

HIDI JÁNOS

A magyar monetáris politikai reakciófüggvény becslése

A reakciófüggvény népszerű eszköz a monetáris politika értékeléséhez. A reakciófüggvényre épülő elemzéseknek kétféle célja lehet: az egyik, hogy alkalmas viszonyítási értéket találjunk az aktuális kamatszintnek, a másik pedig, hogy leírjuk a kamatok és más makrováltozók közötti összefüggést. A tanulmány az inflációs célkövetés rendszerének bevezetése óta eltelt időszakra vonatkozóan tárgyalja ezt a két kérdést. Összességében megállapítható, hogy a népszerű Taylor-szabály jól illeszkedik a hazai kamatokhoz, de ha figyelembe vesszük, hogy nyitott gazdaságról van szó, akkor más reakciófüggvény használatával az illeszkedés tovább javítható. A kamatszabályok által indokolt kamatszinttől való jelentősebb eltérések vagy az árfolyamsáv jelenlétével, vagy a kockázati prémium változásaival magyarázhatók. Ami a kamatok és más makrováltozók összefüggését illeti, megállapítható, hogy Magyarországon esetében a kibocsátási rés szerepe az általunk használt ökonometriai módszerekkel nem mutatható ki a kamatok alakulásában. Kiemelkedő szerepe az inflációs várakozásoknak és az árfolyamnak van. A hazai kamatok ezek változásaira hasonlóan reagálnak ahhoz, mint amit más országok esetében tapasztalhatunk. Az inflációs várakozások növekedésével együtt jár a nominális kamat még nagyobb emelkedése. Az árfolyam szerepe pedig függ a vizsgált időhorizonttól: havi sűrűség esetén a kamat határozottan reagál az árfolyamváltozásokra, míg a jegybanki időtávhoz közelebb álló negyedéves periódusokat tekintve az árfolyamnak főleg az inflációs várakozásokon keresztül kifejtett, közvetett szerep jut.*

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

A kiszámítható gazdasági környezet rendszerint kedvezően hat a növekedésre. A kiszámíthatóságért sokat tehet a monetáris politika, ha olyan kamatpolitikát követ, amelyet a gazdasági szereplők képesek előre jelezni. Továbbá az átlátható és kiszámítható monetáris politika az, amelyik összeegyeztethető a demokratikus elvekkel. Amikor közgazdászok arról vitatkoznak, hogy a monetáris politikai döntések esetiek legyenek, avagy valamilyen szabály alapján szülessenek, akkor a kiszámíthatóságra és demokratikusságra hivatkozó érvek a szabálykövetés mellett szólnak.

A szabálykövetés azonban nem feltétlenül jelent valamilyen képlet által meghatározott, szigorú kööttséget. Bár az elméleti modellekben az optimális monetáris politika leírható valamilyen algebrai formulával, a gyakorlatban ez nem alkalmazható ilyen szigorúan. Számos olyan információ áll a döntéshozók rendelkezésére, ami nehezen szám-

* A dolgozat megírásához tartalmi és módszertani segítséget nyújtott *Benczúr Péter, Horváth Csilla, Jakab M. Zoltán, Muraközy Balázs, Reiff Ádám, Várpalotai Viktor és Vonnák Balázs.*

A szerző a tanulmány elkészítésekor az MNB elemzőjeként dolgozott.

szerúsítható, illetve formulákba nehezen beépíthető. Bármilyen kifinomult képletet találunk is, mindig akadhat olyan új ismeret, ami nem szerepel ugyan a képletünkben, de indokoltá teszi az általa meghatározott kamatszintől való eltérést. Amikor tehát *Taylor* [1993] monetáris politikai szabályról beszél, akkor hangsúlyozza, hogy az általa javasolt képletet nem szó szerint kell érteni, hanem úgy, hogy az a monetáris politika valamilyen szisztematikus sajátosságát hivatott jellemezni.

Még egy szisztematikus monetáris politikával is összeegyeztethetők azonban egy algebrai formulától való eseti eltérések. *Poole* [2006] szerint az amerikai jegybank szerepét betöltő Fed, annak ellenére, hogy kamatdöntéseinél nem követ valamilyen előre meghatározott szabályt, mégis kiszámítható monetáris politikát folytat, így a piac képes viszonylag jól előre jelezni az irányadó kamatszintet. Vagyis van valamilyen szisztematikus a döntéshozatalban, amely nagyvonalakban akár egy formulával is leírható lehet. Egy konstans pénzmenyiség-növekedést előíró szabály is egy lehetséges formula, akár csak bármilyen olyan szabály, amely a kamatot valamilyen gazdasági változók függvényében határozza meg. Ilyen formulák közül különösen népszerűvé vált az úgynevezett Taylor-szabály, ami azt mondja, hogy az optimális kamatnak reagálnia kell az infláció céltól való eltérésére, valamint a reálkibocsátás trendtől való eltérésére.

A Taylor-szabály népszerűsége annak köszönhető, hogy egyszerű, és viszonylag könnyen értelmezhető. Kifejezi ugyanis azt a gazdaságról alkotott modern felfogást, amelyet a legnépszerűbb makromodellek is tükröznek: a monetáris politika nemcsak nominális változókat – köztük az inflációt – képes befolyásolni, hanem a különféle eredetű nominális merevségek következtében rövid távon a reálgazdaságra, a kibocsátás szintjére is hatással lehet. Eszerint a magasabb kamatszint „leűti” a gazdaságot, azaz csökkenti a kibocsátást és az inflációs nyomást. Ennek megfelelően, egy olyan monetáris politika, amely túl magas infláció és túl magas kibocsátás esetén kamatot emel, képes lehet a gazdaság stabilizálására. A Taylor-szabályból éppen egy ilyen monetáris politika következik.

