

ZSIBÓK ZSUZSANNA

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

### **II. rész**

**A területi inflációs különbségek lehetséges okai – elméleti megfontolások és empirikus eredmények: egyensúlyi folyamatok**

*A külkereskedelmi forgalomba kerülő és a helyi forgalmazású javak  
árszínvonal-konvergenciája*

Az egy ár törvényének értelmében egy valutaövezeten belül a külkereskedelmi forgalomba kerülő javak árai időben egymáshoz közeledő tendenciát mutatnak. A kereskedelem liberalizációja, a piacok jobb átláthatósága és a növekvő verseny miatt az árak egyre inkább konvergálnak. Eszerint azokon a helyeken, ahol az árak alacsonyabbak az átlagnál, elkezdenek emelkedni, emiatt pedig az infláció magasabb lesz, és ennek a fordítottja is igaz. Ez a jelenség tehát átmenetileg az inflációs különbségeknek egy forrása lehet.

Az eurózóna országaiiban az Európai Központi Bank (2003) tanulmánya szerint a 2000-es évek elején folyamatosan csökkent az árszínvonalak szóródása, és a közös piac egységének további erősödése várható. Honohan–Lane (2003), Égert et al. (2004), Rabanal (2006) és Andersson et al. (2009) szintén arra az eredményre jutottak, hogy az árszínvonal-konvergencia fontos magyarázó tényező az eurózónában.

Magyarországon az árszínvonal-konvergenciát például Rátfai (2006) vizsgálta, aki szerint megyei szinten érvényesül az egy ár törvénye. Egy későbbi kutatás során Reiff–Zsibók (2008) vizsgáltak területi árszínvonalakat (megyéenként az országos átlagtól vett százalékos eltérésként számítva), amelyek időben meglehetősen stabilnak bizonyultak, és a területi különbségek követik a megyék gazdasági fejlettségi különbségeit. A relatív árszínvonal Budapesten és Győr–Moson–Sopronban a legmagasabb, ezeket a megyéket Komárom–Esztergom, Veszprém, Baranya és Vas megye követi. A rangsor közepén a többi nyugati és északi megye helyezkedik el, Nógrád kivételével, a legalacsonyabb relatív árszint pedig Jász–Nagykun–Szolnok, Nógrád, Csongrád, Bács–Kiskun és Tolna megyében volt.

Vizsgálataim ezen részében jelentőséget kap az a lehetőség, hogy az áradatak ágazati bontásban is elemezhetők. A fogyasztói kosarat 9 termék kategóriára bontottam (lásd Reiff–Zsibók 2008), ezek a következők: feldolgozott élelmiszerek, feldolgozatlan élelmiszerek, ruházkodás, tartós fogyasztási javak, egyéb javak, szolgáltatások, háztartási ener-

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

gia, szeszes italok és dohányárak. E kategóriák alapján – önkényesen – a szolgáltatások csoportját helyi forgalmazású javakként definiálom, míg a többi kategóriát külkereskedelmi forgalomba kerülő javakként. Az 1. táblázat bemutatja a relatív árszínvonalak keresztmetszeti szórásának időbeli alakulását a különböző termékkategóriákban. Az árszínvonal-konvergencia akkor valósul meg, ha a területi árszínvonalak keresztmetszeti szórása csökkenő. Az adatok<sup>1</sup> alapvetően nem igazolják az árszínvonal-konvergencia tényét, kivéve a szolgáltatások csoportjában, és e kiemelt kategóriában is inkább csak a mintaidőszak első felében, ezenkívül a tartós fogyasztási cikkek esetében az időszak második felében.

1. táblázat

*A relatív árszínvonalak keresztmetszeti szórása az egyes jószágcsoportokban a mintaidőszak elején, közepén és végén*

(százalékpont)

Időszak	Feldolgozott élelmiszerek	Feldolgozatlan élelmiszerek	Ruházkodási cikkek	Tartós fogyasztási cikkek	Egyéb javak	Szolgáltatások	Háztartási energia és üzemanyag	Szeszes italok	Dohányárak	Összes
2002. január	2,57	2,24	6,41	5,20	4,14	10,66	2,08	6,36	0,44	3,45
2005. január	3,35	2,76	5,98	7,90	4,63	8,42	1,57	5,39	0,74	3,25
2007. június	3,04	2,60	9,60	5,02	4,43	8,16	1,10	5,53	n.a.	3,50

Forrás: KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

### *A Balassa–Samuelson-hatás*

Az előző szakaszban bemutatottak alapján – némi óvatossággal – megállapítható, hogy a helyi forgalmazású javak szektorában megfigyelhető volt az árszínvonal-konvergencia, mivel a szolgáltatások szektora az, ami hagyományosan helyi forgalmazású javak szektorának tekinthető.<sup>2</sup> A megállapítás összhangban van a Balassa–Samuelson-hatással, amely szerint a térségek közötti inflációs különbségeket a termelékenység növekedési ütemének szektorok és térségek közötti különbségei magyarázzák. Azokban a régiókban, ahol nagyobb a termelékenység növekedése a külkereskedelmi forgalomba kerülő javak szektorában, vagy kisebb a helyi forgalmazású javak szektorában, várhatóan magasabb infláció lesz jellemző.

