

REGŐS GÁBOR

Kockázattal kiegészített Taylor-szabályok becslése Magyarországra

Cikkünkben a magyar monetáris politikát vizsgáljuk olyan szempontból, hogy kamatdöntései meghozatalakor figyelembe vette-e az országgkockázatot, és ha igen, hogyan. A kérdés megválaszolásához a monetáris politika elemzésének leggyakrabban használt eszközét használjuk: az ország monetáris politikáját leíró Taylor-szabályokat becslünk. A becslést több kockázati mérőszámmal is elvégeztük több, különféle Taylor-szabályt használva. Az érzékenységvizsgálatban az inflációhoz és a kibocsátási réshez is alkalmaztunk más, az alapspecifikációban szereplőtől eltérő mérőszámokat. Eredményeink szerint a Magyar Nemzeti Bank kamatdöntései jól leírhatók egy rugalmas, inflációs célkövető rezsimmel: a Taylor-szabályban szignifikáns szerepe van az inflációs céltól való eltérésének és – a szabályok egy része esetén – a kibocsátási résnek. Emellett a döntéshozók figyelembe vették az országgkockázatot is, annak növekedésére a kamat emelésével válaszoltak. Az országgkockázat Taylor-szabályba történő beillesztése a megfelelő kockázati mérőszám kiválasztása esetén jelentős mértékben képes javítani a Taylor-szabály illeszkedését.*

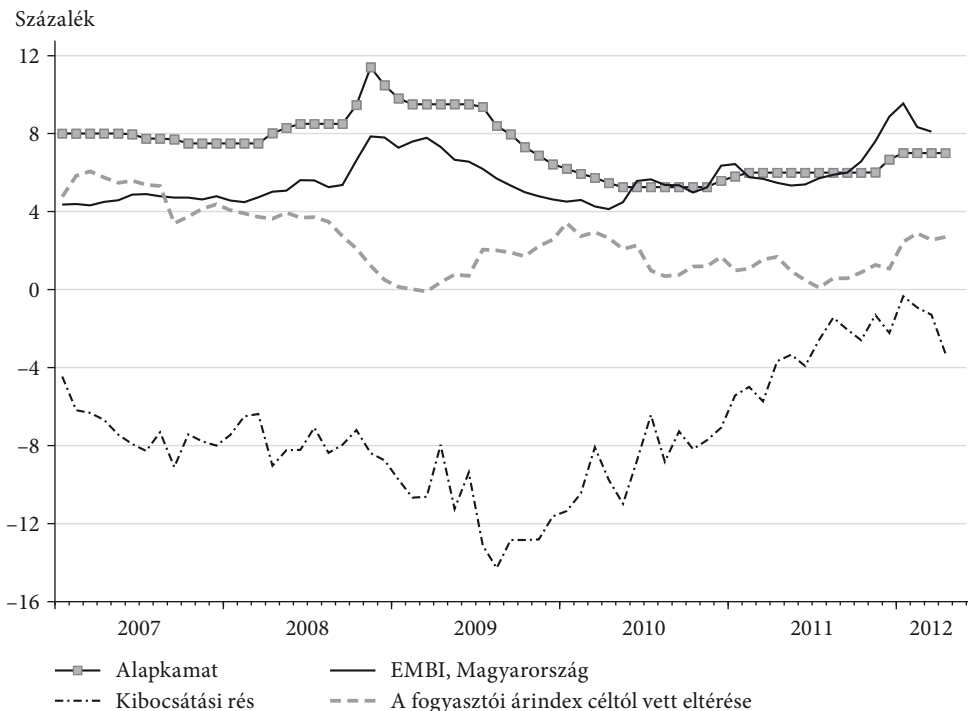
Journal of Economic Literature (JEL) kód: C13, E52, E58.

Cikkünkben arra a kérdésre keressük a választ, hogy a magyar monetáris politika az elmúlt tíz évben reagált-e az országgkockázat változására, és ha igen, hogyan. A kutatást a 2008. és 2011. évi kamatemelések motiválták, hiszen amint az 1. ábra is mutatja – amelyen a kockázatot a később bemutatandó EMBI index magyarországi értékével mérjük –, ezek a kamatemelések nem magyarázhatók sem a kibocsátási rés, sem az infláció változásával. Ezek mögött más okokat kell keresnünk. E kamatemelések közül is a legjelentősebb a 2008. október 22-én bekövetkezett kamatemelés, melynek során a Magyar Nemzeti Bank Monetáris Tanácsa az irányadó kamat értékét 8,5 százalékról 11,5 százalékra emelte a kockázat (és emiatt a valutaárfolyam) emelkedésének hatására.

* A szerző köszönetét fejezi ki a Magyar Nemzeti Bank nyári vendégkutatói programjának a kutatáshoz nyújtott segítségével, valamint *Endrész Mariannának, Szilágyi Katalinnak, Csermely Ágnesnek, Benczúr Péternek, Baksa Dánielnek, Reiff Ádámnak, Kónya Istvánnak, Várpalotai Viktornak, Lieli Róbertnek, Gábrriel Péternek, Darvas Zsoltnak és Schepp Zoltánnak* az értékes ötletekért és javaslatokért.

1. ábra

A kibocsátási rés, az alapkamat az infláció céltől vett eltérése és a kockázat százalékos értékei 2007-től



Forrás: az MNB adatai alapján.

A monetáris politika leírásának, elemzésének leggyakrabban alkalmazott módszere a Taylor-szabály ökonometriai becslése. A Taylor-szabály (Taylor [1993]) eredeti változatában a kamatlábat a kibocsátási rés és az infláció céltől vett eltéréseinek függvényeként határozta meg. Taylor cikkében a szabályt még nem becsülte ökonometriai módszerekkel, hanem adott paraméterek mellett vizsgálta a szabály illeszkedését. Azt természetesen Taylor sem állította, hogy az általa leírt szabályt szó szerint követni kellene, és ennek alapján kellene a monetáris politikának döntést hoznia – már csak azért sem, mert a negyedévente beérkező adatok egyrészt túl ritkák (a döntéshozatal szempontjából), másrészt túl sűrűk (a sokkok hatásának ellensúlyozásához). Svensson [2003] felhívta a figyelmet, hogy nincs meghatározva, hogy mikor lehet eltérni a szabálytól és mennyivel.

A Taylor-szabály elemzési célú felhasználására több példát is találhatunk: Faust és szerzőtársai [2001] a Bundesbank monetáris politikáját vizsgálta, majd vetette össze az Európai Központi Bank monetáris politikájával. Clausen–Meier [2005] Németország monetáris politikáját Taylor-szabály segítségével elemezte az 1973 és 1998 közötti időszakban. Moons–Van Poeck [2008] a Gazdasági és Monetáris Unió tagjaira, illetve várható tagjaira vizsgálta a kamatpolitikák különbözőségeit és hasonlóságait. Sauer–Sturm [2003] az EKB monetáris politikáját olyan szempontból tanulmányozta, hogy az elősegíti-e a stabilitást.

Taylor eredeti szabálya az Egyesült Államokra, tehát egy viszonylag zárt gazdaságra készült. Kis, nyitott gazdaság esetén – mint amilyen Magyarország is – szerepe lehet a kamatszabályban a valutaárfolyam értékének (lásd például *Clarida és szerzőtársai* [1998]). Meg kell azonban jegyezni, hogy Taylor több cikkében és előadásában is vitatja azt, hogy a valutaárfolyam figyelembevétele képes lenne jelentősen javítani a monetáris politika infláció- és kibocsátásstabilizáló képességét (Taylor [2000], [2001], [2002]).

A Taylor-szabály esetén nemcsak arra van lehetőség, hogy a monetáris politika az egyes változók aktuális időszaki értékeit vegye figyelembe (hiszen ezeket még nem is ismeri), hanem vizsgálhatja a változók múltbeli értékeit (visszatekintő modellek) vagy a jövőre vonatkozó előrejelzéseket (előretekintő modellek) is (lásd például *Clarida és szerzőtársai* [1998], [2000]). Az előretekintő modellek alkalmazása olyan szempontból meglepőnek tűnhet, hogy ekkor a pontosabb, múltbeli adatok helyett előrejelzéseket használunk. Ez azzal indokolható, hogy a monetáris politika hathat a jövőbeli kamatlábra, így az akkorra várt környezet alapján kell meghatározni a kamatlábat.

Ezenkívül a monetáris politikának lehetősége van simítás alkalmazására is. Ekor az adott időszak kamatlába az előző időszak kamatlábától és a Taylor-szabály szerinti kamatlábtól függ. Ennek oka az, hogy a monetáris politika a kamatlábat jellemzően az előző időszaki értékhez képest határozza meg, megelőzendő annak túl nagy volatilitását. Ilyen összefüggéssel az irodalomban sok helyen találkozhatunk (lásd például *Faust és szerzőtársai* [2001], *Hidi* [2006] vagy *Paez-Farrell* [2007]). *Moura-de Carvalho* [2010] hét latin-amerikai ország monetáris politikáját elemző cikkükben 16-féle simítást is tartalmazó szabályt mutatnak be és alkalmaznak.

Magyarországra korábban már több szerző is becsült Taylor-szabályokat: *Maria-Dolores* [2005], *Hidi* [2006], *Siklos* [2006], *Paez-Farrell* [2007], *Vašíček* [2009], *Orlowski* [2010], valamint *Frömmel és szerzőtársai* [2011]). Ők különböző időszakokra (1994 és 2009 között) és különböző specifikációkat alkalmazva, havi vagy negyedéves adatokon végezték el a becslést. Eredményeik szerint Magyarország monetáris politikája leírható a Taylor-szabály segítségével, és Magyarország 2001-től valóban inflációs célkövetést folytatott. A szerzők becsléseiben az infláció céltól vett eltérése és a valutaárfolyam voltak a meghatározó változók. A kibocsátási rés szerepe a különböző tanulmányokban eltérő volt: *Hidi* [2006] például teljesen jelentéktelennek és nem szignifikánsnak találta, míg *Orlowski* [2010] becsléseiben az általa vizsgált három ország (Magyarország, Csehország, Lengyelország) közül Magyarországon ítéli legfontosabbnak a kibocsátási rés szerepét a szabályban (és itt szignifikáns is), bár az ő becslésében sem ez volt a legmeghatározóbb változó. E cikkekhez képest tanulmányunk újdonsága az lesz, hogy megvizsgáljuk: vajon az országkockázatnak van-e szignifikáns szerepe a Taylor-szabályban, és hogy az országkockázat beépítése képes-e a Taylor-szabály illeszkedését érezhető mértékben javítani.

A monetáris politikának azonban az eddig említett változókon kívül egyre több cikk szerint más változókat is figyelembe kell vennie. A különböző cikkek itt el-

sősorban különböző pénzügyi változókat – többek közt a hitelállományt (például *Christiano és szerzőtársai* [2007]) vagy az eszközárak nagyságát (például *Vašíček* [2009]) vagy különböző makroprudenciális szempontokat (például *Beau és szerzőtársai* [2011]) – vettek figyelembe. Írásunk e cikkek körébe sorolható: empirikus eszközökkel vizsgálja, hogy a magyar monetáris politika reagált-e az országgockázat változására, és ha igen, hogyan.

A kockázati felár hatását az optimális monetáris politikára több elméleti cikk is elemezte (például *Cúrdia–Woodford* [2009]). A szerzők az optimális monetáris politikai szabályt egy dinamikus, sztochasztikus, általános egyensúlyi (DSGE) modell segítségével leírt gazdaságban vizsgálták, és megállapították, hogy egy ilyen gazdaság monetáris politikáját leíró Taylor-szabályban a kockázati felárnak negatív együttthatóval kell szerepelnie. Magyarország esetében azonban nem ezt az eredményt várjuk a már hivatkozott 2008. és 2011. évi kamatemelések miatt. Ennek több oka is lehet. Az első a háztartások és vállalatok jelentős külső eladósodottsága: a válság előtti években a háztartások nagy mennyiségű hitelt halmoztak fel euróban és svájci frankban, s mivel jövedelmük forintban képződik, az országgockázat megnövekedése és a forint gyengülése miatt a törlesztés nagyon megrágult számukra. A másik ok lehet a bankok esetében a likviditási problémák megjelenése az eszköz- és forrásoldalak különböző lejáratára miatt. A válság során tehát egy monetáris expanzió bár képes lenne a gazdaság teljesítményének növelésére, azonban a valuta leértékelődése miatt gondot okozhat a külföldi valutában denominált hitelállomány.

Az ilyen típusú monetáris politikai viselkedés (a megugró kockázat hatására hirtelen emelkedés, majd fokozatos csökkentés) megfelel annak, amelyet *Braggion és szerzőtársai* [2007] ajánlott az 1997–1998-as ázsiai válság idején a mérlegekben tapasztalható devizanem-eltérések (*currency mismatch*) miatt. A szerzők bemutatják, hogy egy olyan gazdasági környezetben, amilyenben Magyarország is volt a válság során (devizában való eladósodottság, mérlegproblémák), a kockázati felár megnövekedésére reagáló monetáris lazítás hatástalan lenne, vagy éppen a kívánt céllal ellentétes hatást váltana ki.