A Taylor-szabálynak sokféle formája létezik, attól függően, hogy pontosan milyen makroökonomiai változókat tartalmaznak, milyen időbeli elrendezésben, milyen együttműködéssel. Az eredetileg *Taylor* [1993] által felvetett kamatszabály rögzített együttműködéssel tartalmazott. Azóta számos olyan empirikus értékelés született, amelyek becsült paraméterértékekkel számoltak. Az ilyen kísérleteknek alapvetően kétféle céljuk van: az egyik, hogy válaszoljanak arra a kérdésre, vajon az aktuális kamatszint túl magas, túl alacsony, avagy éppen megfelelő. Ehhez az értékeléshez szükség van egy viszonyítási kamatszintre, ami valamilyen elméleti vagy empirikus megfontolásból eredhet. A másik cél pedig az, hogy jellemzést adjon a monetáris politikáról, összefüggést keresve a kamatok és más gazdasági változók alakulása között. Egy ilyen becslés alapján elvileg kaphatunk egy általános képet arról, hogy a döntéshozók általában milyen megfontolások alapján hozzák döntéseiket. Egy becslés eseti döntések sorozata mögött próbál valamilyen rendszerességet megragadni: a fundamentumok változásaira átlagos kamatreakciót számol.

Az egyes országok kamatpolitikájának elemzésekor nem kell feltétlenül a népszerű Taylor-szabályhoz ragaszkodni. Az alkalmazott kamatszabály megválasztása történhet elméleti és gyakorlati szempontok alapján is, továbbá az egyes modellekben különféle kamatszabályok lehetnek optimálisak. Számos apró különbség mellett az egyik alapvető kérdés, hogy a modell zárt vagy nyitott gazdaságot reprezentál, hiszen egy zárt gazdaság kamatszintjét nem befolyásolják külső tényezők, míg egy nyitott gazdaság esetén a külső egyensúly is fontos kamatmeghatározó tényező lehet. Ezenkívül fontos kérdés, hogy a döntéshozás alapvetően múltba, avagy előretételező módon történik, azaz a jövőbeli várakozások figyelembevételével. Kérdés továbbá, hogy van-e mögötte kamatsimítási szándék, valamint az, hogy pontosan mely makrováltozók szerepelnek a szabályban, hiszen az egyes makrováltozók, köztük az infláció, illetve kibocsátási rés is többféleképpen számíthatók.

A klasszikus Taylor-szabály alapvető jellegzetessége, hogy elsősorban zárt gazdaságok leírására alkalmas, nem a várankozásokra épül, nem tartalmaz kamatsimítást, az együtt-hatók megválasztása pedig önkényes. Ezzel együtt széles körben elterjedt, kis, nyitott gazdaságok esetében is gyakran használt viszonyítási érték.

A Taylor-szabállyal szembeni elméleti és gyakorlati kifogások korrigálására beemelhetők további makrováltozók is a kamatszabályba. Nyitott gazdaságok esetében ilyen kiegészítést jelentenek a külgazdasági változók, tipikusan az árfolyam, valamint a kamatsimítási szándék megjelenítésére a késleltetett kamat. Természetesen a mérési hibák, valamint az olyan információk jelenléte, amelyek nem fejezhető ki valamilyen változó formájában, illetve az a tény, hogy a gazdasági környezet változásával a döntéshozók maguk is módosítják képzeletbeli paramétereiket, továbbra is nehezítik a szabály és a tényleges kamatok közti összefüggés leírását.

Mivel Magyarországról is készültek olyan monetáris politikai elemzések, amelyek különböző kamatszabályok alapján értékelték, a következőkben előbb áttekintjük a klasszikus, rögzített paramétereket alkalmazó Taylor-szabályból következő historikus kamatoakat. Ezek arra szolgálnak, hogy viszonyítási alapot adjanak a kamatszint értékeléséhez. A tanulmány többi részében azonban nem ragaszkodunk az eredeti Taylor-szabályhoz. A cél az, hogy a hazai körülményekre jobban illeszkedő modellt találjunk. Ennek megfelelően először a rögzített paraméterek használatáról áttérünk a paraméterek becslésére, aminek célja a kamatok és más gazdasági fundamentumok kapcsolatának leírása. A továbbiakban pedig a hazai sajátosságokat tükröző más specifikációkat használva megnézzük, hogy milyen kamatszabállyal lehet jellemezni az inflációs célkövetés bevezetése óta eltelt időszak magyar monetáris politikáját.

Eredeti Taylor-szabály

Bár a monetáris politika reakciófüggvényeinek kiterjedt irodalma van, a kutatók számos kérdésben még nem jutottak konszenzusra. Lényeges például, hogy mi az optimális monetáris politikai szabály egy gazdaság számára. A kérdés megválaszolásához azonban két fontos tényezőt is rögzíteni kell. Az egyik, hogy melyik modell írja le megfelelően a gazdaságot, a másik, hogy melyek a monetáris politikai szabály értékelésének kritériumai. A felvetett problémákról áttekintést ad *Taylor* [1999], amelyben monetáris politikai szabályok teljesítményét hasonlították össze különböző modellekben. A kötet bevezető tanulmánya összefoglalja a legfőbb tanulságokat. Megállapítja, hogy az egyes szabályok teljesítménye többféleképpen mérhető. Az értékelés alapja lehet a jólét, ami csak a reprezentatív fogyasztóra építő modellekben lehetséges. Értékelhetünk továbbá a legfontosabb makrováltozók, az infláció, a kibocsátási rés és a kamat stabilitása alapján. Ebben az esetben meg kell határozni az egyes változók varianciájának súlyát. Attól függően ugyanis, hogy melyik változó stabilitását tekintjük fontosabbnak, más-más monetáris politikai szabály bizonyul optimálisnak.