A Balassa–Samuelson-hatást empirikus úton például annak a vizsgálatával lehet kimutatni, hogy a megfigyelt inflációs ráták különbségei mennyiben magyarázhatók a helyi forgalmazású és a külkereskedelmi forgalomba kerülő javak szektorában megfigyelhető termelékenységnövekedés különbségével. Ez alapján a különböző térségek közötti inflációs különbségek egy bizonyos fokig „egyensúlyinak” tekinthetők (EKB 2003). A Balassa–Samuelson-hatás mértékét igencsak különbözően becslik az empirikus tanulmányok, a legtöbb azt mutatja ki, hogy a felzárkózó országokban a reálfelértékelődés a jellemző. Ennek kapcsán az Európai Központi Bank (2003) arra a tényre figyelmeztet,

<sup>1</sup> A táblázatos forma az áttekinthetőséget szolgálja – a keresztmetszeti szórások idősorai alapján is ugyanezek a következtetések vonhatók le.

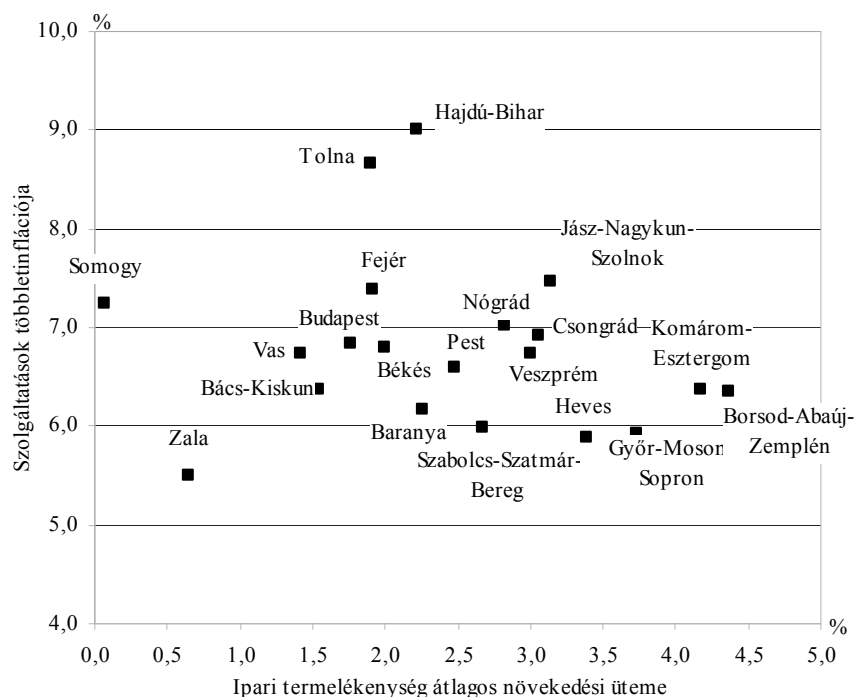
<sup>2</sup> E megállapításomat – különösen az utóbbi évtizedekben – számos tény felülírja, de a külkereskedelmi forgalomba kerülő és a helyi forgalmazású javak csoportjának egy korrektebb elkülönítése mérési nehézségekbe ütközik.

hogy a felzárkózási folyamat eddig sem mindig vezetett magasabb inflációhoz, sőt, a felzárkózási hatások mértéke viszonylag kicsi az eurózónában. Hasonló vizsgálatokban Rabanal (2006) is megállapította, hogy a kínálatoldali (termelékenységi) tényezők nem elegendő mértékben képesek megmagyarázni az inflációs különbséget Spanyolország és az eurózóna között. Van néhány olyan tanulmány is, amelyek igazoltnak látja a Balassa–Samuelson-hatást az eurózónában (például Alberola 2000 és Hofmann–Remsperger 2005). Korábbi becslések Magyarország (illetve az egész kelet-közép-európai térség) esetében csak viszonylag mérsékelt szerepet tulajdonítottak a Balassa–Samuelson-hatásnak: számszerűen legfeljebb 3 százalékpontos többletinflációt képes megmagyarázni (Égert et al. 2003, 2004).