Carare–Popescu [2011] VAR-modell segítségével vizsgálta a kockázati felár okozta sokkhatást Magyarország esetében, figyelembe véve az ország eladósodottságát is. A modell eredményei szerint egy ilyen sokknak hosszan tartó hatásai vannak: a monetáris politika átmenetileg kamatot emel, a forint pedig gyengül. *Vonnák* [2007] a magyar monetáris politika hatásmechanizmusát – a transzmissziós mechanizmust – mutatja be, s arra a következtetésre jut, hogy a monetáris politika képes az árszínvonalban tartós változást elérni.

A magyar monetáris politika az általunk vizsgált időszak teljes egészében az inflációs célkövetés gyakorlatát követte. Az inflációs célkövetés rendszerét a Magyar Nemzeti Bank 2001 nyarán vezette be. A 2. ábra mutatja a fogyasztói árindex alakulását Magyarországon 1993-tól 2012-ig. Amint az ábrán látható, az inflációs célkövetés rendszerének bevezetésével a korábbiaknál alacsonyabb és kevésbé volatilis lett az infláció, de ez természetesen nem jelentette azt, hogy az inflációs cél minden esetben teljesült volna a vizsgált időszakban.

2. ábra

A fogyasztói árindex alakulása Magyarországon 1993 és 2012 között



Forrás: MNB.

A vizsgált időszakban az inflációs cél többször is változott: ezt mutatja be az 1. táblázat. A következőkben mindig az aktuálisan érvényes inflációs célt használjuk a Taylor-szabályban, szemben például Siklos [2006] és Frömmel és szerzőtársai [2011] cikkekkel – ezek szerzői konstans célt használnak becsléseik során, azzal érvelve, hogy a magasabb cél csak átmeneti, valójában a jegybankok alacsonyabb inflációs célt szeretnének elérni az euróövezethez való csatlakozás miatt.

1. táblázat

A Magyar Nemzeti Bank inflációs céljának alakulása

Cél értéke	Kitűzés időpontja	Mikor kell elérni?
7 százalék \pm 1 százalékpont	2001. június	2001. december
4,5 százalék \pm 1 százalékpont	2001. június	2002. december
3,5 százalék \pm 1 százalékpont	2001. december	2003. december
3,5 százalék \pm 1 százalékpont	2002. október	2004. december
4 százalék \pm 1 százalékpont	2003. október	2005. december
3,5 százalék \pm 1 százalékpont	2004. november	2006. december
3 százalék	2005. augusztus	folyamatosan

Forrás: www.mnb.hu.

Cikkünkben először bemutatjuk a felhasznált adatokat, majd ismertetjük a különböző becsült szabályokat (előbb egy alapszabályt, majd további szabályokat), végül érzékenységvizsgálatokat végzünk.

Az adatokról

Az elemzés során havi gyakoriságú adatokat használtunk 2003 januárja és 2012 májusa között. Az adatok forrása az MNB és az Eurostat. Három hónapos bankközi kamatok szerepeltettek a becslésekben, alakulásuk jól követi az alapkamat mozgását. A nominális kamatláb idősorát mutatja a 3. ábra.

3. ábra

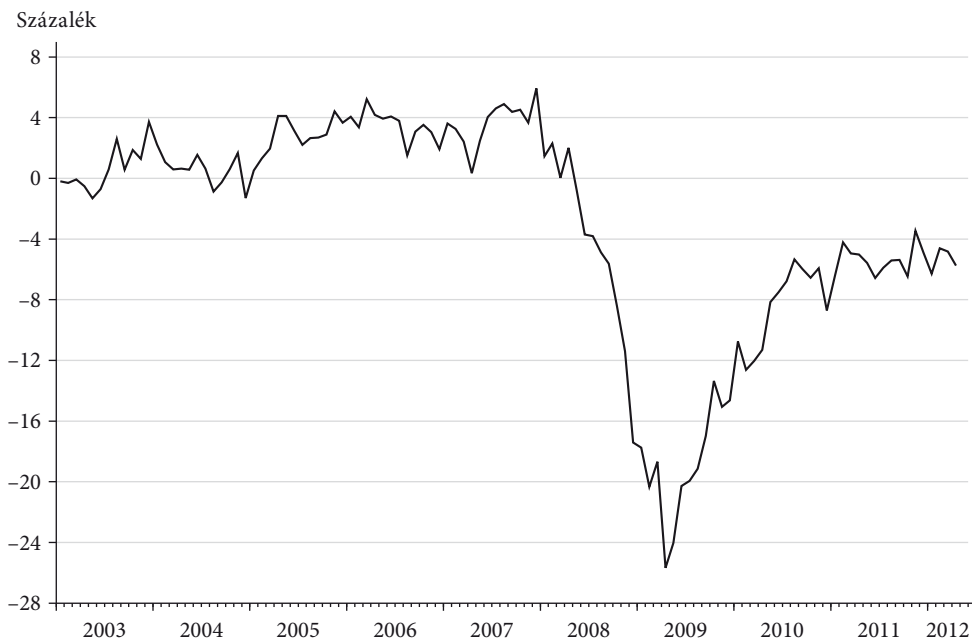
A nominális kamatláb értékének idősora



A kibocsátási rés esetén – tekintettel a becslés havi gyakoriságára – az ipari termelés értékét használtuk közelítő változóként, amint az az irodalomban is elterjedt (lásd például *Clarida és szerzőtársai* [1998], *Frömmel és szerzőtársai* [2011], *Maria-Dolores* [2005], *Moura-de Carvalho* [2010]), és erre számítottunk kibocsátási rést. A rés számítása valós idejű Hodrick–Prescott-szűrő (lásd *Hodrick–Prescott* [1997]) segítségével történt az idősor logaritmusán lassan igazodó, azaz a megszokottnál nagyobb, egymillió λ paraméter alkalmazása mellett (a megszokottnál magasabb λ paraméter használatáról lásd például *Alessi–Detken* [2011]). Ez azt jelenti, hogy e mérőszám mellett a kibocsátási rés 0,01-es értéke azt jelöli, hogy az ipari termelés közelítőleg 1 százalékkal tér el a szűrő által kiszámított potenciális értéktől. A kibocsátási rés ezen idősorát mutatja a 4. ábra.

4. ábra

A kibocsátási rés idősora



Később, az érzékenységvizsgálatnál megnézzük, hogy mennyiben változtatja a kapott paraméterértékeket az, ha helyett más – de a gazdaság legfőbb jellegzetességét, a 2008 óta tartó válságot leírni képes – kibocsátási réseket használunk. Ez két módszert jelent: egyrészt más kiinduló idősort használunk (a kiskereskedelmi forgalom idősorát, illetve az eredetileg negyedéves reál-GDP havi gyakoriságúra alakított idősorát), másrészt más módon számítjuk ki a rést az idősorokból: a változó logaritmusának lineáris trendjétől vett eltérését nézzük – hasonlóan *Taylor* [1993] eredeti cikkéhez. Az előretékintő modellek esetében az Európai Bizottság által publikált gazdasági bizalmi index (*Economic Sentiment Indicator, ESI*) felmérésében szereplő építőipari bizalmi indexet használjuk előretékintő kibocsátási résként. A kibocsátási rés mérése a Taylor-szabályokban mindig problémát jelent. Az ezzel kapcsolatos bizonytalanság hatását vizsgálta *Smets* [2002], és megállapította, hogy e bizonytalanság miatt a jegybankok kevésbé reagálnak a kibocsátási rés változásaira, mint az elmélet alapján tenniük kellene.

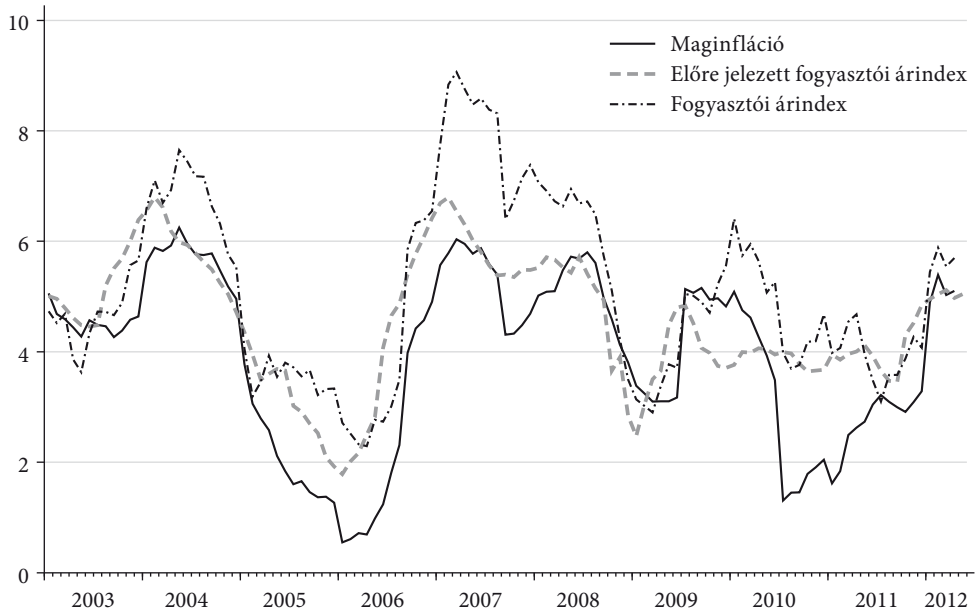
Az infláció, illetve az infláció céltól való eltérésének mérésére alapesetben a maginfláció mérőszámát alkalmazzuk. Ennek indoka az, hogy a Nemzeti Bank az alapkamat meghatározásánál az inflációs alapfolyamatokra kíván reagálni, és nem a rövid ideig tartó sokkokra – ezt pedig a maginfláció jobban képes leírni, mivel nem tartalmazza a szezonális élelmiszerek, illetve az energia árának változását. Az előretékintő modelleknél az infláció mérőszámaként a Reuters felmérésének átlagát használjuk. Az érzékenységvizsgálat során az infláció alternatív mérőszámaiként a teljes fogyasztói árindexet, illetve az MNB adóhatásoktól megtisztított fogyasztói árindexét alkal-

mazzuk. A számításokban az infláció 0,03-as értéke azt jelenti, hogy az infláció nagysága 3 százalék, amennyiben pedig az infláció céltól vett eltéréséről van szó, akkor a 0,03 azt jelenti, hogy az infláció 3 százalékponttal tér el a céltól. Az 5. ábra mutatja a fogyasztói árindex, a maginfláció és az inflációs előrejelzés (12 hónapos) idősorát.

5. ábra

Infláció, maginfláció és az inflációs előrejelzés értéke

Százalék



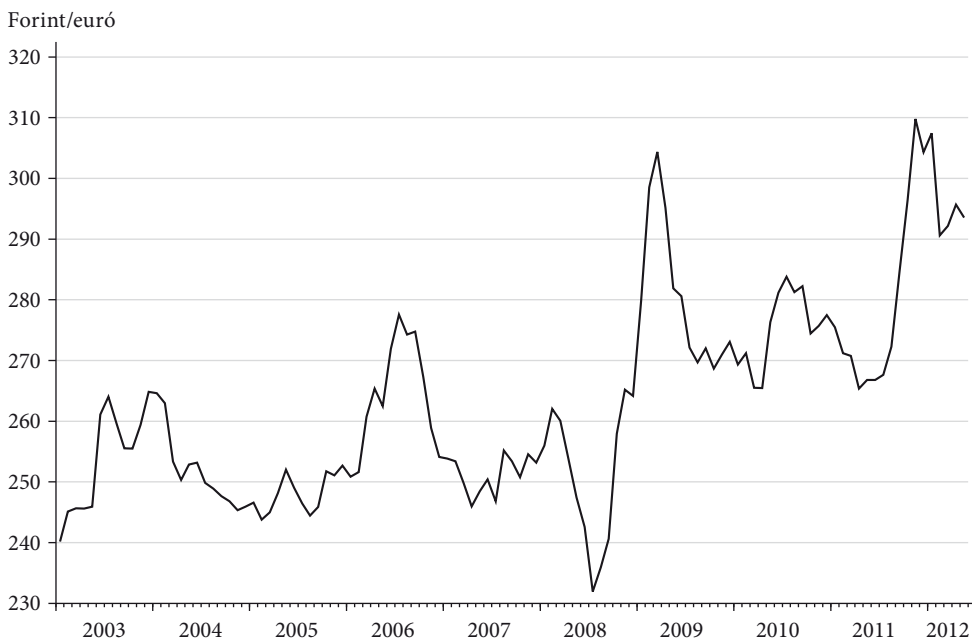
A valutaárfolyam mérésére az euró–forint árfolyam havi átlagos értékét, illetve annak 6 havi változását használjuk, azaz az adott időszak értékéből kivonjuk a 6 hónappal korábbit, és a különbséget elosztjuk a hat hónappal korábbi árfolyammal. A valutaárfolyam idősorát mutatja a 6. ábra.