Taylor [1999] összehasonlítása elsősorban a Taylor-szabályokra terjed ki, és arra a megállapításra jut, hogy annak eredeti formája jól teljesít a különböző modellekben. A tapasztalatok összességében azt mutatják, hogy valamely modell optimális szabálya az adott modell sajátosságaihoz alkalmazkodik, egy másik modellben azonban sokkal rosszabbul teljesít. Ezzel szemben egy egyszerű, például Taylor-szerű szabály, bár számos modellben nem optimális, mégis következetesen elég jól teljesít sokféle modellben. Amennyiben tehát modellbizonytalansággal kell számolnunk, érdemes egy egyszerű szabályt választani.

A monetáris politikai szabályokat értékelő modellek élesen különválnak aszerint, hogy zárt vagy nyitott gazdaságot reprezentálnak. Zárt gazdasági modellekben nem is szerepel

árfolyam, ami viszont nyitott gazdasági modellekben kiemelten fontos. Éppen ezért a nyitott gazdaságokban optimális szabályok nem is értékelhetők egy zárt gazdasági modellben. Emiatt Taylor [1999] összefoglalójában az összehasonlításból kimaradtak az árfolyamot is tartalmazó szabályok. Mint ahogy a szerző is kiemeli, az árfolyamot is tartalmazó, nyitott gazdaságbeli monetáris politikai szabályok teljesítményének értékelésében még vannak további kutatási feladatok.

A következőkben az eredeti Taylor-szabályt mint kiindulási alapot alkalmazzuk, majd fokozatosan eltávolodunk attól. Előbb a rögzített paraméterek helyett becsült paramétereket használunk, majd módosítjuk a benne szereplő változók összetételét. Mindegyik itt alkalmazott monetáris politikai szabályról elmondható, hogy nincs alapos okunk feltételezni, hogy bármelyikük is optimális szabály lenne a magyar monetáris politika számára. A szakirodalomban sincs egyetértés ilyen kérdésekben. Az elméleti és empirikus, jegybanki irodalom is csupán iránymutatást igyekszik adni arra, hogy a monetáris politika milyen típusú reakciófüggvényeivel érdemes foglalkozni. Ebben a tanulmányban az a cél, hogy az inflációs célkövetés hazai bevezetése óta eltelt időszak kamatdöntéseit modellezzük.

John B. Taylor sokat hivatkozott tanulmányában (Taylor [1993]) azt találta, hogy az Egyesült Államok irányadó kamatához meglepően jól illeszkedő idősort kapunk az alábbi képletből:

$$i^{\text{Taylor}} = \pi + 0,5(\pi - 2) + 0,5(\text{gap}) + 2, \quad (1)$$

ahol π az előző negyedév átlagos inflációja, a *gap* pedig a tényleges reálkibocsátás trendtől való százalékos eltérése. A képlet mögött találhatunk elméleti megalapozást, hiszen hasonló monetáris politikai szabályt elméleti modellekből is származtathatunk, amelyekben egy ilyen típusú kamatszabály követése optimális monetáris politikát eredményez. Lényege, hogy amennyiben az infláció a 2 százalékos implicit célértéken van, a kibocsátás pedig nem tér el trendjétől, a kamat egyenlő az infláció plusz két százalékponttal, azaz a reálkamat 2 százalék.

Ez az egyszerű képlet később népszerűvé vált, és felhasználták más országok kamatpolitikájának értékelésekor. A magyarországi kamatpálya értékelésekor érdemes egy kissé módosított Taylor-szabályt használni:¹

$$i^{\text{Taylor}} = 3 + \pi^{\text{cél}} + 1,5(\pi - \pi^{\text{cél}}) + 0,5(\text{gap}), \quad (2)$$

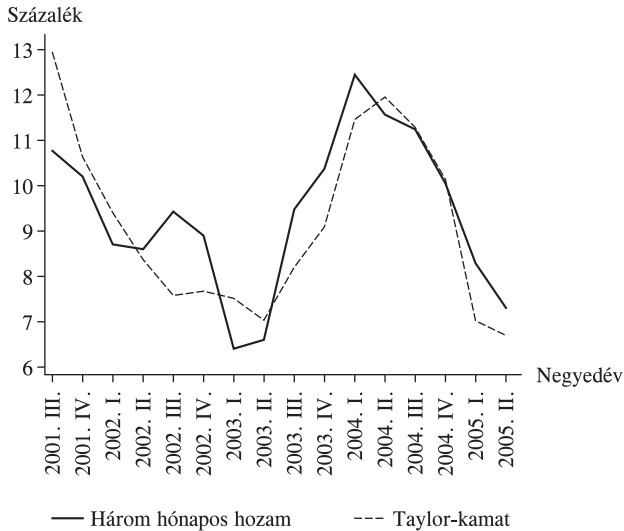
ahol a 3 százalék a semleges reálkamat magyarországi megfelelője. Ennek értéke azonban nem egyértelmű, és éppen emiatt ez a módszer csak korlátozottan alkalmas arra, hogy viszonyítási értéként szolgáljon a hazai kamatszintek megítélésékor.