A hazai vizsgálatoknál empirikus szempontból az a feladat, hogy összehasonlítsam a kereskedelmi forgalomba kerülő és a helyi forgalmazású javak szektorainak a termelékenységbeli különbségeit és az inflációs különbségeket. Sajnos nincsenek megyei szintű adataim a helyi forgalmazású javak (szolgáltatások) termelékenységének a növekedéséről, ezért csak közelítő becslés adható a Balassa–Samuelson-hatásra. Az ipari termelékenységi adatokat a KSH negyedéves megyei statisztikai tájékoztatója alapján számítottam, melynek során a millió forintban mért ipari termelést elosztottam az ipari foglalkoztatottak létszámával. Logaritmizálás és differenciálás után így megkaptam az ipari termelékenység növekedési rátáját.

1. ábra

*Az ipari termelékenység átlagos növekedési üteme és a szolgáltatások átlagos többletinflációja közötti kapcsolat*



Forrás: KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

Panelregressziós<sup>3</sup> módszerrel megbecsültem az ipari (kereskedelmi forgalomba kerülő javak esetében mért) termelékenység növekedésének a hatását a szolgáltatások inflációs többletére (a többi termékkategóriához viszonyítva). A keresztmetszeti fix hatások nélkül számított eredményeket a 2. táblázat mutatja be. Megyei fix hatásokkal a modell magyarázó ereje ugyan növekedne ( $R^2 = 0,1388$ ), de az ipari termelékenység együttthatója még kevésbé lenne szignifikáns ( $-0,00558$ ,  $p = 0,6278$ ).

2. táblázat

*A szolgáltatások inflációs többlete és az ipari termelékenység növekedési üteme közötti kapcsolat becslési eredményei*

Változó	Együttható	Standard hiba	t-statisztika	p
Konstans	0,0682	0,0012	55,1637	0,0000
Ipari termelékenység növekedési üteme	-0,0071	0,0119	-0,5928	0,5537
$R^2$	0,0009			
F-statisztika	0,3515			

*Forrás:* KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

A szolgáltatások (helyi forgalmazású javak) inflációja más javakhoz (a kereskedelmi forgalomba kerülő javakhoz) képest minden megyében több, és viszonylag nagy: 4,9 és 8,9 százalékpont között van. Szembetűnő különbségek mutatkoznak az egyes megyék, valamint a mintaidőszak eleje és vége között is. Ennek ellenére az ipari (kereskedelmi forgalomba kerülő javak) termelékenységének növekedése és a szolgáltatások többlet-inflációja közötti kapcsolat nagyon gyenge (1. ábra). Ebből arra lehet következtetni, hogy kicsi a Balassa–Samuelson-hatás jelentősége a megyei szintű inflációs ráták területi különbségeinek a megmagyarázásában, legalábbis a rendelkezésre álló adatokkal, nem igazolható.

### **Konjunkturális tényezők**

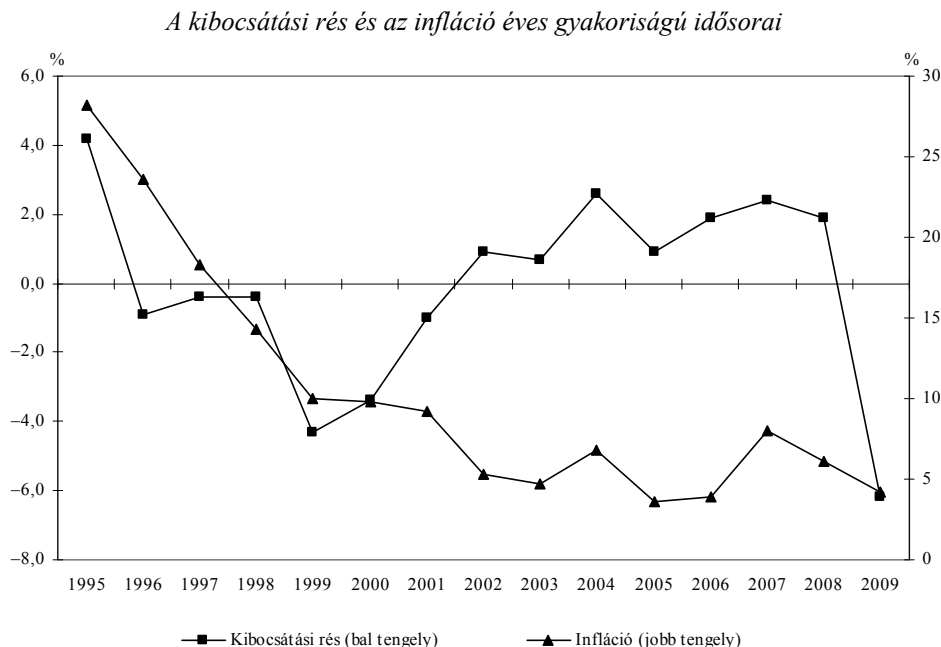
#### *Kibocsátási rés*

Gazdaságelméleti alapokon egy gazdaság konjunkturális helyzete tekinthető az egyik legfontosabb befolyásoló tényezőnek az infláció alakulásában. A konjunkturális helyzetnek a legelterjedtebb mutatószáma a kibocsátási rés, ami egy gazdaság tényleges és potenciális kibocsátásának (bruttó hazai össztermék) a különbségeként definiálható. Gyakorlatilag konszenzus van az inflációs szakirodalomban arról, hogy a kibocsátási rés és az infláció szintje közötti empirikus kapcsolat pozitív irányú, de bizonyos esetekben gyenge. Ezt az Európai Központi Bank (2003) is kimutatta az eurózóna tekintetében.<sup>4</sup>