A kockázat méréséhez szintén többféle mérőszámot használtunk. Az alapesetben használt kockázati idősor az MNB által készített kockázati idősor, amely főkomponens-elemzéssel készült különböző idősorok felhasználásával. A főkomponens-elemzéshez felhasznált idősorok a következők:

- CDS (ötéves),
- árfolyam,
- 5 × 5 eurókötvény-felár,
- ötéves zérókupon-felár,
- vállalati hitel-felár (vállalati hitelkamat – Bubor),
- ötéves magyar eurókötvény-felár,
- implikált volatilitás (egy hónapos euró/forint),
- *risk reversal* (egy hónapos 25D euró/forint),
- báziswap-spread (egyéves, Bubor/Euribor),

6. ábra

A valutaárfolyam időszora (forint/euró)



- devizacsere-különbözetre (*FX-swap spread*) jegyzés (három hónapos dollár/forint),
- devizacsere-különbözetre (*FX-swap spread*) kötés [egynapos (*overnight*) dollár/forint],
- devizacsere-különbözetre (*FX-swap spread*) kötés (három hónapos dollár/forint).

Látható, hogy az idősor jóval több információt sűrít magába, mint egy-egy idősor külön-külön. Az idősor azért is kiemelt jelentőségű, mert a Magyar Nemzeti Bank ezt használja előrejelzéseinek előkészítése, valamint a döntéshozó munka során. Ez a kockázati idősor csak 2003 januárjától áll rendelkezésre, ami meghatározza a becslések által érintett időszakot is. Ezt az idősort mutatja a 7. ábra. Egy másik lehetőség a kockázat mérésére az állampapírok kockázati felárának (*sovereign credit default swap*) időszora (8. ábra). Magyarország esetén az e mérőszám szerinti mutató 2008-ig nagyon alacsony, szinte 0, az időszak kezdeti részén tehát ez a mutató az ország kockázatoságáról, és így a kamatlábban rejlő kockázati felárról nem tartalmaz információt, mivel ebben az időszakban az országnak másfajta kockázattal kellett szembenéznie, mint 2008-tól.

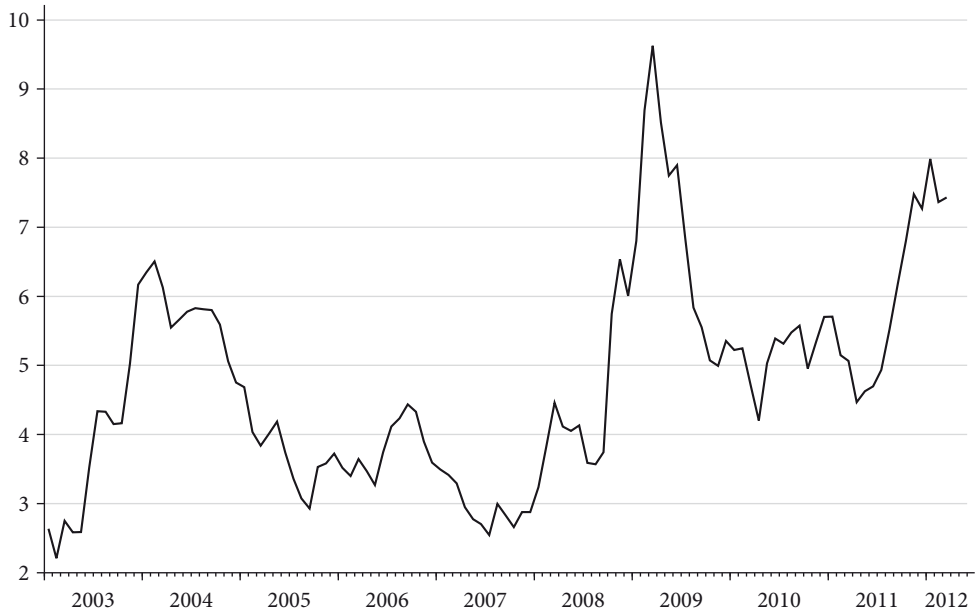
A kockázat mérésének egy további lehetséges eszköze a *hosszú távú kamatfelár*. Ezt esetünkben a magyar és a német ötéves állampapírok éves hozamának különbségként számítjuk ki. A feltörekvő piacok kockázatoságát kötvényhozamok segítségével kifejező EMBI (*Emerging Markets Bond Index*) indexnek létezik a magyar kockázatoságot bemutató verziója (ezt a továbbiakban EMBI HU-val jelöljük), valamint a feltörekvő országok összességére készített index (ezt jelöljük a továbbiakban EMBI GL-lel).

A magyar országgkockázatot ugyan speciálisan nem méri, de alkalmazzuk a globális kockázati mérőszámként felfogható amerikai S&P-500 index implikált volatilitását

7. ábra

A Magyar Nemzeti Bank kockázati időszora

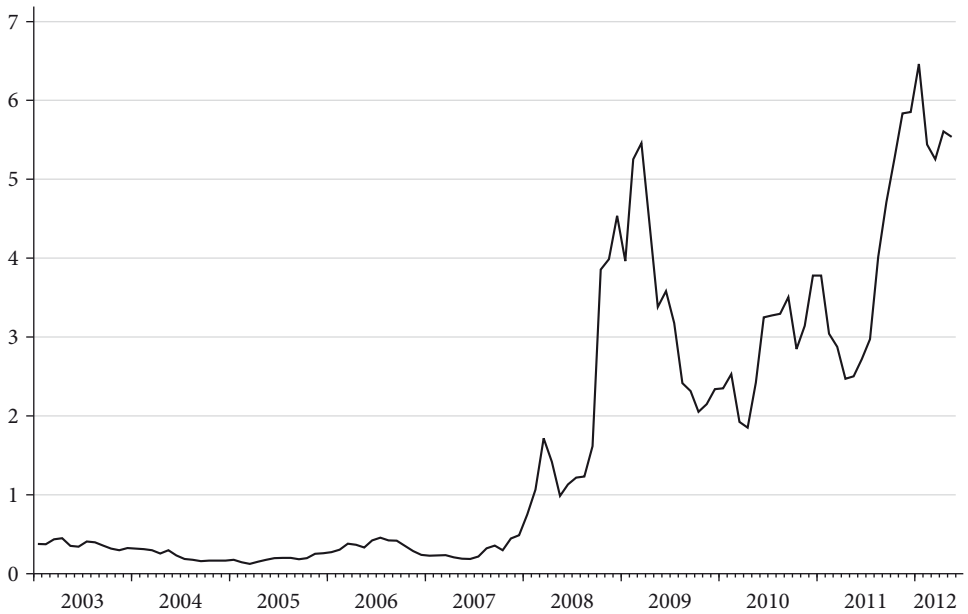
Százalék



8. ábra

A magyar CDS-idősor

Százalék



mutató VIX indexet, azaz azt, hogy a következő 30 napban az indexben milyen változásokra lehet számítani. Az alkalmazott kockázati mérőszámok tehát különbözők, mást is mérnek, azonban érdemes lehet több mérőszámot is alkalmazni, még akkor is, ha esetleg azok különböző kockázatot mérnek.

A felsorolt kockázati mérőszámokat mindig százalékban, illetve kamatkülönbség esetén százalékpontban mérjük.

A cikkben vizsgált időszakban a Magyar Nemzeti Bank által alkalmazott árfolyamrendszer megváltozott. 2001. május 4-étől a középárfolyamhoz képest ± 15 százalékos szélességű árfolyamsávot alkalmazott a Magyar Nemzeti Bank, majd a sáv közepét 2003. július 4-én 2,26 százalékkal leértékelték. A Magyar Nemzeti Bank Monetáris Tanácsa 2008. február 26-ától eltörölte a forint árfolyamsávját, azóta a forint szabadon lebeg.

Az alapszabály

Amint láttuk, a Taylor-szabálynak több különböző változata van. Ennek megfelelően beszélhetünk előretékinő, visszatekinő, illetve az aktuális időszakot tekintő (*basic*) szabályról, illetve e szabályok mindegyike tartalmazhat simítást is. E sokféle szabály közül most kiválasztottunk egyet, a visszatekinő, simítás nélküli szabályt, amelyet a legrészletesebben fogunk elemezni, de a későbbiekben majd más szabályokat is bemutatunk. Természetesen a választás a lehetséges szabályok közül részben önkényes, hiszen mindegyik szabály használata indokolható, és az irodalomban sincs egyetlen elfogadott kizárólagos szabály sem. Az általunk választott szabály azt jelenti, hogy a monetáris tanács a múlt már rendelkezésre álló adatai alapján hoz döntést a jövőre vonatkozóan. Az aktuális időszakot tekintő szabály ennél annyiban lenne rosszabb, hogy ott az adott időszak még nem ismert adatait használná fel a monetáris tanács. Az előretékinő szabály jobban illeszkedik a jegybank működéséhez, azonban ezzel kapcsolatban több probléma is felmerül, például az előrejelzések pontatlansága vagy hiánya egyes adatok esetén.

Taylor [1993] eredeti szabálya a kamatlábon kívül még csak két változót tartalmazott: a kibocsátási rést és az inflációt, illetve az infláció adott értékétől vett eltérését. Ennek megfelelően az általunk elsőnek becsült szabály is csak ezeket a változókat tartalmazza (illetve az inflációs célt), és ehhez a szabályhoz képest vizsgáljuk, hogy a kockázat (illetve előtte a valutaárfolyam) beépítése képes-e érdemben javítani a modell illeszkedését. Az elsőnek becsült szabályt írja le az (1) egyenlet:

$$i_t = \alpha + \pi_t^* + \beta(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*), \quad (1)$$

ahol i_t jelöli a nominális kamatláb t -edik időszaki értékét, π_t^* az inflációs célt, $y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}$ a kibocsátási rést, míg $\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*$ az infláció céltől vett eltérését.

A Taylor-szabályok becslése során már korábban is megállapították (lásd például *Clarida és szerzőtársai* [1998], illetve *Hidi* [2006] a magyarországi adatok esetén elemezte ennek jelentőségét), hogy kis, nyitott gazdaságok esetén – mint amilyen Magyarország is – a valutaárfolyam beépítése a Taylor-szabályba jelentősen képes javítani a modell illeszkedését. Ennek megfelelően a következő lépésben a fenti szabályt egészítjük ki a valutaárfolyammal, amint azt a (2) egyenlet mutatja:

$$i_t = \alpha + \pi_t^* + \beta(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \delta e_{t-1}, \quad (2)$$

ahol e_t jelöli az euró/forint árfolyam százalékos változását a hat hónappal korábbi értékkel összehasonlítva. Természetesen egy lehetséges módszer lenne az árfolyam változása helyett az árfolyam szintjét beépíteni a modellbe, azonban a számítások szerint ez a módszer lényegesen rosszabb illeszkedést ad, mivel a vizsgált időszak során az árfolyam természetes szintje megváltozott: míg korábban egy 250 körüli forint/euró árfolyamot tekinthetünk a valutaárfolyam természetes szintjének, addig ma ez az érték ennél magasabb.

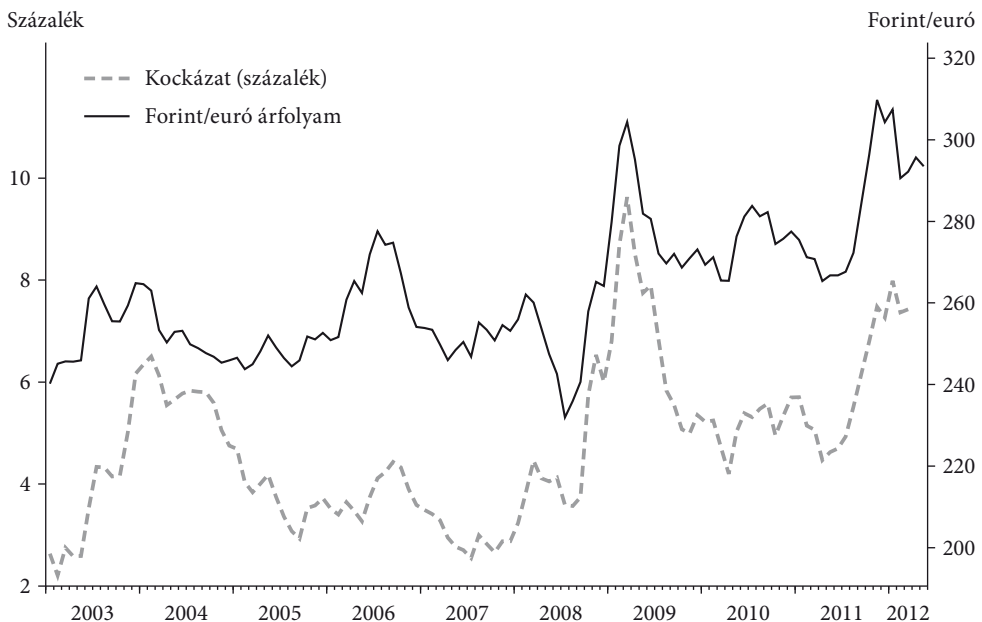
Harmadikként becsljük azt a szabályt, amelyben a kibocsátási résen és az infláció céltól vett eltérésén kívül a kockázati mérőszám is szerepel. Ezt a Taylor-szabályt írja le a (3) egyenlet:

$$i_t = \alpha + \pi_t^* + \beta(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \theta risk_{t-1}, \quad (3)$$

ahol $risk_{t-1}$ jelöli a kockázati idősor előző időszakbeli értékét. Az előző szabályhoz képest azért hagytuk ki a valutaárfolyamot, mert ebben az esetben a két változó közötti korreláció torzíthatja a becslésben kapott eredményeket, illetve a becslés mindkét változóval történő elvégzése nem javítja érdemi mértékben az illeszkedést ahhoz képest, amikor csak az egyik változót tartalmazza a modell. A valutaárfolyam és a kockázat (a kompozit idősorral mérve) együttmozgását mutatja a 9. ábra. Ennek ellenére a becslést elvégeztük mindkét változóval is, példaként egy ilyen eredményt is bemutatunk.