Míg az Egyesült Államok esetében a képletben használt inflációs célt csak becsülni lehet, addig az inflációs célkövetést használó országok esetében a hivatalos célértéket lehet használni. Az inflációs cél és a kibocsátási rés többféleképpen értelmezhető. A hivatalos inflációs cél használata esetén például nem vesszük figyelembe a 2004. eleji áfaemelés hatását. Ebben az időszakban ugyanis, bár az MNB hivatalos inflációs célja nem változott, az áfahatást is magában foglaló, megcélzott inflációs szint valójában magasabb volt. A nyilvánosság számára az 5,5 százalék alatti inflációs szint elérését hang-

¹ Az eredeti szabály $i^{\text{Taylor}} = \pi + 0,5(\pi - \pi^{\text{cél}}) + 0,5(\text{gap}) + r$ alakú, ahol r az egyensúlyi reálkamat. Ez a képlet átírható, újracsoportosítva a tagokat, a következő alakra: $i^{\text{Taylor}} = \pi^{\text{cél}} + 1,5(\pi - \pi^{\text{cél}}) + 0,5(\text{gap})$. Éppen ezért a klasszikus Taylor-féle együtthatókat helyenként úgy emlegetik, mint 0,5 és 0,5, másutt pedig mint 1,5 és 0,5. Az utóbbi elterjedtebb a jegybankos irodalomban, ahol hangsúlyozni szokták, hogy a $(\pi - \pi^{\text{cél}})$ tag egyenlő nagyobb együtthatója biztosítja az infláció növekedésekor a reálkamat emelését, és így az infláció letörését.

1. ábra

A tényleges és a Taylor-szabályból következő kamatszint*



* A (2) képlet alapján számolt Taylor-kamat. Az inflációs cél a hivatalos érték, kivéve a 2004. évet, ahol a hivatalos értéket 5 százalékra módosítottuk, a kibocsátási rés pedig a különböző eljárásokkal becsült idősorok átlaga (lásd a 2. lábjegyzetet). Arról, hogy miért éppen a három hónapos hozamokat használjuk viszonyítási alapként, bővebben lesz szó a tanulmány második felében (lásd még az 5. ábrát).

súlyozta a jegybank. Ennek alapján a (2) képletbe a hivatalos inflációs célt helyettesítettük, kivéve a 2004. évet, amikor a célértéket 5 százalékra módosítottuk. A kibocsátási rés esetében pedig a különféle eljárásokkal becsült idősorok átlagát vettük,² és azt helyettesítettük a képletbe (1. ábra). Az így kapott idősor meglepően jól követi a tényleges kamatszintet, bár helyenként vannak jelentős eltérések a kettő között, különösen 2002 végén, 2003 elején.

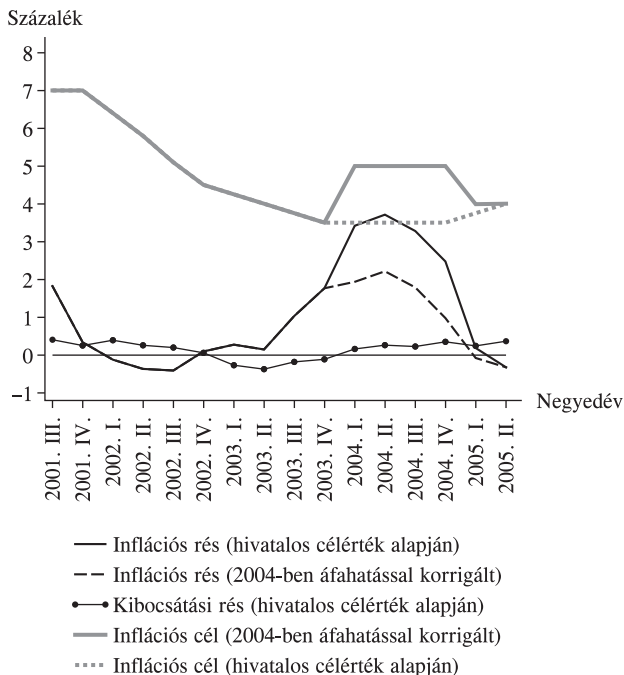
Mivel a szakirodalomban többféleképpen számított kibocsátási részt használnak (a képletben *gap*), ezért ennek helyébe különféle becsléseket helyettesítettünk. Az összes rendelkezésre álló becslés átlaga mellett kipróbáltuk a legnagyobb és legkisebb kibocsátási résre vonatkozó becsléseket, valamint a különböző SVAR-módszerekkel készült becslések átlagát is (lásd *Benk-Jakab-Vadas* [2006]). Mindezek végeredményben nem vezetnek jelentős különbséghez, tehát úgy tűnik, hogy a kibocsátási rés számítási módja nem változtatja az eredményt.

Összességében megállapítható – bár a reálkamat megválasztása és az inflációs cél kezelése jelentősen módosíthatja az eredményt –, hogy az eredeti Taylor-kamat viszonylagos egyszerűsége ellenére elég jól követi a tényleges kamatpályát.

Ha egy részletesebb elemzéshez a képlet alapján a Taylor-kamatot összetevőire bontjuk, akkor azt látjuk, hogy a tényleges és a Taylor-kamat viszonylag szoros együttmozgása alapvetően az inflációs célnak és résnek ($\pi - \pi^{cél}$) köszönhető, a kibocsátási rés (*gap*) viszont elhanyagolható szerepet játszik (2. ábra.). A Taylor-kamat kiszámításához ugyanis az inflációs rés egynél nagyobb szorzóval járul hozzá az eredményhez, míg a kibocsátási rés egyébként is enyhe kilengéseit az egynél kisebb szorzó tovább csökkenti.

² Lásd *Benk-Jakab-Vadas* [2005], ahol a kibocsátási rés adatsora 2005 második negyedévében zárul.