<sup>3</sup> A panelregresszió egy olyan ökonometriai modellel épül, amelyben egyszerre szerepelnek idősoros és keresztmetszeti adatok:  $y_{it} = \alpha + \beta \cdot x_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$ . Ez lehetőséget biztosít arra, hogy az adatok nem megfigyelhető heterogenitását is figyelembe vegyük a keresztmetszeti fix vagy véletlen hatások ( $\delta$ ), illetve az időbeli fix vagy véletlen hatások ( $\gamma$ ) beépítése által. Panelbecslések során nem keresztmetszeti egységenként (megyénként) külön-külön végezzük el a becslést, hanem az összes megfigyelésre együttesen.

<sup>4</sup> Az inflációs különbségek és a konjunkturális helyzet összefüggését még többek között Alberola (2000), Honohan–Lane (2003), Égert et al. (2004), Hofmann–Remsperger (2005), Égert (2007) és Andersson et al. (2009) is vizsgálták, hasonló következtetésekkel.

2. ábra



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

A rendelkezésre álló adatok alapján elvégezhető az eurózónában folytatott vizsgálatok a magyarországi megyei szintű inflációs különbségek tekintetében is. Nehézséget jelent, hogy a KSH megyei felbontásban a bruttó hazai össztermékre vonatkozó adatokat csak éves gyakorisággal teszi közzé, ennek ellenére az összefüggés így is egyértelműen kimutatható. A 2. ábrán összehasonlítottam az 1995 és 2009 közötti időszakban mért éves kibocsátási rést és az inflációs rátákat országos szinten. A kibocsátási rés számításakor a szokásos eljárást követtem, és a Hodrick–Prescott-szűrőt<sup>5</sup> használtam. Az ábrán látható bizonyos fokú együttmozgás a két idősor között. A korrelációs együttható csak 0,175, azonban az általam vizsgált mintaidőszakban magasabb volt: 0,709.

<sup>5</sup> A Hodrick–Prescott-szűrő (Hodrick–Prescott 1997) trendszámítási eljárás, amely egy idősből a trendet ( $s_t$ ) oly módon szűri ki, hogy a  $T$  megfigyelésből álló idősor tényleges és trendértékeinek az eltéréseit ( $y_t - s_t$ ), valamint a trend meredekségének a változását egyszerre kívánja minimalizálni:

$$\min_{s_t} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1})]^2 \right\}$$

A  $\lambda$  egy büntetőparaméter, a trend meredekségének a változását szabályozza: minél nagyobb az értéke, a kiszűrt trend annál jobban közelíti a lineáris trendet. Ez a módszer a potenciális kibocsátást az idősor hosszú távú trendjével, míg a kibocsátási rést a ciklikus komponenssel azonosítja. (Használatának problémáiról lásd Mellár 2011.)

3. táblázat

*A megyei szintű infláció és a kibocsátási rés közötti kapcsolat becslési eredményei*

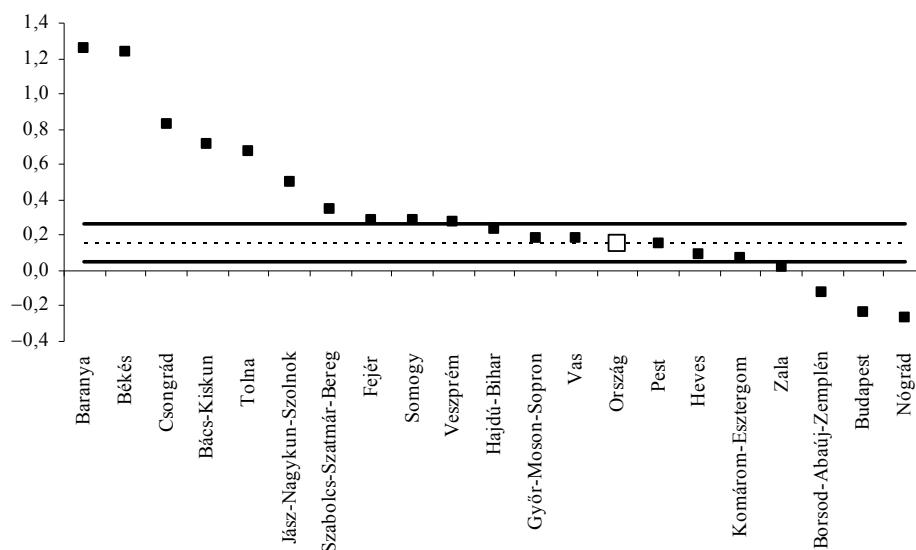
Változó	Együttható	Standard hiba	t-statisztika	p
Konstans	0,034163	0,001685	20,27827	0,0000
GDP-rés	0,157189	0,054023	2,909662	0,0045
R <sup>2</sup>	0,079520			
F-statisztika	8,466135			