9. ábra

Az országgkockázat (az MNB idősorával mérve, bal oldali tengely) és a valutaárfolyam (jobb oldali tengely)



A modell becsléséhez az általánosított momentumok módszerének (*Generalized Method of Moments, GMM*) eljárását használtuk, instrumentumként az endogén változók két megelőző ($t - 2$, $t - 3$) időszaki értékeit alkalmazva. A 2. táblázat mutatja a kapott becslési eredményeket, az R^2 mutatószámot és a Durbin–Watson-statisztika értékét.

2. táblázat

Az alapszabály becslési eredményei

	Alap (1)	Valutaárfolyam (2)	Kockázat (3)	Valutaárfolyam + kockázat (4)
Konstans	0,0388*** (0,0020)	0,0386*** (0,0019)	-6,64E-05 (0,0087)	0,0038 (0,0092)
Kibocsátási rés	0,0040 (0,0454)	0,0057 (0,0353)	0,1698*** (0,0442)	0,1564*** (0,0469)
Infláció	0,5343*** (0,1092)	0,6344*** (0,1199)	0,6593*** (0,0844)	0,7074*** (0,0898)
Valutaárfolyam	-	0,0867*** (0,0268)	-	0,0360 (0,0260)
Kockázat	-	-	0,0099*** (0,0022)	0,0089*** (0,0023)
R^2	0,2724	0,3807	0,5001	0,5125
Durbin–Watson-statisztika	0,1314	0,1495	0,2567	0,2666

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

A kapott eredmények értékelése előtt még szükséges az idősorok integráltsági fokának vizsgálata, ugyanis Taylor-szabályok becslése során előfordulhat, hogy felmerül a hamis regresszió gyanúja (lásd például Österholm [2005]). Az idősorok stacionaritását a kibővített Dickey–Fuller-teszt és a Philips–Perron-teszt segítségével egyaránt vizsgáltuk. A vizsgált idősorok közül a valutaárfolyam változása kivételével a többi idősor stacionárius, első fokon integrált. Az (1) és a (3) regressziónál tehát nem merül fel a hamis regresszió problémája. A (2) és a (4) egyenletben azonban megjelenik a valutaárfolyam változása is. Ez az idősor nem stacionárius, így szükséges az idősorok kointegráltságának vizsgálata. A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményeként azt kaptuk, hogy az idősorok kointegráltak, a teszt egy kointegráló vektort talált, így itt sem kell félnünk a hamis regressziótól.

A táblázatban látható, hogy 1 százalékos szinten szinte valamennyi becsült paraméter szignifikáns, azaz a kibocsátási rés, az infláció, a valutaárfolyam, illetve a kockázat egyaránt befolyásolja a monetáris politika döntését.

A konstans együtthatója értelmezhető egyfajta természetes kamatszintként, azaz egy olyan kamatként, amely akkor valósulna meg, ha az infláció elérné a célt, és az ország nem lenne kockázatos, a kibocsátás pedig a természetes szintjén lenne. Lát-

ható, hogy a kockázat beépítése a modellbe csökkenti a konstans értékét, vagyis a konstans a kockázati felár részbeli leválasztása miatt csökken.

A *kibocsátási rés együtthatója* minden modell szerint pozitív, azaz a monetáris politika az időszak egészét tekintve a kamatot emelte a kibocsátási rés emelkedésekor (fellendülés), illetve csökkentette annak csökkenésekor. Meg kell azonban jegyezni, hogy a kibocsátási rés együtthatója a négy regresszióból csak kettőben volt szignifikáns, így a monetáris politika számára feltehetően nem ez volt a legfontosabb változó.

Az *infláció együtthatója* a különböző változók modellbe történő beépítése során viszonylag stabil marad. Az együttható egynél kisebb, tehát a teljes időszakot és ezt a szabályt tekintve az állapítható meg, hogy a Taylor-elv nem teljesült. Ez megegyezik az irodalomban található korábbi cikkek eredményeivel. Kockázattal bővített modell esetén azonban a Taylor-elv teljesülése nem is feltétele a gazdaság stabilitásának, amint azt *Annicchiarico–Piergallini* [2011] is megmutatták.

A *valutaárfolyam növekedése* a valutaárfolyamot tartalmazó modellben a kamatláb növekedéséhez vezet. Ennek több magyarázata is van: egyrészt a valutaárfolyamon és így az importon keresztül megvalósuló áremelkedés megfékezése, másrészt pedig az árfolyam túlzott növekedésének megakadályozása a devizahitelproblémák miatt, illetve az árfolyam túlzott volatilitásának elkerülése. Ez azonban semmiképpen nem jelenti azt, hogy a Magyar Nemzeti Bank céljai között szerepelt volna valamilyen árfolyamszint fenntartása.

Az *országkockázatot mérő paraméternek* központi szerepe van elemzésünk szempontjából. Ez a paraméter pozitív és szignifikáns, a Taylor-szabály illeszkedését a valutaárfolyamhoz képest képes javítani (ez azonban nem igaz minden kockázati mérőszámra), azaz a monetáris politika magatartását jelentékeny mértékben befolyásolta a vizsgált időszakban az ország kockázati megítélése. A csak kockázatot tartalmazó Taylor-szabály alapján azt mondhatjuk, hogy a kockázat 100 bázispontos emelkedésére a Nemzeti Bank 0,99 százalékpontos kamatemeléssel válaszol. Az azonban, hogy a 100 bázispontos kockázatemelkedés valójában mekkora kockázatváltozást jelent, függ attól, hogy milyen mérőszámmal mérjük a kockázatot. Ez azt jelenti, hogy a különböző kockázati mérőszámokkal kapott együtthatókat nem lesz érdemes összehasonlítani.

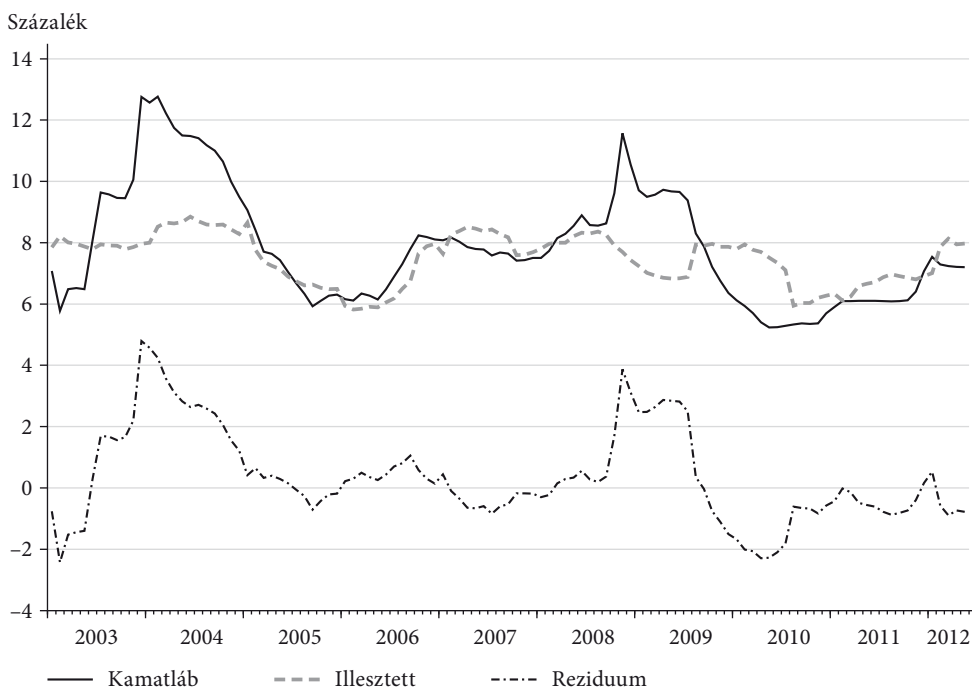
A táblázat értékeit az irodalomban korábban Magyarországgal foglalkozó cikkek közül leginkább *Vašiček* [2009] cikkével érdemes összevetni, hiszen ő becsült Magyarországra hasonló szabályt – azonban más időszakra és kockázati paraméter, illetve valutaárfolyam nélkül, azaz az összevetésnek csak az (1) oszlop (Alap) esetében van értelme. A szerző által kapott konstans értéke 0,0498 volt, az infláció együtthatója 0,67, a kibocsátási résé pedig $-0,27$. A három változó közül csak kettő, a konstans és az infláció volt szignifikáns 5 százalékos szinten. A két szignifikáns paraméter értéke az általunk becsült egyenlet esetében is hasonló, míg a kibocsátási rés értéke eltér. Ez az eltérés egyaránt származhat a vizsgált időszak eltéréseiből, a felhasznált adatok eltéréseiből vagy az adatok különböző gyakoriságából (a szerző negyedéves adatokat használt).

A 2. táblázatban mind a négy regresszióban erős az autokorreláció a reziduumok között. Ezt csökkenteni fogja a simított modell becslése, ahol azonban majd másfajta problémákkal szembesülünk.

Vizsgáljuk meg most részletesen az egyes specifikációk illeszkedési képességét! A 10. ábra mutatja a valutaárfolyam és a kockázat nélküli specifikáció becslült kamatlábait, az eredeti kamatlábakat, valamint a reziduumokat. Az ábrán látható, hogy a specifikáció jól teljesít a 2005–2007 közötti időszakban, előtte és utána azonban nem képes megfelelően leírni a kamatláb alakulását. Ennek oka az lehet, hogy a 2003–2004 közötti időszakban a kamatláb változását elsősorban a forint sávja elleni támadás, majd a sáv eltolása, illetve az időszak vége felé a forint gyengülése okozta, míg a 2008 utáni időszakban az országkockázat, illetve a valutaárfolyamok megnövekedése.

10. ábra

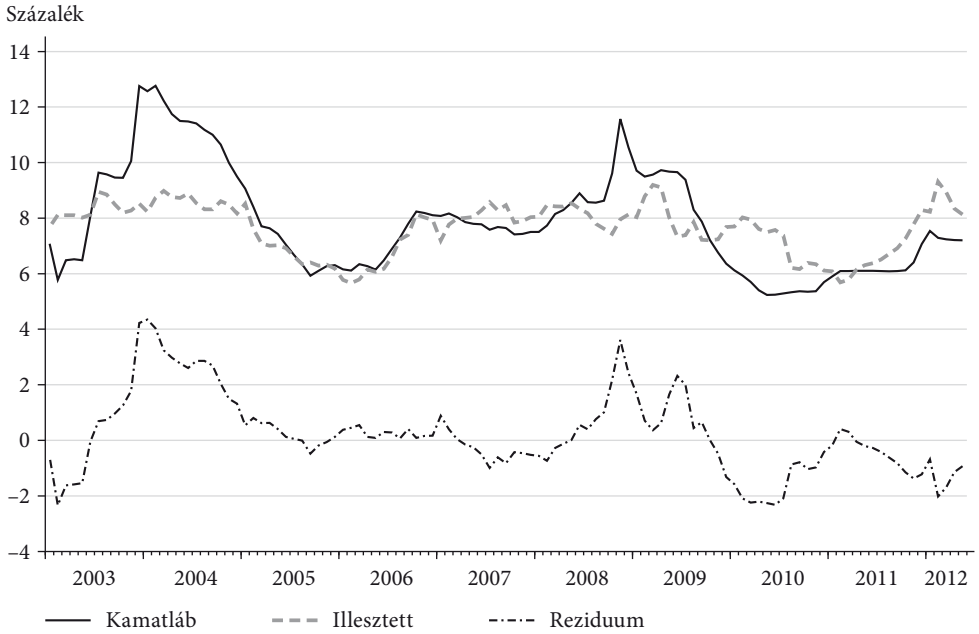
Az illesztett és az eredeti idősor, valamint a reziduumok az alapmodellben



A 11. ábra tartalmazza az illesztett és eredeti idősorokat, valamint a reziduumokat a valutaárfolyamot tartalmazó specifikáció esetében. Az ábrán látható, hogy a 2008–2009 közötti időszakot az előzőnél jobban képes leírni ez a specifikáció, azonban a 2003–2004 közöttit ez sem képes jól közelíteni. A 12. ábrán látható a kockázatot tartalmazó specifikáció illeszkedése. A kockázati mérőszámmal készült becslés az előző kettőnél jobban képes leírni a 2003–2004 közötti időszakot is. Ez tehát azt jelenti, hogy a kockázat beillesztése a Taylor-szabályba érzékelhető mértékben javította a szabályt.