2. ábra
A Taylor-kamat összetevői*



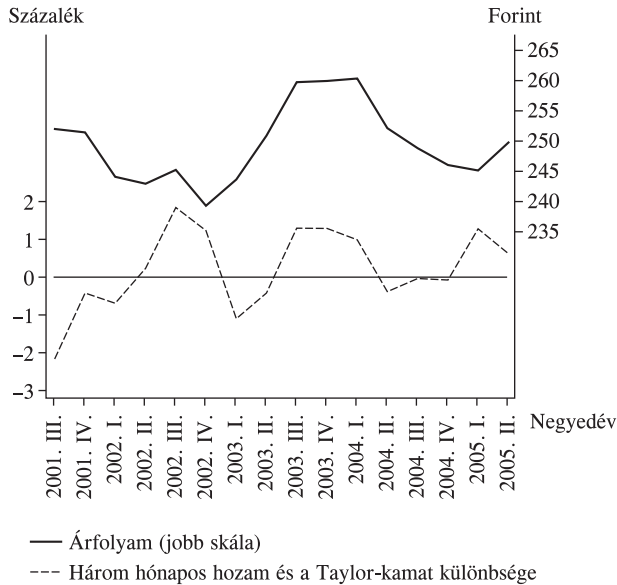
* Az ábra a Taylor-kamat (2) képletben szereplő, nem konstans összetevőit tartalmazza, vagyis az inflációs célt, a $(\pi - \pi^{el})$ inflációs részt, valamint a *gap* kibocsátási részt. Az inflációs célt és részt a (2) képletben úgy számítottuk, hogy a hivatalos célértéket 2004-ben 5 százalékkal helyettesítettük, figyelembe véve az áfahatást, vagyis azt, hogy a jegybank nem kívánta semlegesíteni az áfaemelés átmeneti inflációnövelő hatását, így a hivatalos célértéknél magasabb inflációs szintet célzott. A kibocsátási rés esetében az ábra a különböző eljárásokkal becsült idősorok átlagát mutatja. A kibocsátási rés többi időszora ettől nem különbözik lényegesen.

Az alapvetően jó illeszkedés mellett azonban az 1. ábrán a kamat 2002. végi-2003. eleji hullámozását a Taylor-kamat nem követi, továbbá a 2003. végi-2004. eleji jelentős emelkedést is csak némi késéssel.

Ha a monetáris politika szisztematikusságait akarjuk feltárni, akkor az eddigiek alapján a következőt mondhatjuk: a (2) formula segítségével kiszámolt kamatpálya alapvetően jól közelíti a tényleges idősort, vagyis a kamatdöntések nagyjából úgy alakultak, *mintha* a döntéshozók fejében olyan modellek lennének, amelyekből a (2) formula által képviselt ajánlások következnek. Ezek a mögöttes megfontolások lényegében azt sugallják, hogy „emelj kamatot olyankor, amikor az infláció magasabb a célértéknél, illetve amikor a kibocsátás a trend fölött van”, a mértékeket pedig a paraméterek mutatják. Ha a monetáris politikának ez a szisztematikussága ismert a gazdasági szereplők számára, akkor a kamatdöntések eredménye általában nem éri őket meglepetésként. Kivételt jelentenek azok az – előző bekezdésben kiemelt – időszakok, amelyekben a tényleges kamat jelentősen eltér a Taylor-szabály által indokolttól. Ekkor azonban akár 1-2 százalékpontos „meglepetés” is előfordulhat.

A (2) képlet mellé tehát valamilyen kiegészítő magyarázat szükséges ahhoz, hogy az általa leírt szisztematikusságtól való eltávolodást indokolhassuk. Milyen – a Taylor-szabályban nem szereplő – tényezők befolyásolhatták még a kamatszintet az inflációs célzás

3. ábra
Kamat és árfolyam*



* Az ábrán az (2) egyenlet alapján számított Taylor-kamattól vett eltérés látható.

bevezetése óta eltelt időszakban? A 2002. harmadik negyedéves kamatemelkedés olyan időszak volt, amikor a választásokat követően a hosszú hozamok emelkedni kezdtek, és minden jel arra mutatott, hogy az ország kockázati prémiuma megnőtt (ebben regionális, főleg lengyel folyamatok is közrejátszottak). Később, az év végére ez a jelenség elmúlt, és a hosszú távú kilátások ismét javultak (például a várható EU-csatlakozáshoz jó hír volt az ír népszavazás eredménye). Az ezzel együtt járó forinterősödés végül az erős oldali valutatámadásba torkollott, amit többek közt jelentős kamatcsökkentéssel igyekezett kivédeni a jegybank. A tényleges és a Taylor-szabály által indokolt kamatszint közötti különbség (2002 végén magasabb, 2003 elején alacsonyabb kamat) így elsősorban a megváltozott kockázati prémiumra vezethető vissza. Az ezt követő erőteljes kamatemelkedés (2003 végén a Taylor-kamatnál magasabb tényleges kamat) pedig a sáveltolást követő időszakra esik, amikor az árfolyam erőteljesen gyengült. Ez a periódus ugyan-csak összefüggésbe hozható a kockázati prémium növekedésével, ami ezúttal az árfolyamban is meglátszik. A jegybanki kamatemelés indoklásában is ezek az érvek szerepeltek. A felsorolt események mind olyan tényezők, amelyek bár befolyásolják a tényleges kamatszintet, mégsem jelennek meg a (2) formulában.

Ezek alapján úgy tűnik tehát, hogy a Taylor-szabálytól való eltérések magyarázatához hozzájárulhat az árfolyam-ingadozások figyelembevétele (3. ábra).