Forrás: KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

A kapcsolat létezését a túlzottan kevés megfigyelés miatt panelregressziós módszerrel teszteltem (megyénként csak 2003 és 2007 között tudtam éves inflációs rátát számítani). Így a 100 megfigyelés alapján szignifikáns, de gyenge kapcsolat mutatható ki (3. táblázat), miszerint a kibocsátási rés 1%-os emelkedése átlagosan, várhatóan 0,1572%-kal emeli az infláció szintjét. A modellt megyei fix hatások nélkül becsültem, mivel a specifikációs teszt azt mutatta, hogy azok redundánsak lennének. A megyénként külön-külön elvégzett becslésekben csupán három esetben kaptam szignifikáns, pozitív együtthatót: Baranya megyében (1,2571;  $p=0,0129$ ), Békés megyében (1,2359;  $p=0,0362$ ) és Tolna megyében (0,6690;  $p=0,0069$ ) (3. ábra).

3. ábra

*A megyei szintű infláció és a kibocsátási rés közötti kapcsolat éves adatokon becsült paraméterei, valamint az országos érték körüli 95%-os konfidencia intervallum*



Forrás: KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

A 3. ábrán közölt adatok alapján észak–dél megosztottság ismerhető fel: a konjunkturális tényező főként az ország déli és keleti részein erős, ezek gazdaságilag viszonylag periférikus helyzetűek. Azok a megyék, amelyekben negatív együtthatót kaptam, több-

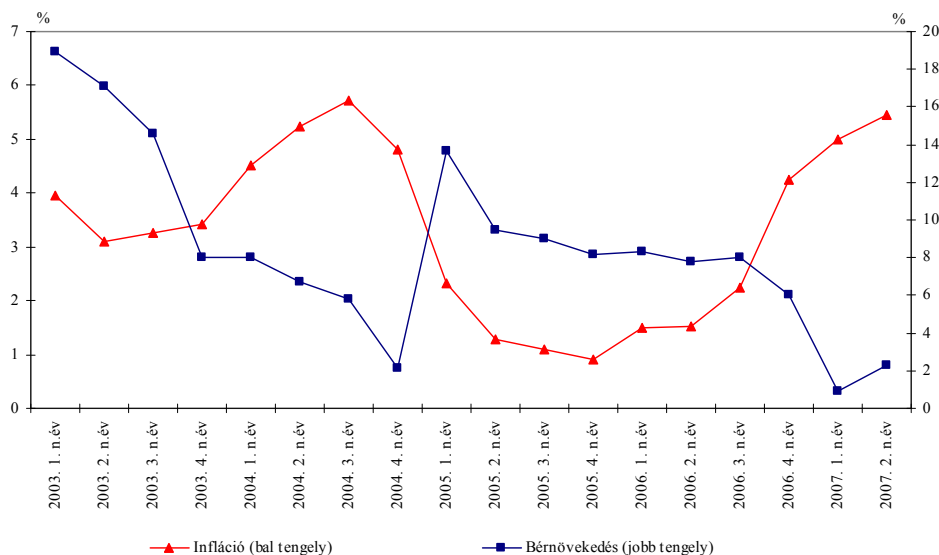
nyire az ország északi határa mentén vagy annak közelében fekszenek, ezért elképzelhető, hogy e térségekben a határon átnyúló hatások túlkompenzálják a konjunkturális hatásokat. Összességében megállapítható, hogy a kibocsátási rés szerepet játszik az infláció területi különbségeinek magyarázásában, de a megyei szintű becslések nagy bizonytalanságra utalnak. Kipróbáltam egy alternatív konjunktúramutatót is: az ipari termelés alakulását, amelynek előnye, hogy nagyobb gyakorisággal áll rendelkezésre – a KSH a negyedéves megyei statisztikai tájékoztatóiban teszi közzé. Megyéenkénti becslésekkel ez alapján is csak három szignifikáns együttthatót találtam a gazdaság konjunkturális állapota és az infláció mértéke között.