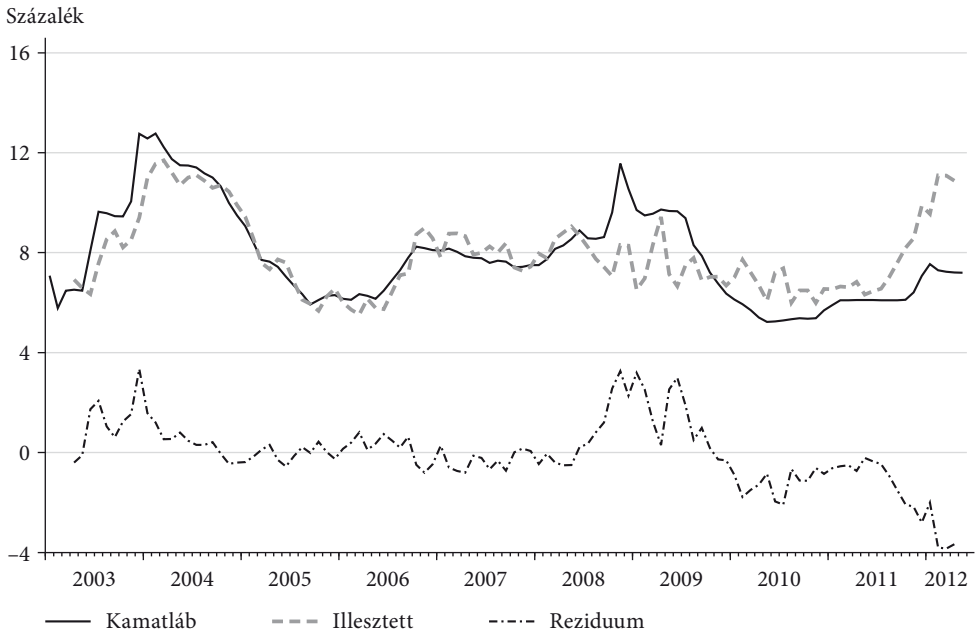
11. ábra

Az illesztett és az eredeti idősor, valamint a reziduumok a valutaárfolyamot tartalmazó modellben



12. ábra

Az illesztett és az eredeti idősor, valamint a reziduumok a kockázatot tartalmazó modellben



Az irányadó kamat alakulását a vizsgált időszakban az a tény is befolyásolta, illetve befolyásolhatta, hogy a forint 2008. február 26-áig egy árfolyamsávon belül lebegett, azaz az árfolyamsáv szélét elérve a Magyar Nemzeti Banknak be kellett avatkoznia, illetve esetlegesen beavatkozhatott már a sáv széléhez közeledve is. Az árfolyamsáv beépítésének egy lehetséges módját mutatja be *Frömmel és szerzőtársai* [2011]). A szerzők a (4)-ben szereplő változót hozták létre az árfolyam sávszéltől való távolságának mérésére:

$$b_t = \begin{cases} -\exp(l_t - e_t), & \text{ha } |l_t - e_t| \leq |e_t - u_t| \\ \exp(e_t - u_t), & \text{ha } |l_t - e_t| > |e_t - u_t| \end{cases} \quad (4)$$

ahol e_t az árfolyamot, l_t a sáv erős szélét, u_t pedig a sáv gyenge szélét jelöli. Számításaink során e transzformáció segítségével mi is beépítettük a becslült szabályba az árfolyam sávszéltől való távolságának hatását, azonban az így kapott változó nem volt szignifikáns, az illeszkedést nem javította, és a többi paraméter értékét sem változtatta meg, ezért az elemzés során a becslült szabályból végül kihagytuk. Ennek oka lehet – amint *Frömmel és szerzőtársai* [2011] is megállapítják –, hogy Magyarországon a sáv kellően széles volt ahhoz, hogy jelentős mértékben ne korlátozza a monetáris politikát. Ennek némileg ellentmond, hogy 2003-ban a forintot spekulációs támadás érte, aminek elhárításához a sáv erős szélének védelme érdekében a jegybanknak be kellett avatkoznia.

További becslült szabályok

A fenti alapszabályon kívül az elemzés során más szabályokat is becslünk. A visszatekintő szabályon kívül becslünk egy aktuális értéket tekintő szabályt, azaz egy olyat, amely a különböző változók azonos időszakbeli értékeit veszi figyelembe. Ezt a szabályt írja le az (5) egyenlet:

$$i_t = \alpha + \pi_t^* + \beta(y_t - \bar{y}_t) + \gamma(\pi_t - \pi_t^*) + \theta risk_t. \quad (5)$$

Ennek az egyenletnek a becslése az általánosított momentumok módszerével (GMM) történt, instrumentumként az endogén változók előző két időszakbeli értékeit alkalmaztuk.

A következő lépésben ezt a kamatszabályt kiegészítettük a simítással. A simítás magyarázata az, hogy a monetáris politika a kamatszint változtatásakor figyelembe veszi az előző időszak kamatszintet, elkerülve a kamatláb túlzott volatilitását. Azaz ekkor a t -edik időszak kamatláb a $t - 1$ -edik időszak kamatláb és a t -edik időszakra a Taylor-szabályban szereplő változók alapján becslült kamatláb függvénye:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^*. \quad (6)$$

Ebbe behelyettesítve a t -edik időszakra kalkulált simítás nélküli Taylor-szabályt, megkapjuk a becslendő egyenletet, amelyet a (7) egyenlet ír le:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \left[\alpha + \pi_t^* + \beta(y_t - \bar{y}_t) + \gamma(\pi_t - \pi_t^*) + \theta risk_t \right]. \quad (7)$$

Az egyenlet becslése most is a GMM becselőjárással készült.

A jegybankok azonban legtöbb esetben nem a múltban megtörtént események, hanem a jövőben várható gazdasági folyamatok alapján hozzák meg döntéseiket. Ennek megfelelően becsléseink során olyan monetáris politikai szabályokat is alkalmaztunk, amelyek a jövőbe tekintenek. Nézzük meg először a (8) egyenlet által leírt simítás nélküli szabályt:

$$i_t = \alpha + \pi_{t+12}^* + \beta(y_{t+12}^e - \bar{y}_{t+12}) + \gamma(\pi_{t+12}^e - \pi_{t+12}^*) + \theta risk_t. \quad (8)$$

Itt a $t + 12$ a 12 hónappal későbbre várt értéket jelöli. Az egy évre előretekintő szabály használata az irodalomban általános (lásd például *Clarida és szerzőtársai* [1998], *Faust és szerzőtársai* [2001], valamint *Moura-de Carvalho* [2010]), azonban ez a szabály joggal kritizálható. A kritika alapja az, hogy a jegybank döntései nyomán nem az egy évvel későbbi infláció szintjére tud hatni, hiszen a jegybanki kamatmechanizmus időigénye ennél hosszabb, másfél-két év. Ezért szükséges lenne a másfél vagy két évre tekintő inflációs előrejelzések figyelembevétele is, amit azonban megkérdőjelez, hogy az MNB sem készített ilyen időtávú inflációs előrejelzéseket minden negyedévben, így megfelelő adat még negyedéves sűrűséggel sem áll rendelkezésre e becslések elvégzéséhez. Havi adatok esetén léteznek kétéves inflációs előrejelzések (Reuters), azonban ez az idősor 2011-ben indul, így elemzésünkhöz túl rövid.

Mint látható, ebben a szabályban az infláció és a kibocsátási rés előretekintő, a kockázati mérőszám (és ha valutaárfolyamot építünk bele, akkor a valutaárfolyam) nem. Ennek oka, hogy sem a kockázat, sem a valutaárfolyam nem jelezhető előre. Az általunk alkalmazott modellekben előretekintő a kibocsátási rés értéke, hasonlóan az irodalomban megtalálható legtöbb modellhez (lásd például *Paez-Farrell* [2007], *Vašíček* [2009], *Moura-de Carvalho* [2010], *Orlowski* [2010]), de eltértünk az MNB által a gyakorlatban alkalmazott modelltől. A simított és a simítást nem tartalmazó előretekintő modellekben a felhasznált adatok némileg különböznek az adott időszakot tekintő és a visszatekintő modellek változóitól, amint azt az adatok bemutatásánál is ismertettük: a maginfláció helyett a teljes infláció előre jelzett értékét használtuk, míg a kibocsátási rés helyett az építőipar bizalmi indexét. Az egyenlet becslése az előző két szabályhoz hasonlóan a GMM becselőjárással készült.

Ehhez a specifikációhoz is készítünk simításos változatot (szintén GMM-mel), amely az alkalmazott modellek közül legközelebb áll a jegybank által használt modellhez. Ezt specifikációt írja le tehát a (9) egyenlet:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \left[\alpha + \pi_{t+12}^* + \beta(y_{t+12}^e - \bar{y}_{t+12}) + \gamma(\pi_{t+12}^e - \pi_{t+12}^*) + \theta risk_t \right]. \quad (9)$$

Az alapszabályhoz hasonlóan most is elvégeztük a számításokat a kockázat és a valutaárfolyam nélküli szabályra, a valutaárfolyamot, illetve a kockázatot tartalmazó szabályra. Az így becsült regressziók eredményeit mutatja a 3. táblázat (aktuális időszakot vizsgáló modellek), illetve a 4. táblázat (előretekintő modellek).

A táblázatokban látható, hogy a konstans (amely értelmezhető a kamatláb termézetes szintjeként) majdnem minden becslés esetén szignifikáns 1 százalékos

3. táblázat

Az aktuális időszakot tekintő, simításos és simítás nélküli modellek becült paraméterei

	simítás nélküli			simítással		
	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat
Konstans	0,0382*** (0,0021)	0,0379*** (0,0020)	-0,0058 (0,0083)	0,0767*** (0,0304)	0,0612*** (0,0161)	0,0532** (0,0252)
Kibocsátási rés	-0,0144 (0,0427)	-0,0139 (0,0368)	0,1820*** (0,0490)	0,6780 (0,4430)	0,5474* (0,3077)	0,5817** (0,3058)
Infláció	0,4943*** (0,1154)	0,6009*** (0,1232)	0,6930*** (0,0887)	0,6047 (0,4963)	1,0924** (0,4191)	0,5088 (0,4251)
Valutaárfolyam	-	0,0702*** (0,0266)	-	-	0,3632* (0,1837)	-
Kockázat	-	-	0,0113*** (0,0021)	-	-	0,0031 (0,0043)
Simítás	-	-	-	0,9409*** (0,0304)	0,9328*** (0,0304)	0,9331*** (0,0302)
R ²	0,2831	0,3565	0,4955	0,9196	0,9275	0,9363
Durbin–Watson	0,1135	0,1338	0,2345	1,1704	1,2224	1,3099

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

4. táblázat

Az egy évre előretekintő, simításos és simítás nélküli modellek becült paraméterei

	simítás nélküli			simítással		
	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat
Konstans	0,0406*** (0,0057)	0,0408*** (0,0059)	0,0172*** (0,0057)	0,0355 (0,0215)	0,0445*** (0,0138)	0,0239* (0,0138)
Kibocsátási rés	0,0293 (0,0244)	0,0270 (0,0236)	0,0724*** (0,0137)	0,0405 (0,0719)	0,1404** (0,0560)	0,0855* (0,0474)
Infláció	0,7027*** (0,2176)	0,6636*** (0,1832)	0,8840*** (0,1100)	1,2571* (0,6957)	2,4776*** (0,7624)	1,0900*** (0,3385)
Valutaárfolyam	-	0,0253 (0,0388)	-	-	0,4847** (0,1847)	-
Kockázat	-	-	0,0082*** (0,0012)	-	-	0,0061* (0,0031)
Simítás	-	-	-	0,9367*** (0,0274)	0,9296*** (0,0203)	0,8882*** (0,0263)
R ²	0,0994	0,1567	0,5377	0,9206	0,9329	0,9375
Durbin–Watson	0,1118	0,1139	0,2147	1,2254	1,3326	1,2830