Az árfolyammal kiegészített Taylor-szabály

Mint ahogy a fentiekben említettük, az egyszerű Taylor-szabállyal szemben az egyik kifogás az, hogy alapvetően zárt gazdaságra vonatkozik. Kis, nyitott gazdaságokban azonban a monetáris politika gyakran nagy hangsúlyt helyez külgazdasági tényezőkre is, első-

sorban az árfolyamra. Az árfolyam mellőzése miatt előfordulhat, hogy a Taylor-szabály nem ad megfelelő viszonyítási értéket a kamatszint meghatározásához.

Ha szigorúan vesszük az inflációs célzást, akkor az árfolyamváltozás csupán annyiban hat a kamatra, amennyiben az árfolyam-begyűrűzés miatt befolyásolja a várható inflációt. Ennek szellemében *Taylor* [2001] úgy érvel, hogy még egy nyitott gazdaság esetében sem indokolt az árfolyamot beemlíteni a kamatszabályba. Szerinte ugyanis az árfolyam szerepeltetése a monetáris reakciófüggvényben – az átmeneti árfolyamkilengések miatt – indokolatlanul volatilisssá teszi a kamatot. Hasonló álláspontot képvisel *Edwards* [2005], azzal a kiegészítéssel, hogy a gyakorlatban a jegybankok mégis úgy viselkednek, mintha az árfolyamnak közvetlen szerepe is lenne.

Clarida és szerzőtársai [1998] megvizsgál olyan monetáris politikai reakciófüggvényeket is, amelyekben külön szerepel az árfolyam, hiszen a kis, nyitott gazdaságok jegybankjai követhetnek olyan monetáris politikát, amelyben az árfolyam az infláción (és kibocsátáson) keresztüli közvetett hatáson túl közvetlenül is befolyásolja a kamatszintet. Eredményeik azt mutatják, hogy az árfolyamnak bizonyos esetekben valóban szignifikáns a közvetlen hatása. Hasonló megoldást követ *Gerlach–Schnabel* [1999], *Gerdemesier–Roffia* [2003], illetve *Eleftheriou* [2003] is.

A tapasztalatok azt mutatják, hogy az árfolyam szerepeltetése a monetáris politikai reakciófüggvényben kis, nyitott országok esetében jelentősen javítja a becsült idősor illeszkedését. Ezt a megoldást követi többek közt az *IMF* [2005] Magyarországról készített elemzése is, amelyben – az egyébként népszerű, rögzített paraméterválasztás helyett – a (3) egyenletet becsülték:

$$i = (1 - \rho)[\alpha + \pi^{\text{cél}} + \beta(E\pi - \pi^{\text{cél}}) + \gamma \cdot e] + \rho \cdot i_{-1} + \varepsilon, \quad (3)$$

ahol az inflációs cél és várakozás egy évre előrettekintő, e pedig az aktuális árfolyam logaritmus. ³ Itt a kibocsátási rés már nem szerepel a képletben, mert a magyar adatok esetében nincs szignifikáns hatása a kamatra.

Ezt az irodalomban is népszerű egyenletet úgy szokták értelmezni, hogy bár létezik egy, a fundamentumoktól függő optimális kamatszint,

$$i^* = \alpha + \pi^{\text{cél}} + \beta(E\pi - \pi^{\text{cél}}) + \gamma \cdot e,$$

a tényleges kamatlétesítés az

$$i = (1 - \rho)i^* + \rho \cdot i_{-1} + \varepsilon$$

szabály alapján születik, mert gyakorlati okokból indokolt lehet a kamat időbeli simítása.

Fontos azonban megjegyeznünk, hogy elképzelhető olyan megoldás is, amelyik a (3) egyenlettel ekvivalens becslést ad, de az eredmények értelmezése eltérő. Ilyen például az az eset, amikor az árfolyam szerepét nem a fundamentumok részeként, hanem külső tényezőként értelmezzük. Ebben az esetben az optimális kamatlétesítés definíciója a következőképpen változik:

$$\tilde{i}^* = \alpha + \pi^{\text{cél}} + \beta(E\pi - \pi^{\text{cél}}),$$

a kamatlétesítés pedig az

$$i = (1 - \rho)\tilde{i}^* + \rho \cdot i_{-1} + \tilde{\gamma} \cdot e + \varepsilon$$

³ Az árfolyam abszolút szintje helyett annak valamilyen célértéktől vett eltérését is használhatjuk, ahol a célértéket magát is becsüljük. Ez a becsült célérték azonban az α konstanshoz fog hozzáadódni, a többi paraméter becsült értéke ettől nem változik.

szabály alapján történik. Ebben az esetben a (3) egyenlettel megegyező, de másképpen csoportosított együtthatókat kapunk:

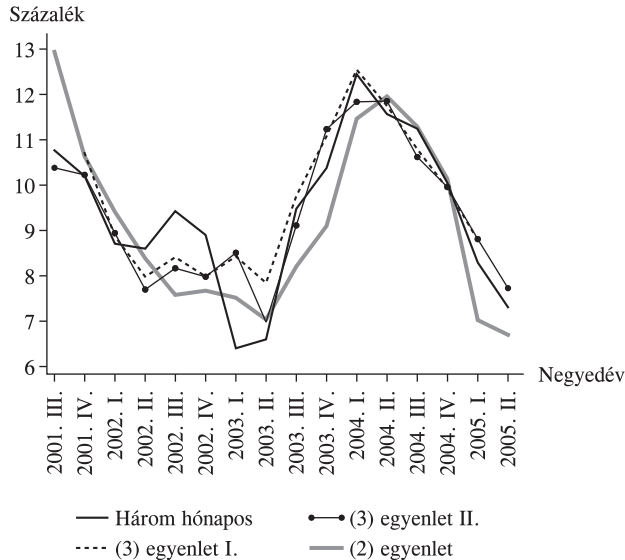
$$i = (1 - \rho)[\alpha + \pi^{\text{cél}} + \beta(E\pi - \pi^{\text{cél}})] + \tilde{\gamma} \cdot e + \rho \cdot i_{-1} + \varepsilon,$$