#### *Munkabérek és munkanélküliség*

Az eurózóna esetében az Európai Központi Bank (2003) kimutatta, hogy a munkabérek változásai és a munkanélküliség alakulása befolyásolhatta a kibocsátási rés alakulását és ezen keresztül az inflációs ráták különbségeit. Az átlagon felüli inflációs rátákat azokban az országokban figyelték meg, ahol magas volt a keresetek emelkedése és jelentősen csökkent a munkanélküliség szintje. Azokban az országokban, ahol a béreindexálás automatikus – nem követik a béremelkedések a termelékenységet –, tartós inflációs többletre lehet számítani. A bérváltozások és az infláció közötti oksági viszony nem egyértelmű (ár–bér spirál), ezért a tanulmány elemezte ezt a kérdést is, és kimutatta, hogy a nominális bérek növekedésének szóródásában megmutatkozó rövid távú változások okozhatták az infláció szóródásának változását.

4. ábra

*Az országos inflációs ráta és a bérnövekedés negyedéves idősorai*

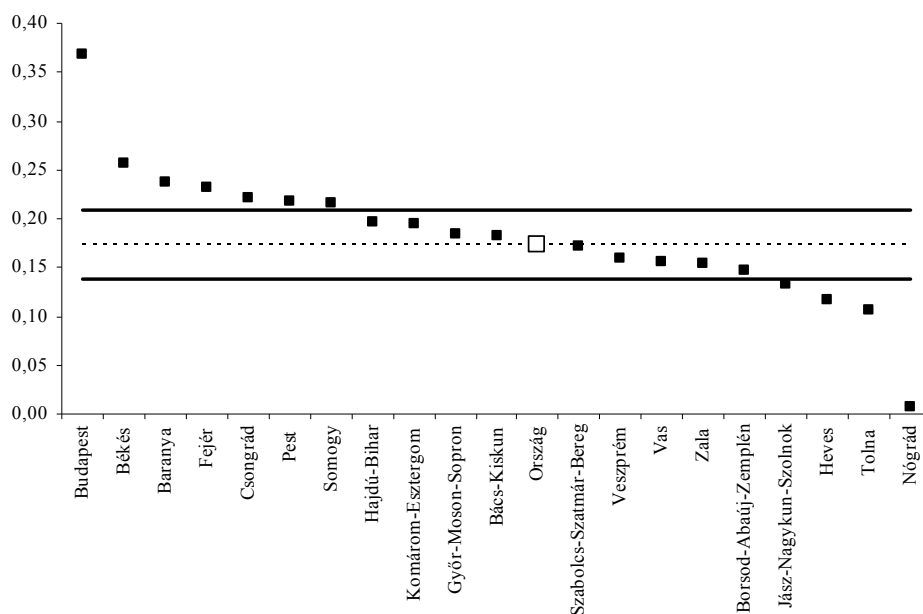


*Forrás: KSH-adatok alapján saját szerkesztés.*

A KSH negyedéves megyei statisztikai tájékoztatóiban közölt nominálbér-adatokon elvégeztem Magyarország esetében is a vizsgálatokat. A 4. ábra mutatja be az országos szintű inflációs ráták és az éves bérnövekedés idősorait. Az ábrán megfigyelhető egyes időszakokban valamiféle együttmozgás a két változó között, és késedelem is jelentkezik, de az oksági viszony bizonytalan. Regressziós módszerrel megbecsültem megyei szinten a múltbeli béremelkedés hatását az inflációra, amihez előzetes számítások alapján 5 negyedéves késleltetést választottam. Országos szinten 1%-os nominálbér-emelkedés 5 negyedévvvel később átlagosan várhatóan 0,1734%-os inflációnövekedést eredményez ( $p=0,0000$ ). Láthatóan jelentősek a területi különbségek: a keresetek emelkedésének hatása leginkább Budapesten és legkevésbé Nógrád megyében jelentős, ennek ellenére nem állítható, hogy ez összefüggene a megyék gazdasági fejlettségével.

5. ábra

*A nominális bérek növekedésének hatása az inflációra 5 negyedéves késleltetéssel (becsült regressziós együtthatók) és az országos érték körüli 95%-os konfidencia intervallum*



Forrás: KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

A változók viszonyának bizonytalansága miatt elvégeztem az oksági tesztet (Granger-okság)<sup>6</sup> – habár az eredmények relevanciáját csökkenti a megfigyelések alacsony száma (18 negyedév). Úgy találtam, hogy országos szinten az okság az inflációtól mutat a bér-változások felé (bérindeksálás), és a késleltetés megfelelő időtartama 2 negyedév. A megyei szinten elvégzett vizsgálatokban is hasonló eredmények láthatók, ugyanis a 20 terü-

6 Megjegyzendő, hogy a Granger-okság az okságot nem a szó hagyományos értelmezésében mutatja. A módszer azt határozza meg, hogy egy változó késleltetett értékei segítségével szignifikánsan előrejelezhető-e egy másik változó értéke.