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

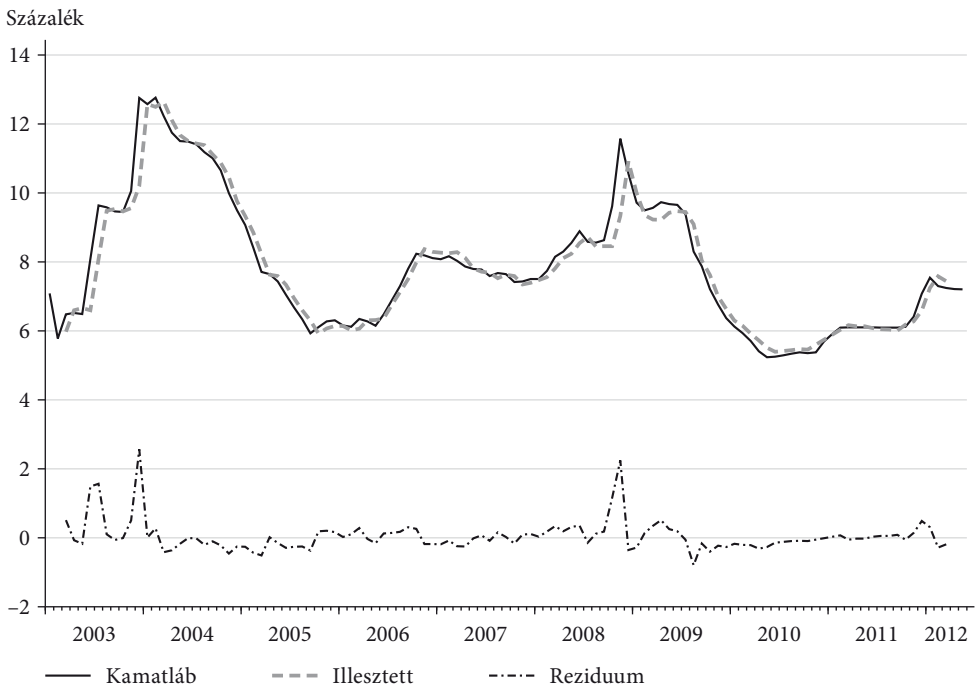
*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

szinten, és hogy a simítás nélküli modellekben értéke az alapszabály szerinti értékkel nagyjából megegyezik. E paraméter értéke a simításos modellek esetén többnyire nagyobb, mint a simítás nélküli modellek esetén. A kibocsátási rés szignifikanciája a különböző specifikációk esetén erősen változó. Megállapítható, hogy a simításos modellekben az együtttható nagyobb, mint a simítás nélküli modellekben. Az infláció majdnem minden esetben szignifikáns, együttthatója azonban az előzőnél nagyobb változékonyságot mutat: a simított modell együttthatója többnyire nagyobb, mint a simítás nélküli modellé – különösen igaz ez az előretekintő modell esetében, ahol az együttthatója 1-nél nagyobb, azaz erre a szabályra a Taylor-elv teljesül.

A kockázat paramétere a simítás nélküli modellek esetében pozitív és szignifikáns, a modell illeszkedését jelentős mértékben képes javítani a kockázatot, illetve árfolyamot nem tartalmazó, valamint a csak árfolyamot tartalmazó specifikációhoz képest is. A simítást tartalmazó modellek esetén a kockázat együttthatója ugyan pozitív, de az aktuális időszakot tekintő modellben nem szignifikáns, az előretekintő modellben is csak 10 százalékos szinten. A modell magyarázó erejét a simítás nélküli aktuális időszakot tekintő, valamint előretekintő modell képes javítani a sem kockázatot, sem valutaárfolyamot nem tartalmazó, valamint a csak valutaárfolyamot tartalmazó modellhez képest is. A kockázati változó nem szignifikáns volta a simítást tartalmazó modellekben valószínűleg a jegybank aszimmetrikus reakciójával

13. ábra

Az illesztett és az eredeti idősor, valamint a reziduumok a kockázatot tartalmazó, előretekintő, simított modellben



magyarázható: a kockázat fokozódása esetén a kamatot gyorsan emeli, de a kamat a kockázat csökkenésénél lassúbb ütemben csökken.

A simításos modell egy másik jellegzetességét mutatja a becült és a valós idősort, valamint a reziduumokat tartalmazó 13. ábra. Amint az ábrán is látható, a becült idősor szinte a valós idősor eltoltja. Ez azt jelenti, hogy a simítást tartalmazó modellek esetén az autoregresszív tag dominálja a folyamatot. Ez okozza a magas R^2 értékeket is: ha a modellbe csak az autoregresszív tagot építenénk be, akkor is 0,9 körüli R^2 mutatót kapnánk.

Érdemes még megvizsgálni, hogy miért ennyivel alacsonyabb az előretekintő, simítás nélküli modell esetében az R^2 , mint a többi, simítást nem tartalmazó modell esetében. E jelenség legvalószínűbb magyarázata az, hogy ebben a modellben a maginfláció helyett a teljes infláció előrejelzése szerepel, és a teljes infláció segítségével rosszabbul írható le a monetáris politika viselkedése, mint a maginfláció felhasználásával.

Ebben a részben tehát az alapszabálytól eltérő monetáris politikai szabályokkal vizsgáltuk a magyar monetáris politikát. Eredményként azt kaptuk, hogy a simítás nélküli modellekben a kockázat beépítésének fontossága továbbra is kiemelt. A simítást is tartalmazó modellek esetén a kockázat beépítése szintén képes javítani az illeszkedést, de ennek mértéke kevésbé látványos, mint a simítás nélküli esetben.

Érzékenységvizsgálat

A következőkben öt lépésben megvizsgáljuk, hogy mennyire érzékeny a modell az egyes paraméterek, azaz:

1. a kockázati mérőszám megváltoztatására,
2. az inflációs mérőszám megváltoztatására,
3. a kibocsátási rés megváltoztatására,
illetve a vizsgált időszak megváltoztatására, azaz
4. a vizsgált időszak megváltoztatására,
5. a vizsgálatokhoz használt adatok frekvenciájának megváltoztatása.

Más kockázati mérőszámok

Amint azt az adatok bemutatásakor leírtuk, az elemzés során több, különböző kockázati mérőszámot alkalmaztunk, amelyek a következők: CDS, hosszú futamidejű értékpapírok hozamának különbsége, az EMBI index Magyarországra és az összes feltörekvő országra számított értéke, valamint a VIX index. A visszatekintő, simítást nem tartalmazó modell segítségével készült eredményeket mutatjuk be, de a számításokat természetesen elvégeztük a többi modellel is.

A különböző kockázati mérőszámokkal végzett becslések eredményeit az 5. táblázat mutatja.

5. táblázat

A visszatekintő modell becslése különböző kockázati mérőszámokkal

	Eredeti	CDS	Kamatkülönbözlet	EMBI HU	EMBIGL	VIX
Konstans	-6,64E-05 (0,0087)	0,0422*** (0,0029)	0,0217** (0,0102)	0,0412*** (0,0111)	-0,0039 (0,0165)	0,0297*** (0,0050)
Kibocsátási rés	0,1698*** (0,0442)	-0,0504 (0,0572)	0,0814 (0,0572)	0,0018 (0,0552)	0,0478 (0,0866)	0,0537 (0,0457)
Infláció	0,6593*** (0,0844)	0,5412*** (0,0979)	0,5936*** (0,1120)	0,5361*** (0,1123)	0,3715*** (0,0994)	0,4893*** (0,1059)
Kockázat	0,0099*** (0,0022)	-2,49E-05* (1,27E-05)	0,0050 (0,0031)	-0,0005 (0,0024)	0,0091** (0,0035)	0,0006** (0,0003)
R^2	0,5001	0,2996	0,3654	0,2644	0,3885	0,3188
Durbin-Watson	0,2567	0,1561	0,1408	0,1321	0,1494	0,1316

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

Amint az az 5. táblázatból látható, az illeszkedés pontosságát erőteljesen befolyásolja, hogy milyen kockázati mérőszámot választunk. Ez nem is meglepő, hiszen az egyes kockázati mérőszámok mást írnak le, így nem várható, hogy ugyanolyan jó illeszkedést nyújtsanak. A CDS és a magyar EMBI a kapott eredmények szerint nem voltak szignifikánsak, és az illeszkedést sem javították. A CDS esetén a magyarázat az lehet, hogy 2008 elejéig ez az idősor meglehetősen kevés változékonyságot mutatott, országkockázat azonban nyilvánvalóan 2008 előtt is létezett – néha igen jelentős mértékben, legfeljebb ez a kockázat más típusú volt, nem szuverén adósságkockázat. Az a tény azonban, hogy ebben a modellspecifikációban a CDS nem volt szignifikáns, nem jelenti azt, hogy egyetlen szabályban sem az, és hogy ne lehetne monetáris politikai szabályban alkalmazni, bár valószínűleg a kockázat Taylor-szabályba történő beépítésére nem ez a legjobb mérőszám. A Magyar Nemzeti Bank modelljére leginkább hasonlító modellben, azaz az előretekintő és simítást is tartalmazó modellben a CDS szignifikáns.

Ami talán meglepetésre adhat okot, az az, hogy a VIX ebben a specifikációban (és néhány más specifikációban is) szignifikáns lett. Ez azt jelenti, hogy a monetáris politika nemcsak országspecifikus kockázatokra reagál, hanem a globális kockázati környezet megváltozására is – bár e kettő nyilvánvalóan nem teljesen független egymástól. A különböző kockázati mérőszámokkal kapott együtthatók összehasonlítása azonban nem biztos, hogy szerencsés: az egyes kockázati mutatók esetében az egyisényi változás nem feltétlenül jelent azonos mértékű kockázatváltozást.

A modell többi paraméterét (konstans, kibocsátási rés, infláció) vizsgálva, elmondható, hogy a konstans értéke általában annál kisebb, minél jobb illeszkedést biztosít az adott kockázati mérőszám, azaz a kockázati felár minél nagyobb része szerepel a kockázatot jelző változónál a konstans helyett. A kibocsátási rés paraméterének együtthatója változatos képet mutat, a paraméter csak az eredeti kockázati mutató esetében volt szignifikáns. Az infláció céltól vett eltéréseinek paramétere a

modell minden kockázati mérőszámmal számított specifikációjában szignifikáns, és értéke közepesen stabil: 0,37 és 0,66 között mozog.

Összességében tehát az mondható el, hogy a kockázati mérőszám változtatása a modell többi paraméterét jelentős mértékben nem befolyásolta, a modell illeszkedését azonban érdemben képes változtatni az, hogy hogyan mérjük a kockázatot. A kockázatnak a legtöbb kockázati mutatószám alapján szignifikáns szerepe van a Taylor-szabályban.

Más inflációs mérőszámok

A becsléseket elvégeztük a maginfláción kívül két másik inflációs mérőszámmal: a teljes fogyasztói árindexszel (CPI), illetve az adóhatásoktól megtisztított inflációval (CPI VAI). Az így kapott becslési eredményeket mutatja be a 6. táblázat.

6. táblázat

A visszatekintő modell becslése különböző inflációs mérőszámokkal

	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat
MAG			
Konstans	0,0388*** (0,0020)	0,0386*** (0,0019)	-6,64E-05 (0,0087)
Kibocsátási rés	0,0040 (0,0454)	0,0057 (0,0353)	0,1698*** (0,0442)
Infláció	0,5343*** (0,1092)	0,6344*** (0,1199)	0,6593*** (0,0844)
Valutaárfolyam	-	0,0867*** (0,0268)	-
Kockázat	-	-	0,0099*** (0,0022)
R^2	0,2724	0,3807	0,5001
Durbin-Watson	0,1314	0,1495	0,2567
CPI			
Konstans	0,0330*** (0,0027)	0,0309*** (0,0023)	-0,0068 (0,0112)
Kibocsátási rés	-0,0471 (0,0424)	-0,0588 (0,0359)	0,1106** (0,0527)
Infláció	0,3862*** (0,1263)	0,4814*** (0,1349)	0,4532*** (0,0893)
Valutaárfolyam	-	0,0724** (0,0311)	-
Kockázat	-	-	0,0100*** (0,0027)
R^2	0,1085	0,1757	0,3724
Durbin-Watson	0,0974	0,1031	0,1660

A 6. táblázat folytatása

	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat
CPI VAI			
Konstans	0,0332*** (0,0030)	0,0325*** (0,0030)	-0,0032 (0,0112)
Kibocsátási rés	-0,0844*** (0,0312)	-0,0934*** (0,0278)	0,0546 (0,0517)
Infláció	0,4966*** (0,1442)	0,5584*** (0,1450)	0,5692*** (0,1148)
Valutaárfolyam	-	0,0471* (0,0260)	-
Kockázat	-	-	0,0091*** (0,0028)
R^2	0,1035	0,1383	0,4131
Durbin-Watson	0,0924	0,0927	0,1367

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

Amint az a 6. táblázatból is látható, az infláció és az adóhatásoktól megtisztított infláció a maginflációnál rosszabb illeszkedést nyújt, e mutatószámok esetében a kockázat bevonása még nagyobb mértékben javítja az illeszkedést, mint a maginfláció esetében. Az infláció és az adóhatásoktól megtisztított infláció paramétere többnyire kisebb, mint a maginflációé. E két észrevétel oka lehet, hogy a monetáris politika nem reagál, vagy kevésbé erősen reagál az olyan tényezőkre, amelyek a maginflációban nem szerepelnek, de a teljes inflációban igen, azaz például az energiaárak, illetve az élelmiszerárak változására.

