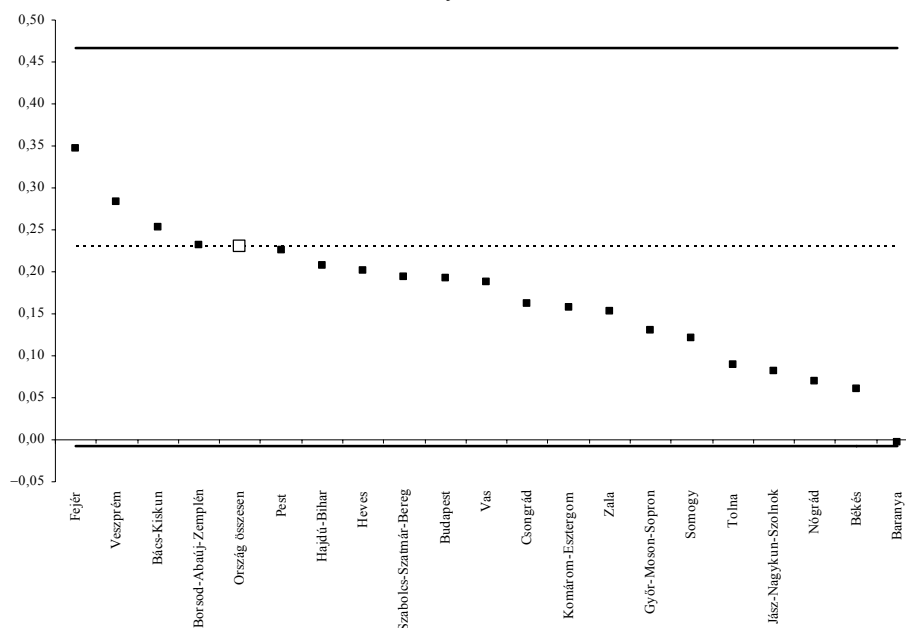
A piaci merevségek magyarországi szerepében minden bizonnyal az egyik kulcskérdés a munkaerőpiac rugalmassága, ennek vizsgálata azonban túlmutat jelen cikk keretein (a témával foglalkozik például Kézdi–Kónya 2011). Adatbázisom segítségével azt tudom megvizsgálni, hogy a piaci merevségek mennyire akadályozzák az árak rugalmas alkalmazkodását. Az inflációs perzisztencia azt mutatja meg, hogy egy sokkhatás után az árak milyen gyorsan térnek vissza a hosszú távú trendjük szintjére. Ennek becslésére megyként egy elsőrendű autoregresszív modellt<sup>15</sup> írtam fel, amelyben az infláció perzisztenciáját az autoregresszív tag (az egy periódussal késleltetett eredményváltozó,  $\pi_{t-1}$ ) együtthatója mutatja meg, ami arra utal, hogy a múltbeli infláció mennyiben képes megmagyarázni az aktuális időszak inflációját:  $\pi_t = \alpha + \beta\pi_{t-1} + \varepsilon_t$ . A magasabb rendű tagok ( $\pi_{t-2}$ ,  $\pi_{t-3}$  stb.) együtthatói havi frekvencián egyik megyében sem bizonyultak szignifikánsnak.

<sup>14</sup> A transzmissziós mechanizmus a monetáris politikai beavatkozásoknak egyes kiemelt célváltozókra (infláció, kibocsátás stb.) gyakorolt hatását jelenti.

<sup>15</sup> Autoregresszív modell esetében feltételezzük, hogy a vizsgált változó értékére nemcsak más változók hatnak, hanem a vizsgált változónak a múltbeli értékei is.

5. ábra

*Az infláció elsőrendű autoregresszív paraméterei megyei szinten és az országos érték körüli 95%-os konfidencia-intervallum*