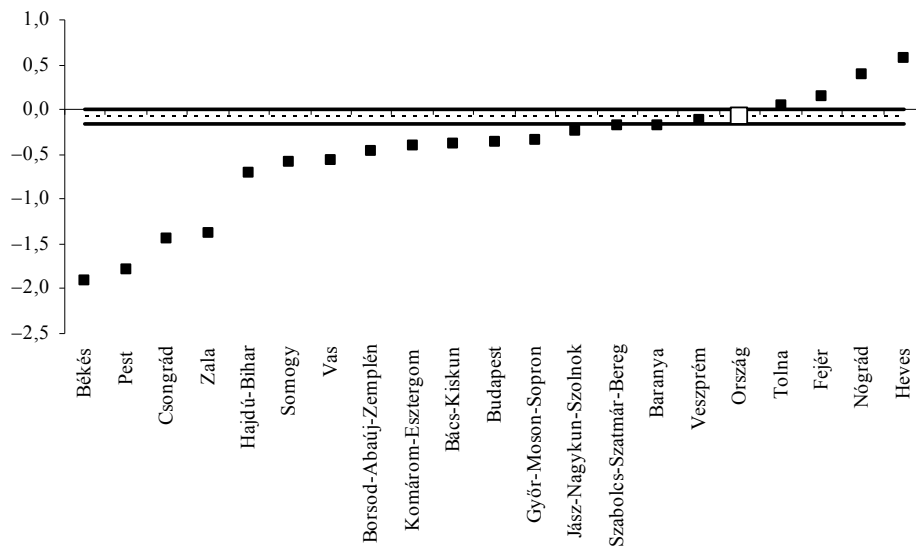
leti egységből csak 11 esetében Granger-oka az infláció a bémővekedésnek (5%-os szignifikanciaszinten). Egyetlen esetben, Heves megyében volt kimutatható az, hogy a bémővekedés Granger-oka az infláció változásának.

A keresletoldali hatások között tartja számon a szakirodalom a munkanélküliség alakulását is, mivel ez szoros kapcsolatban áll egy gazdaság konjunkturális állapotával. A Phillips-görbével leírható ismert összefüggés szerint az inflációs ráta negatív kapcsolatban van a munkanélküliségi rátával (Samuelson–Solow 1960). Ellenőriztem, hogy ez az összefüggés valóban így volt-e az általunk vizsgált mintaidőszakban is. A várakozásoknak megfelelően az országos szinten mért két idősor között negatív, bár meglehetősen alacsony regressziós együtthatót kaptam, ami azt mutatja, hogy a munkanélküliség 1 százalékpontos csökkenése 0,07%-kal növeli az inflációt ( $p=0,0546$ ). A területi szóródás ez esetben is magas az egyes megyék között.

Egy abszolút értékben magas negatív regressziós együttható arra utal, hogy a konjunkturális hatás fontos az adott térségben. Ez Békés, Pest, Csongrád, Zala, Hajdú-Bihar és Somogy megyében a leginkább jellemző, ugyanis az együttható ezekben a megyékben 5%-os szinten szignifikáns. Vas megyében 10%-os szinten szignifikáns negatív együtthatót találtam. Négy megyében pozitív az együttható, de közülük csak Heves megyében szignifikáns (10%-os szinten). Azt várhatnánk, hogy a munkanélküliségre kapott együtthatók hasonló viszonyokra utalnak, mint a kibocsátási rés esetében (ami a 3. ábrán szerepelt). Ez alapvetően igaz, de van néhány kivétel: Budapest, Borsod–Abaúj–Zemplén, Heves, Fejér és Tolna megye. Nógrád megye abból a szempontból speciális eset, hogy itt a kibocsátási rés együtthatója negatív, a munkanélkülisége pozitív, a kereseteké pedig kiugróan alacsony.

6. ábra

*A negyedéves inflációs ráta és a munkanélküliségi ráta kapcsolatának becsült regressziós együtthatói megyénként és az országos érték körüli 95%-os konfidencia intervallum*



Forrás: KSH-adatok alapján saját szerkesztés.

A keresleti oldalon egyéb tényezők is szerepet játszhatnak, mint például a hitelezés reálnagyságának a növekedése, az ingatlanárak változása vagy a költségvetési politika irányultsága, amelyek emiatt befolyásolhatják az inflációs különbségeket egy valutaövezetben. Ezekre azonban nem állnak rendelkezésre megfelelő megyei szintű megfigyelések Magyarországon. E szakasznak a további részében kettő másik lehetséges keresletoldali hatást említek meg, amelyek befolyásolhatják a térségek konjunkturális helyzetét: a reálkamatláb és a reálárfolyam.

#### *Reálárfolyam és reálkamatláb*

Egy monetáris unióban az inflációs különbségek reálkamatláb-különbségeket okozhatnak, amelyek egyes térségekben átmenetileg élénkítik az aggregált keresletet, ezáltal pedig az infláció erősebb szóródását okozzák. Az Európai Központi Bank (2003) szerint a 2000-es évek elején az eurózónában az inflációs különbségek szerepet játszhattak a reálkamatlábak szóródásának a megmagyarázásában. A tanulmány megjegyzi, hogy a reálkamatláb-változások keresletoldali hatásainak az értékeléséhez ismernünk kell az inflációs különbségek változásának okait. Ha a hatósági árak, a különböző béremelkedés vagy az importárak változása okozta, akkor a profitráták változatlanok maradnak, emiatt pedig nem várható pozitív hatás a beruházások és a kereslet tekintetében.