Az inflációs mutatószám megváltoztatása többnyire nem változtatta meg jelentős mértékben a konstans paraméterét. A kibocsátási rés együtthatója az egyes esetekben vagy szignifikáns volt vagy nem, a paraméter előjele meglehetősen színes képet mutatott. A valutaárfolyam a teljes inflációnál csak 5 százalékos szinten volt szignifikáns, az adóhatásoktól megtisztított inflációt tartalmazó szabály esetén pedig csak 10 százalékos szinten. A kockázat továbbra is szignifikáns maradt, együtthatója az inflációs paraméter megváltoztatásának hatására érdemben nem változott. Összességében azonban az mondható el, hogy az inflációs paraméter megváltoztatása a kapott eredményekben nem okozott nagymértékű változást. A hibatagok továbbra is erőteljesen autokorreláltak.

A kibocsátási rés más mérőszámai

Most azt az esetet vizsgáljuk, amikor a kibocsátási részt mérjük az alapspecifikációtól eltérő módon. Ez két megközelítést jelent: egyrészt a kibocsátási rés kiszámítási módszerét változtatjuk meg, másrészt pedig a kiinduláshoz használt kibocsátást leíró idősort. Az eltérő számítási mód az ipari termelés lineáris trendtől való eltérését

jelenti (ez nem valós idejű kibocsátási rés!) – amint azt a számítási módot *Taylor* [1993] is alkalmazta cikkében.

A megváltoztatott kiinduló adat két másik idősor használatát jelenti, amelyekből mindkét módszerrel (HP-szűrő, trendtől vett eltérés) kiszámítjuk a kibocsátási részt. Az irodalomban a GDP közelítő változójaként általánosan használt ipari termelés alternatíváiként használt idősorok a kiskereskedelmi forgalom volumene, illetve a negyedéves gyakorisággal rendelkezésre álló GDP havi gyakoriságúra simított értéke.

Az így kapott eredményeket mutatja a 7–9. táblázat a visszatekintő, simítás nélküli szabály alkalmazása mellett, a sem kockázatot, sem valutaárfolyamot nem tartalmazó modell, a csak valutaárfolyamot tartalmazó modell és a csak kockázatot tartalmazó modell esetén.

7. táblázat

A visszatekintő modell becslése a kibocsátási rés különböző mérőszámaival, az ipari termelést felhasználva

	Alap			Valutaárfolyam Kockázat		
	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat
	HP-szűrő			trendtől vett eltérés		
Konstans	0,0388*** (0,0020)	0,0386*** (0,0019)	-6,64E-05 (0,0087)	0,0381*** (0,0023)	0,0378*** (0,0020)	-0,0027 (0,0086)
Kibocsátási rés	0,0040 (0,0454)	0,0057 (0,0353)	0,1698*** (0,0442)	0,0168 (0,0267)	0,0181 (0,0269)	0,1003*** (0,0324)
Infláció	0,5343*** (0,1092)	0,6344*** (0,1199)	0,6593*** (0,0844)	0,5226*** (0,1048)	0,6236*** (0,1088)	0,4815*** (0,0868)
Valutaárfolyam	-	0,0867*** (0,0268)	-	-	0,0919*** (0,0202)	-
Kockázat	-	-	0,0099*** (0,0022)	-	-	0,0091*** (0,0018)
R^2	0,2724	0,3807	0,5001	0,2638	0,3827	0,5421
Durbin-Watson	0,1314	0,1495	0,2567	0,1290	0,1509	0,2028

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

A táblázatokból látható, hogy a paraméterek értéke és a paraméterek szignifikanciája a kibocsátási rés változtatásával nem változott jelentős mértékben – értelemszerűen eltekintve a változtatott paraméter, a kibocsátási rés együtthatójától. Az infláció értéke például az eredeti 0,53 és 0,66 közötti értékek helyett most 0,48 és 0,78 között szóródik. A valutaárfolyam együtthatója és szignifikanciája a kibocsátási rés változtatásának eredményeként szinte egyáltalán nem változott. A kockázat is továbbra is szignifikáns maradt, paraméterének értéke csak kismértékben változott, azaz a kibocsátási rés változtatására a modell stabil. Meg kell jegyezni, hogy a kiskereskedelmi forgalom trendtől vett eltérése esetén a modell illeszkedése az eredetinél jobb, azonban ez kevésbé írja le jól azt az információt, amellyel a döntéshozók az aktuális kamatszint megállapításakor rendelkeztek. A hibatagok itt is erősen autokorreláltak.

8. táblázat

A visszatekintő modell becslése a kibocsátási rés különböző mérőszámaival, a kiskereskedelmi forgalom volumenét felhasználva

	HP-szűrő			trendtől vett eltérés		
	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat
Konstans	0,0463*** (0,0047)	0,0443*** (0,0048)	0,0270*** (0,0077)	0,0364*** (0,0020)	0,0365*** (0,0021)	-0,0034 (0,0049)
Kibocsátási rés	0,1747* (0,0955)	0,1139 (0,0871)	0,2203*** (0,0676)	0,0741*** (0,0272)	0,0707** (0,0291)	0,1662*** (0,0271)
Infláció	0,7095*** (0,1288)	0,7448*** (0,1313)	0,7763*** (0,0972)	0,6312*** (0,1183)	0,6846*** (0,1148)	0,6693*** (0,0634)
Valutaárfolyam	-	0,0856*** (0,0314)	-	-	0,0870*** (0,0206)	-
Kockázat	-	-	0,0056*** (0,0019)	-	-	0,0085*** (0,0009)
R^2	0,3023	0,4335	0,4972	0,3761	0,4949	0,7284
Durbin-Watson	0,1878	0,1931	0,2243	0,1724	0,1978	0,3895

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

9. táblázat

A visszatekintő modell becslése a kibocsátási rés különböző mérőszámaival, a havi frekvenciájúvá alakított GDP-t felhasználva

	HP-szűrő			trendtől vett eltérés		
	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat
Konstans	0,0414*** (0,0031)	0,0415*** (0,0029)	0,0179*** (0,0065)	0,0373*** (0,0024)	0,0376*** (0,0019)	0,0076 (0,0089)
Kibocsátási rés	0,1519 (0,1278)	0,1281 (0,1001)	0,2962*** (0,0753)	0,0727 (0,0595)	0,0592 (0,0520)	0,1661** (0,0697)
Infláció	0,6133*** (0,1238)	0,7256*** (0,1265)	0,7210*** (0,0844)	0,5291*** (0,1034)	0,6628*** (0,1041)	0,5775*** (0,0823)
Valutaárfolyam	-	0,0959*** (0,0316)	-	-	0,0960*** (0,0198)	-
Kockázat	-	-	0,0067*** (0,0017)	-	-	0,0069*** (0,0017)
R^2	0,2636	0,4272	0,5406	0,2523	0,3989	0,5097
Durbin-Watson	0,1398	0,1742	0,1938	0,1275	0,1588	0,1566

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

A vizsgált időszak megváltoztatása

A 2008 óta tartó gazdasági válság befolyásolhatta a monetáris politika viselkedését is. Most azt vizsgáljuk, hogy változtak-e a Taylor-szabály paraméterei a válság bekövetkeztével. Ezt úgy végezzük el, hogy a teljes mintát két részre bontjuk: egy 2007 decemberéig tartó részre, és egy 2008 januárjától tartó részre. A töréspont meghatározása alapjául az szolgált, hogy a CDS-felár 2008 januárjától kezdett el látványosan növekedni, ugyanakkor egy ilyen töréspont megválasztása nyilvánvalóan önkényes. A 10. táblázat mutatja a visszatekintő modellel kapott becslési eredményeket a teljes mintára, a 2008 előtti és a 2008 utáni mintára.

10. táblázat

A visszatekintő modell becslése a minta különböző részein

	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat
TELJES			
Konstans	0,0388*** (0,0020)	0,0386*** (0,0019)	-6,64E-05 (0,0087)
Kibocsátási rés	0,0040 (0,0454)	0,0057 (0,0353)	0,1698*** (0,0442)
Infláció	0,5343*** (0,1092)	0,6344*** (0,1199)	0,6593*** (0,0844)
Valutaárfolyam	-	0,0867*** (0,0268)	-
Kockázat	-	-	0,0099*** (0,0022)
R^2	0,2724	0,3807	0,5001
Durbin-Watson	0,1314	0,1495	0,2567
2008 ELŐTT			
Konstans	0,0496*** (0,0050)	0,0502*** (0,0055)	-0,0073 (0,0068)
Kibocsátási rés	-0,2755 (0,1821)	-0,3159* (0,1814)	0,1624 (0,1145)
Infláció	0,5294*** (0,1619)	0,6160*** (0,1415)	0,5796*** (0,0384)
Valutaárfolyam	-	0,1065** (0,0458)	-
Kockázat	-	-	0,0122*** (0,0011)
R^2	0,4398	0,4849	0,8670
Durbin-Watson	0,1880	0,2011	0,6916

A 10. táblázat folytatása

	Alap	Valutaárfolyam	Kockázat
2008 UTÁN			
Konstans	0,0310*** (0,0031)	0,0306*** (0,0029)	0,0201** (0,0094)
Kibocsátási rés	-0,0725 (0,0457)	-0,0604* (0,0306)	-0,0396 (0,0518)
Infláció	0,6501*** (0,1471)	0,7104*** (0,1524)	0,6769*** (0,1944)
Valutaárfolyam	-	0,0741*** (0,0196)	-
Kockázat	-	-	0,0024 (0,0021)
R^2	0,2434	0,3914	0,3131
Durbin–Watson	0,2028	0,2338	0,1886

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

Amint a 10. táblázatból látható, a kapott eredmények most kevésbé stabilak, mint az előző esetekben. Meg kell azonban jegyezni, hogy a kettébontott minták külön-külön már nem annyira hosszúak, így a becült paraméterek pontossága is kérdéses. A valutaárfolyam a válság előtt és a válság után is szignifikáns volt, a kockázat azonban a becslés szerint a válság után elvesztette szignifikanciáját, a paraméter értéke lecsökkent. Ez a meglepő eredmény talán az idősor rövidségével magyarázható.

A kibocsátási rés paramétere meglehetősen színes képet mutat a minta különböző részein, annyi azonban kijelenthető, hogy a válság után a monetáris politika a kibocsátási rés csökkenésére nem reagált a kamat csökkentésével, a kockázati felár és a valutaárfolyam növekedése miatt a kamatokat inkább emelte. Az adatokból az is látható, hogy a válság utáni monetáris politikát a Taylor-szabály sokkal kevésbé képes leírni, mint a válság előtti. A válság alatti időszakban a kockázat és árfolyam nélküli modell illeszkedése nagyon gyenge, ezt a valutaárfolyam vagy a kockázat modellbe történő beépítése javítja ugyan, de az illeszkedés még így sem éri el a válság előtti, amikor is a kockázat modellbe illesztése igen nagy mértékben javította az illeszkedést: amint korábban láttuk, ez különösen a 2003–2004 közötti időszakban vezetett a monetáris politika jobb leírásához.

A vizsgálatok elvégzése negyedéves gyakoriságú adatokon

A Taylor-szabályok becslésénél bár a bevezetésben bemutatott irodalom nagy része havi adatokkal dolgozik, néhány cikk negyedéves adatokat használ. *Hidi* [2006] mindkét frekvencián megbecsülte a szabályokat, és némi különbséget is talált: a negyedéves becslések eredményeiben kevésbé fontos a valutaárfolyam alakulása a kamatláb meghatározása szempontjából.

A negyedéves adatok használatát két tényező indokolhatja. A fontosabb tényező az, hogy a kamatdöntések ugyan havi gyakorisággal történnek, a monetáris tanács számára a Magyar Nemzeti Bank stábjában negyedéves gyakorisággal készít inflációs jelentést, azaz negyedévenként érkezik be a döntéshozók számára nagy mennyiségű új információ. Ez természetesen nem jelenti azt, hogy a két inflációs jelentés között semmilyen új információhoz nem jutnak, csupán azt, hogy sokkal kevesebbhez. A kevésbé lényeges tényező az, hogy a GDP-adatok negyedéves gyakorisággal állnak rendelkezésre, így a döntéshozó a kibocsátás pontos alakulásáról csak negyedévente kap új információt, nagyobb gyakorisággal csak ennek néhány tényezőjéről jut új adathoz. Ennek megfelelően a negyedéves adatok becslésénél a kibocsátási részt a GDP segítségével mérjük a korábban használt közelítő változó helyett.

A 11. táblázat mutatja a negyedéves gyakoriságú adatokon végzett becslések, valamint a korábban elvégzett havi becslések eredményeit. Bár ezekben lényeges hasonlóságokat találunk, az eredmények elemzése során azonban fel kell hívnunk a figyelmet néhány fontos különbségre is. Az ilyen különbségek meglétének nem is szabad meglepődnünk: *Hidi* [2006] a valutaárfolyam hatásának szempontjából szintén lényeges különbségeket talált a havi és a negyedéves becslések eredményei között.