*Forrás:* KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

A becslést a legkisebb négyzetek módszerével végeztem el. Az eredmények azt mutatják (5. ábra), hogy az inflációs perzisztencia havi frekvencián nem volt magas a minta-időszakban. A vizsgált paraméter országos szinten 0,23 volt ( $p=0,0568$ ). A 0,7 feletti értékeket már magasnak tekinthetjük, az 1 körüli értékek a véletlen bolyongásnak felelnek meg. 5%-os szinten szignifikáns együtthatókat csak Fejér, Veszprém és Bács-Kiskun megyében kaptam, ezenkívül 10%-on szignifikáns együtthatót találtam Borsod-Abaúj-Zemplén, Pest és Hajdú-Bihar megyében, valamint országos szinten. A területi különbségek mértéke jelentősnek tűnik, de az országos szint körüli 95%-os konfidencia-intervallumon kívül egyetlen megyei adat sem esik. Ez azt jelenti, hogy az inflációt érő sokkhatások elnyelésének a gyorsasága csak kismértékben különbözik a magyarországi megyékben. Feltételezhető, hogy a korábbiakban említett külső sokkhatások erősebbek és tartósabbak azokban a megyékben, amelyekben a perzisztencia paramétere magasabb – a 4. és az 5. ábra összevetésével láthatjuk, hogy ez a tendencia bizonyos fokig érvényesül. Az inflációs perzisztencia függ attól, hogy milyen a helyi kereskedelem szerkezete és hogy milyen erős a piaci verseny. Vaona–Ascari (2011) olaszországi vizsgálatainak eredményei arra utalnak, hogy a fejlettebb térségekben rugalmasabbak az árak, ezt azonban a magyarországi minta adatai nem igazolják. Az összefüggés feltehetően Magyarországon is érvényes, de torzíthatja az eredményeket az, hogy a különböző bolttípusok eloszlása a mintánkban megyénként nem homogén. Megállapítható tehát, hogy az árme-

revségek eltérései csak korlátozott szerepet játszanak a magyarországi inflációs különbségek magyarázásában.

Eddigi eredményeimet a következőképpen összegezhetem. Az infláció konvergenciájának vizsgálata és egyéb eloszlásdinamikai vizsgálatok arra utalnak, hogy a mintaidőszakban nem voltak károsan széttartó inflációs folyamatok Magyarországon, tehát inflációs különbségek okozta tartós versenyképességbeli különbségek nem voltak jellemzőek. A vizsgált okok közül relevánsnak bizonyultak a külső tényezők (árfolyam-begyűrőzés), noha magyarázatukhoz az általunk használt gazdasági nyitottsági mutató nem adott elegendő támpontot. A gazdaságpolitikának számolnia kell azzal is, hogy az inflációs különbségek egy részét a helyi önkormányzati hatáskörben megállapított árak okozzák, ami tartós területi eltéréseket eredményez. A strukturális merevségek megszüntetése (elsősorban a munkaerőpiacon) hosszú távon növelhetné az árak rugalmasságát.

#### IRODALOM

- Alberola, E.* (2000): Interpreting inflation differentials in the euro area. Banco de Espana Economic Bulletin, April
- Alberola, E. – Tyrvaainen, T.* (1998): Is There Scope for Inflation Differentials in EMU? Bank of Finland – Studies in Economics and Finance 15/98.
- Altissimo, F. – Benigno, P. – Palenzuela, D. R.* (2005): Long-run determinants of inflation differentials in a monetary union, NBER Working Paper, 11473.
- Andersson, M. – Masuch, K. – Schiffbauer, M.* (2009): Determinants of inflation and price level differentials across the euro area countries, ECB Working Paper No. 1129.
- Angeloni, I. – Ehrmann, M.* (2004): Euro Area Inflation Differentials. ECB Working Paper Series, 388.
- Barrios, S. – Strobl, E.* (2009): The dynamics of regional inequalities. Regional Science and Urban Economics, Volume 39, Issue 5.
- Beck, G. W. – Hübrich, K. – Marcellino, M.* (2009): Regional inflation. Economic Policy, January
- Beck, G. W. – Hübrich, K. – Marcellino, M.* (2011): On the importance of sectoral and regional shocks for price-setting, ECB Working Paper Series, 1334.
- Benk Szilárd – Jakab M. Zoltán – Vadas Gábor* (2005): Potenciális kibocsátás-becslések Magyarországra különféle megközelítésekben. Magyar Nemzeti Bank Occasional Papers, 43.
- Dusek Tamás* (2008): Vásárlóerő-paritások, területi árkülönbségek, sörárak. Comitatus, március
- Égert Balázs – D. Ritzberger-Grünwald – M. A. Silgoner* (2004): Inflation Differentials in Europe: Past Experience and Future Prospects. Österreichische Nationalbank, Monetary Policy and the Economy, Q1/04.
- Égert Balázs* (2007): Real convergence, price level convergence and inflation differentials in Europe. Österreichische Nationalbank Working Paper, 138.
- Európai Központi Bank* (2003): Inflation differentials in the euro area: Potential causes and policy implications. Frankfurt am Main
- Fagerberg, J. – Verspagen, B.* (1996): Heading for divergence? Regional growth in Europe reconsidered. Journal of Common Market Studies, 34.
- Farkas Dávid – Csorba Gergely – Koltay Gábor* (2009): Árak és koncentráció a magyar kiskereskedelmi üzemenyagpiacon. Közgazdasági Szemle, 12.
- Gábel Péter – Reiff Ádám* (2006): Az áfakulcsok változásának hatása a fogyasztóiár-indexre. MNB Szemle, december
- Gábel Péter – Reiff Ádám* (2010): Price setting in Hungary – A store level analysis, Managerial and Decision Economics, 31.
- Galesi, A. – Lombardi, M. J.* (2009): External shocks and international inflation linkages. A global VAR analysis. ECB Working Paper Series, 1062.
- Giannetti, M.* (2002): The effects of integration on regional disparities: Convergence, divergence or both? European Economic Review, 46.