Az inflációs különbségek egy ország gazdasági versenyképességét a reálárfolyam változásán keresztül is befolyásolhatják. Az átlagosnál magasabb inflációval jellemezhető országok veszítenek a nemzetközi versenyképességükből, ami hátrányosan érinti az exportteljesítményüket és az aggregált keresletet. Az Európai Központi Bank (2003) kimutatta, hogy az eurózónában az inflációs különbségek által okozott versenyképesség-változások jelentősek voltak az egyes országokban a 2000-es évek elején, ez arra utal, hogy középtávon a reálárfolyam-csatorna kiegyensúlyozó szerepe jelentős mértékben teret nyer. Ehhez hasonlóan Hofmann–Remsperger (2005) is megállapította, hogy az euró-zóna országaiban az aggregált keresletet jelentős mértékben befolyásolta a rövid távú reálkamatláb és a reáleffektív árfolyam is.

Magyarország esetében feltételezem, hogy a reálárfolyamok és reálkamatlábak nem befolyásolják érdemben a különböző térségek konjunkturális helyzetét, mivel a belső piac mérete viszonylag kicsi.

#### **Összegzés**

A tanulmány a valutaövezeteken belüli inflációs különbségeket vizsgálta. Először bemutattam az elméleti alapokat és az európai szakirodalomban fellelhető empirikus eredményeket, majd egy megyei felbontású, magyarországi árfelírásokat tartalmazó adatbázison megismételtem az eurózónában lefolytatott vizsgálatokat. Eredményeim szerint az infláció magyarországi területi különbségeinek egyik fontos, bár gyengén érvényesülő tényezője a megyék eltérő konjunkturális helyzete. Mivel Magyarország egy kis, nyitott gazdaság, a külső tényezők is fontos szerepet játszanak az inflációs folyamatokban, és a külső sokkhatások begyűrűzésének a különbségei, tehát a gazdaságszerkezeti eltérések bizonyos mértékig képesek megmagyarázni az infláció területi szóródását. A munkabérenövekedés különbségei szintén szerepet játszottak, de az oksági vizsgálatok nem mutat-

tak tiszta képet. Megvizsgáltam a piaci merevségeknek az egyik tünetét, az árak merevségét (inflációs perzisztencia), és azt láttam, hogy mértéke viszonylag alacsony, valamint a területi különbségei sem bizonyultak nagynak – ezért úgy gondolom, hogy korlátozottan érvényesül a szerepe az inflációs különbségekben. Egyéb lehetséges tényezők, mint az árszínvonal-konvergencia vagy egyes keresletoldali hatások elkülönítetten nem tűnnek relevánsnak.

Következtetéseimet többnyire egyváltozós modellek becsléséből vontam le, ugyanakkor érdemes lenne többváltozós módszereket alkalmazni az inflációs különbségekre gyakorolt hatások együttes vizsgálata érdekében. Előzetes számításaim egyáltalán nem bizonyultak robusztusnak, ezért további vizsgálatokra és a módszerek finomítására van szükség ahhoz, hogy egy többváltozós panelmodellt becsülhessek.

#### IRODALOM

- Alberola, E.* (2000): Interpreting inflation differentials in the euro area. Banco de Espana Economic Bulletin, April
- Andersson, M. – Masuch, K. – Schiffbauer, M.* (2009): Determinants of inflation and price level differential across the euro area countries. ECB Working Paper, No.: 1129.
- Égert, B. – Drine, I. – Lommatzsch, K. – Rault, C.* (2003): The Balassa–Samuelson effect in Central and Eastern Europe: myth or reality? Journal of Comparative Economics, 31.
- Égert, B. – Ritzberger-Grünwald, D. – Silgoner, M. A.* (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, No.: 138.
- Európai Központi Bank* (2003): Inflation differentials in the euro area: Potential causes and policy implications. Frankfurt am Main
- Hodrick, R. – Prescott, E. C.* (1997): Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Journal of Money, Credit, and Banking, 29 (1).
- 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)
- Mellár Tamás* (2011): Néhány gondolat a makroegyensúly értelmezéséhez. PTE KTK Közgazdasági és Regionális Tudományok Intézete, Műhelytanulmányok, 2.
- Rabanal, P.* (2006): Inflation differentials in a currency union: A DSGE perspective. 'la Caixa' Working Paper, 6.
- Rátfai Attila* (2006): How Fast Is Convergence to the Law of One Price? Very. Economics Bulletin, 10.
- 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.

*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 zone 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.