11. táblázat

A havi és negyedéves becslések összehasonlítása

	Alap	Valutaárfolyam havi	Kockázat	Alap	Valutaárfolyam negyedéves	Kockázat
Konstans	0,0388*** (0,0020)	0,0386*** (0,0019)	-6,64E-05 (0,0087)	0,0461*** (0,0039)	0,0458*** (0,0027)	0,0189*** (0,0059)
Kibocsátási rés	0,0040 (0,0454)	0,0057 (0,0353)	0,1698*** (0,0442)	0,1714* (0,0927)	0,2267*** (0,0674)	0,3747*** (0,0896)
Infláció	0,5343*** (0,1092)	0,6344*** (0,1199)	0,6593*** (0,0844)	0,6761*** (0,1294)	0,9505*** (0,1468)	0,6405*** (0,1081)
Valutaárfolyam	-	0,0867*** (0,0268)	-	-	0,1743*** (0,0226)	-
Kockázat	-	-	0,0099*** (0,0022)	-	-	0,0075*** (0,0015)
R^2	0,2724	0,3807	0,5001	0,3809	0,5495	0,5572
Durbin-Watson	0,1314	0,1495	0,2567	0,5431	1,0395	0,6563

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

A 11. táblázatban látható, hogy a kibocsátási rés mérőszáma a korábbi értékhez képest növekedett, a becslések során legalább 10 százalékos szinten szignifikáns lett. Az infláció céltól vett eltérése továbbra is szignifikáns maradt, együtthatója a valutaárfolyam változását tartalmazó modellben jelentősen növekedett a havi adatokhoz képest, a sem valutaárfolyamot, sem kockázatot nem tartalmazó modellben a kismértékben növekedett a havi modellhez képest, míg a kockázatot tar-

talmazó modell esetén kismértékben csökkent. A havi adatokhoz képest lényeges változás a valutaárfolyam változása együtthatójának jelentős növekedése. A kockázat paramétere mindkét esetben szignifikáns, és a paraméter nagysága sem tér el jelentős mértékben.

A havi és a negyedéves adatok alkalmazása esetén tapasztalható leglényegesebb különbség talán az egyes modellek illeszkedésének különbözőségében van. Amint a 11. táblázatban látható, a havi adatok esetén a valutaárfolyamot és kockázatot nem tartalmazó alapmodellhez képest a valutaárfolyam modellbe építése jelentősen javította az illeszkedést, majd ezt a javulást tovább fokozta a valutaárfolyam kockázatra cserélése. Ez látható ugyan a negyedéves adatoknál is, azonban itt a kockázat beépítése már csak nagyon kis mértékben képes javítani az illeszkedést, így a kockázatot tartalmazó modell és az alapmodell illeszkedése közötti rés szűkült. Ez tehát azt jelenti, hogy ugyan a kockázat (és a valutaárfolyam) negyedéves gyakoriságú adatokon végzett elemzés során továbbra is szignifikáns marad, szerepe azonban kisebb lett. Ez az eredmény összhangban van *Hidi* [2006] következtetésével is, miszerint a kamat és a valutaárfolyam (kockázat) együttmozgása negyedéven belül erősebb, mint negyedévek között, azaz a valutaárfolyam és a kockázat hatása rövid távon nagyobb, mint középtávon.

Érdeemes még megemlíteni, hogy a hibatagok autokorreláltságának problémája a negyedéves gyakoriságú adatok esetén kevésbé jelentős (de itt is jelen van), mint a havi gyakoriságú adatok esetén. Negyedéves adatok esetén azonban a havi adatokkal szemben problémát okoz az idősorok eltérő integráltsági foka: míg a kibocsátási rés $I(1)$ folyamatot követ, addig a valutaárfolyam növekedése és a kamatláb nem stacionárius, miközben a kockázati idősor és az infláció céltól vett eltérése $I(0)$ vagy $I(1)$ folyamatot követ attól függően, hogy hány százalékos szignifikanciaszinten végezzük a teszteket. A kointegrációs vizsgálatok során kiderült, hogy a valutaárfolyamot tartalmazó modell változói kointegráltak, a kockázati felárat tartalmazó modell változói nem kointegráltak, míg az alapmodell csak 10 százalékos szignifikanciaszint választása esetén mondható kointegrálnak.

Összefoglalás

Cikkünkben a magyar monetáris politikát vizsgáltuk abból a szempontból, hogy az alapkamat meghatározásakor figyelembe vette-e az országkockázat alakulását. A vizsgálat módszere a – monetáris politika leírására leggyakrabban használt – Taylor-szabály becslése volt. A szabálynak több, különböző változatát is vizsgáltuk. A legtöbbször használt simítás nélküli visszatekintő szabályon kívül az aktuális időszakot tekintő és az előretekintő szabályt alkalmaztuk simítással, illetve anélkül.

A Taylor-szabály eredeti verziója (*Taylor* [1993]) a kamatlábat az infláció céltól vett eltérése és a kibocsátási rés függvényében fejezi ki. Kis, nyitott gazdaságokra – mint amilyen Magyarország is – ezt a szabályt többen (például *Clarida és szerzőtársai* [1998]) kiegészítették a valutaárfolyammal. Cikkünkben a Taylor-szabályt az országkockázat különböző mérőszámaival egészítettük ki, és így vizs-

gáltuk a Taylor-szabály illeszkedését, és hasonlítottuk össze a valutaárfolyamot tartalmazó szabályéval.

A kapott eredmények szerint a valutaárfolyam kockázati mérőszámmal történő lecserélése jelentős mértékben képes javítani a modell illeszkedését, a kockázati paraméter értéke pedig szignifikáns és pozitív volt. Az azonban, hogy a kockázati mérőszám mennyivel javítja a modell illeszkedését, jelentős mértékben függött attól, hogy milyen kockázati mérőszámot alkalmaztunk.

A Taylor-szabályban szereplő többi paraméterre (kibocsátási rés, infláció) is végeztünk érzékenységvizsgálatot, azaz áttekintettük, hogy ha másfajta kibocsátási rést vagy másfajta inflációs mérőszámot használnánk, az mennyiben változtatna az egyenlet többi paraméterén, illetve a szabály illeszkedésén. Ezek a változtatások a modell többi paraméterét és a többi paraméter szignifikanciáját érdemben nem változtatták, a paraméterek stabilnak tekinthetők. A többi inflációs mérőszám az alapesetben használt maginflációnál rosszabb illeszkedést biztosított, míg a többi kibocsátási rés mérőszám – bár elméleti oldalról ezek a mérőszámok kevésbé támaszthatók alá – jobbat.

Azt is megvizsgáltuk, hogy változott-e a monetáris politika viselkedése a 2008-ban bekövetkező válság hatására – bár a válság előtti és a válság utáni időszak is viszonylag rövid volt. A kapott eredmények szerint a válság után a kibocsátási rés változására a monetáris politika egyáltalán nem reagált, míg a valutaárfolyam és az infláció céltól való eltéréseinek paramétere a válság előtt és a válság után is szignifikáns és pozitív volt.

Szintén megvizsgáltuk, hogy mi történik akkor, ha havi adatok helyett negyedéves gyakoriságú adatokon végezzük el az elemzést. A kapott paraméterek ekkor nagyságrendileg nem változtak, kivéve talán a kibocsátási rés együtthatóját, amely növekedett és szignifikánssá vált. Az infláció céltól vett eltérése, a valutaárfolyam és a kockázat továbbra is megőrizték szignifikanciájukat, azonban itt a kockázatot tartalmazó szabály előnye minimálisra csökkent a valutaárfolyamot tartalmazóhoz képest, a kockázatot tartalmazó modell illeszkedése nem volt annyival jobb az alapmodellénél, mint a havi esetben. Ez arra utal, hogy negyedéven belül erősebb a kockázat és a kamatláb közötti kapcsolat, mint középtávon.

Összességében megállapítható, hogy a vizsgált időszakban a magyar monetáris politika figyelembe vette kamatdöntéseinek meghozatalakor az országgkockázat alakulását, a nagyobb kockázat magasabb kamatszinttel párosult.

Hivatkozások

- ALESSI, L.–DETKEN, C. [2011]: Quasi real time early warning indicators for costly asset price boom/boost cycles: a role for global liquidity. *European Journal of Political Economy*, 27. 520–533. o.
- ANNICCHIARICO, B.–PIERGALLINI, A. [2011]: Country-specific risk premium, Taylor rules and exchange rates. *Economic Notes*, 40. 1–27. o.
- BEAU, D.–CLERC, L.–MOJON B. [2011]: Macro-prudential policy and the conduct of monetary policy. *Banque de France Occasional Papers*, No. 8.

- BRAGGION, F.–CHRISTIAN, L. J.–ROLDOS, J. [2007]: Optimal monetary policy in a ‘sudden stop’. NBER Working Paper Series, Working Paper, 13254.
- CARARE, A.–POPESCU, A. [2011]: Monetary policy and risk premium shocks in Hungary: Results from a large Bayesian VAR. IMF Working Paper, WP/11/259.
- CHRISTIANO, L.–MOTTO, R.–ROSTAGNO, M. [2007]: Two reasons why money and credit may be useful in monetary policy. NBER Working Paper Series, Working Paper, 13502.
- CLARIDA, R.–GALÍ, J.–GERTLER, M. [1998]: Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence. *European Economic Review*, 42. 1033–1067. o.
- CLARIDA, R.–GALÍ, J.–GERTLER, M. [2000]: Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability. *The Quarterly Journal of Economics*, 115. 147–180. o.
- CLAUSEN, J. R.–MEIER, C.-P. [2005]: Did the Bundesbank follow a Taylor rule? An analysis based on real-time data. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 141. 213–246. o.
- CÚRDIA, V.–WOODFORD, M. [2009]: Credit frictions and optimal monetary policy. Bank for International Settlements, Working Paper, No. 278.
- FAUST, J.–ROGERS, J. H.–WRIGHT, J. H. [2001]: An empirical comparison of Bundesbank and ECB monetary policy rules. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, 705.
- FRÖMMEL, M.–GARABEDIAN, G.–SCHOBERT, F. [2011]: Monetary policy rules in Central and Eastern European countries: Does the exchange rate matter? *Journal of Macroeconomics*, 33. 807–818. o.
- HIDI JÁNOS [2006]: A magyar monetáris politikai reakciófüggvény becslése. *Közgazdasági Szemle*, 53. évf. 12. sz. 1178–1199. o.
- HODRICK, R. J.–PRESCOTT, E. C. [1997]: Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29. 1–16. o.
- MARIA-DOLORES, R. [2005]: Monetary policy rules in accession countries to EU: is the Taylor rule a pattern? *Economics Bulletin*, 5. 1–16. o.
- MOONS C.–VAN POECK A. [2008]: Does one size fit all? A Taylor-based analysis of monetary policy for current and future EMU-members. *Applied Economics*, 40. 193–199. o.
- MOURA, L. M.–DE CARVALHO, A. [2010]: What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? *Journal of Macroeconomics*, 32. 392–404. o.
- ORLOWSKI, L. T. [2010]: Monetary policy rules for convergence to the Euro. *Economic Systems*, 34. 148–159. o.
- ÖSTERHOLM, P. [2005]: The Taylor Rule: A Spurious Regression? *Bulletin of Economic Research*, 57.
- PAEZ-FARRELL, J. [2007]: Understanding monetary policy in Central European countries using Taylor-type rules: The case of the Visegrad four. *Economics Bulletin*, 5. 1–11. o.
- SAUER, S.–STURM, J. E. [2003]: ECB monetary policy: How well does the Taylor-rule describe it? <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.200.7758&rep=rep1&type=pdf>.
- SIKLOS, P. L. [2006]: Hungary’s entry into the euro area: Lessons for prospective members from a monetary policy perspective. *Economic Systems*, 30. 366–384. o.
- SMETS, F. [2002]: Output gap uncertainty: Does it matter for the Taylor-rule? *Empirical Economics*, 27. 113–129. o.
- SVENSSON, L. E. O. [2003]: What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary Policy through targeting rules. *Journal of Economic Literature*, 41. 426–477. o.
- TAYLOR, J. B. [1993]: Discretion versus policy rules in monetary policy. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39. 195–214. o.

- TAYLOR, J. B. [2000]: Using monetary policy rules in emerging market economies. Paper presented at the Banco de Mexico's 75th Anniversary Conference "Stabilization and Monetary Policy: The International Experience," Mexico City, november 14–15.
- TAYLOR, J. B. [2001]: The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *The American Economic Review*, 91. 263–267. o.
- TAYLOR, J. B. [2002]: The monetary transmission mechanism and the evolution of monetary policy rules. Working Papers of the Central Banks of Chile, No. 87.
- VAŠÍČEK, B. [2009]: Monetary Policy Rules and Inflation Process in Open Emerging Economies: Evidence for 12 New EU Members. William Davidson Institute Working Paper, University of Michigan, No. 968.
- VONNÁK BALÁZS [2007]: The Hungarian monetary transmission mechanism: an assessment. MNB Working Papers, 3. sz.