ahol $\tilde{\gamma} = (1 - \rho)\gamma$. Különbőség tehát csupán az árfolyam szerepének értelmezésében van: az első esetben úgy tekintünk az árfolyamra mint az optimális kamat fundamentális meghatározójára, a második esetben viszont az árfolyam egy külső tényező, ami befolyásolja a végső kamatszintet. Az árfolyam szerepét az első esetben a γ paraméter jellemzi, a másodikban a $\tilde{\gamma}$.

A (3) egyenlet alapján, valamint az IMF által használt adatokon becsült kamatpálya [4. ábra (3) egyenlet I. időszora] különbözik az eddigiektől: valamivel jobban követi a tényleges kamatpályát, ami arra utal, hogy az árfolyam valóban fontos szerepet játszik a kamatpálya modellezésében.

4. ábra

Az árfolyamot is tartalmazó Taylor-szerű szabály*



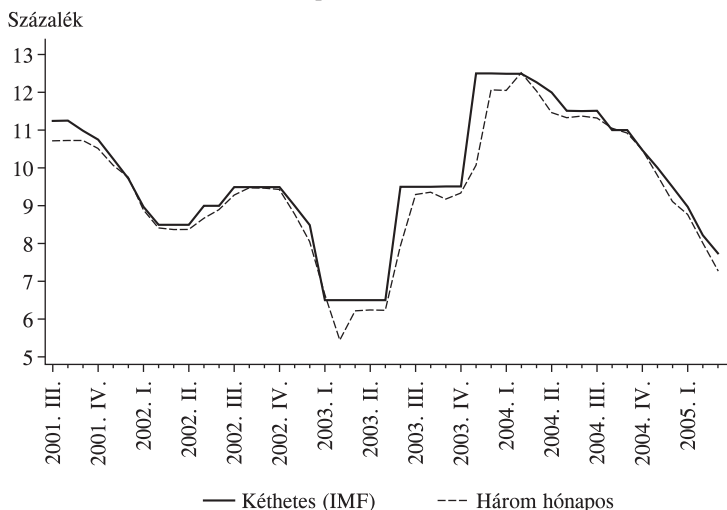
* Itt összehasonlításképpen ábrázoltuk az 1. ábra adatsorát is.

Az IMF tanulmányában a szerzők az inflációs várakozásokat a Reutersnek elemzők körében készített felméréséből vették, amiből az egy évre előretekintő inflációs várakozásokat úgy kapták, hogy a felmérésben szereplő, év végére vonatkozó előrejelzéseket éven belül lineárisan interpolálták. Az inflációs célra vonatkozó adatsoruk szintén különbözik az MNB inflációs előrejelzésétől. Fontos különbség adódik ugyanis a 2004. év eleji áfaemelés hatásának kezelésében. Az IMF erre az időszakra is a hivatalos célt használta, amit úgy korrigált, hogy az áfaemelés hatását egyébként már tartalmazó inflációs várakozásokat utólag csökkentette egy százalékponttal, mert az MNB azt nyilatkozta, hogy az adóváltozás inflációs hatását ennyiben igyekszik ellensúlyozni.

Ennek lehet alternatívája, hogy a kérdőíves felmérésből származó inflációs várakozásokat az MNB saját inflációs előrejelzéseivel helyettesítjük (4. ábra II. görbéje). Ez azért

5. ábra

A három hónapos és a kéthetes hozamok



lehet jó megoldás, mert a cél a jegybanki alapkamat alakulásának leírása, a kamatdöntések modellezése, amelyre vélhetően a saját előrejelzés gyakorol nagyobb hatást, semmint a piaci elemzők várakozásai. Továbbá a jegybank a 2004. évi áfaemelés kapcsán hangsúlyozta, hogy az addigi hivatalos inflációs cél helyett az a szándéka, hogy az inflációt ne engedje 5,5 százalékos fölé. Ezt az új célt úgy jelentetjük meg, hogy az inflációs cél idősorába 2004-ben 5 százalékos értéket írunk. Bár nincs precíz eljárás arra, hogy ezt az implicit inflációs célt számszerűsítsük, mégis úgy véljük, hogy az 5 százalékos szint, amire piaci szereplők következtethettek az MNB nyilvános tájékoztatásai alapján.

További különbség az adatokban, hogy az IMF által használt kéthetes hozamok helyett mi a három hónapos irányadó kamatokkal számoltunk. A kettő lényegében együtt mozog (lásd az 5. ábrát; az IMF elemzése 2005. márciusi adatokkal zárul), de fontos különbség, hogy 2003 elején, a valutatámadás idején a kéthetes helyett az *overnight* hozamok voltak effektívek, és jelentősen alacsonyabbak voltak, mint az irányadó kéthetes. Ez a különbség pedig megjelenik a három hónapos hozamokban.