- Hidi János* (2006): A magyar monetáris politikai reakciófüggvény becslése. *Közgazdasági Szemle*, 12.
- Hofmann, B. – Remsperger, H.* (2005): Inflation differentials among the Euro area countries: Potential causes and consequences. *Journal of Asian Economics*, 16.
- Honohan, P. – Lane, P.* (2003): Divergent Inflation Rates in EMU. *Economic Policy*, 18 (37).
- Honohan, P. – Lane, P.* (2004): Exchange rates and inflation under EMU: An update. The Institute for International Integration Studies Discussion Paper Series, iisdp031, IIS
- Kézdi Gábor – Kónya István* (2011): Wage setting in Hungary: evidence from a firm survey. European Central Bank Working Paper Series, 1378.
- Magrini, S.* (1999): The evolution of income dispersion among the regions of the European Union. *Regional Science and Urban Economics*, 29.
- Magrini, S.* (2004): Regional (di)convergence. *Handbook of Regional and Urban Economics*, 4.
- Major Klára* (szerk.) (2008): Markov-modellek. Elmélet, becslés és társadalomtudományi alkalmazások. BCE Makroökonómia Tanszék – ELTE Regionális Tudományi Tanszék
- Mundell, R. A.* (1961): A Theory of Optimum Currency Areas. *American Economic Review*, 51.
- Neven, D. J. – Gouyette, C.* (1995): Regional convergence in the European Community. *Journal of Common Market Studies*, 33.
- Ortega, E.* (2003): Persistent inflation differentials in Europe. Banco de Espana Working Paper Series, No. 0305, Banco de Espana, Madrid
- Reiff Ádám – Zsibók Zsuzsanna* (2008): Az infláció és az árazási magatartás regionális jellemzői Magyarországon, mikroszintű adatok alapján. PTE KTK Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete Műhelytanulmányok, 1.
- Stavrev, E.* (2007): Growth and Inflation Dispersions in EMU: Reasons, the Role of Adjustment Channels, and Policy Implications. IMF Working Paper, WP/07/167.
- Vaona, A. – Ascari, G.* (2011): Regional inflation persistence: evidence from Italy. *Regional Studies*, megjelenés alatt
- Weber, A. A. – Beck, G. W.* (2005): Price Stability, Inflation Convergence and Diversity in EMU: Does One Size Fit All? Center for Financial Studies WP 2005/30.

*Kulcsszavak:* inflációs különbségek, területi eltérések, valutaövezet, empirikus elemzés, Magyarország.

#### Resume

The focus of our research is on the spatial heterogeneities in the observed inflation rates within a currency union. We study this issue within two kinds of currency unions: one is the euro area, and the other is a single country outside the euro zone, Hungary. Several potential factors were identified in the literature that cause divergent inflation rates within a currency union. Our study provides a detailed description of these potential factors. Then, we present the empirical results from the literature concerning the underlying reasons for the observed inflation differentials between the euro area countries. In Hungary, significant regional inflation heterogeneities were reported in empirical works, therefore we try to assess the possible reasons behind these differentials and compare our results to those observed in the euro area.