A 4. ábra mutatja, hogy mennyiben változik a (3) modell alapján becsült kamatpálya, ha az IMF adatait az MNB saját adataira cseréljük (I., illetve II. adatsor). Mint látható, a kettő között nincs lényeges különbség, kivéve, hogy a 2003. eleji jelentős kamatsökkenést a II. változat jobban megragadja. A továbbiakban az MNB-adatokat használjuk becsléseinkhez. A mintaperiódus negyedéves periódusai 2001 harmadik negyedévtől 2006 első negyedévig terjednek (a negyedévek nem a naptári negyedévek, hanem az inflációs jelentések publikálásához igazodnak, így például az első negyedév január helyett februárban kezdődik), míg havi frekvencián 2001. júliustól 2006. májusig tart.

Mint ahogy a 4. ábrán látható, a (3) egyenletben az árfolyam bevonásával tehát a Taylor-szabállyal becsült idősorban sikerült teljes egészében megjeleníteni a 2003 végén kezdődő kamatemelkedést, majd csökkenést, de különösen a 2002 harmadik negyedévében bekövetkezett emelkedést továbbra sem követi a becsült görbe. Ez arra vezethető vissza, hogy ebben az időszakban a már említett kockázatprémium-növekedés csak kis részben csapódott le az árfolyamban (lásd 3. ábra), nagyobb részt a hozamokat lendítette ki.

Összességében tehát az 1. ábrán látható eltérések egy jelentős része explicit módon is

korrigálható az árfolyamváltozások figyelembevételével, míg az ezután is fennmaradó különbségek közvetetten a kockázati prémium megváltozására vezethetők vissza.

A (3) egyenlethez képest azonban alternatív megoldás lehet egy olyan egyenlet becslése, amelyben az árfolyam abszolút szintjének logaritmusai helyett az árfolyam és az inflációs előrejelzésben szereplő árfolyamfeltevés logaritmusainak különbségét használjuk:

$$i = (1 - \rho)[\alpha + \pi^{\text{cél}} + \beta(E\pi - \pi^{\text{cél}}) + \gamma \cdot (e - e^{\text{felt}})] + \rho \cdot i_{-1} + \varepsilon. \quad (4)$$

A (4) egyenlet azért lehet jobb, mint a (3), mert a tényleges döntéshozás valószínűleg inkább e szerint történik, tekintve, hogy az árfolyam abszolút szintje önmagában kevésbé fontos. Az inflációs várakozások továbbra is egy évre előrettekintők. Ezt a becslést havi adatokon is elvégezzük úgy, hogy a negyedévente elkészülő inflációs előrejelzés helyett generálunk egy hipotetikus, havi gyakoriságú inflációs előrejelzést. Ehhez korrigáljuk például szeptemberben az augusztusban készült előrejelzést a szeptemberi árfolyamváltozás inflációt módosító hatásával, más becslésekből származó árfolyam-begyűrzési paraméterek felhasználásával.⁴ A becsléshez a legkisebb négyzetek módszerét (LS), a kétlépcsős legkisebb négyzetek módszerét (TSLs), valamint az általánosított momentumok módszerét (GMM) alkalmaztuk.

Mielőtt rátérnénk az eredmények bemutatására, fontos hangsúlyoznunk, hogy az alkalmazott becslési eljárásokkal szemben felmerülnek módszertani kifogások. Ezek közül talán az egyik legfontosabb, hogy csak akkor lehetnek konzisztensek az így becsült együttműködők, ha a felhasznált változók stacionáriusak. Ez a tulajdonság azonban a rendelkezésünkre álló rövid idősorokon nehezen vizsgálható, ilyen kevés megfigyelés esetén a stacionaritási próbák gyengék [vagyis az alkalmazott próba nullhipotézisének elfogadására hajlanak, tehát a kibővített Dickey–Fuller-próba (ADF) rendszerint elutasítja a stacionaritást, a Kwiatowski–Phillips–Schmidt–Shin-féle próba (KPSS) pedig elfogadja]. A szakirodalomban egyes modellekben – a hosszabb, amerikai idősorok esetén is – eltérő stacionaritási feltevésekkel élnek a kamat, illetve az infláció esetén. Statisztikai próbák helyett gyakran elvi érvekre alapozzák feltevésüket. *Clarida és szerzőtársai* [1998], *Gerlach–Schnabel* [1999], *Gerdemesier–Roffia* [2003], illetve *Eleftheriou* [2003] tanulmányaival szemben például *Carare–Tchaidze* [2005], valamint *Österholm* [2005] ezt a problémát súlyosnak tekinti, és megkérdőjelezi a Taylor-szabály szerinti becslések érvényességét. *Österholm* [2005] és *Gerlach–Kristen* [2003] a változók közötti hosszú távú kapcsolatra építő kointegrációs megoldást javasol (bár az előbbi amerikai, svéd és ausztrál adatokon nem talál meggyőző bizonyítékot a kointegráció létezésére, utóbbi szerint az eurózóna esetében létezik kointegráció), amelyek ugyancsak az idősoraink rövidsége miatt nem alkalmazhatók.

Carare–Tchaidze [2005] továbbá kiemeli, hogy egy előre rögzített időszak amerikai adatait elemezve, a különféle becslési eljárások alkalmazásával meglehetősen különböző eredmények születnek. A becslések érzékenyek továbbá a felhasznált mintaperiódusra, az instrumentumok halmazára, a modell dinamikus specifikációjára. Egy egyszerű modell alapján szimulált idősorokon megmutatják, hogy ugyanazon adatokon végzett becslések valóban eredményezhetnek különféle becsült Taylor-szabályokat, ami összecseng az irodalomban olvasható eredmények változatosságával. Egyik fontos üzenetük tehát

⁴ A havi adatokon készült becslést elvégeztük úgy is, hogy a negyedévente elkészülő inflációs előrejelzést nem haviasítottuk, hanem úgy tekintettük, hogy negyedéven belül az inflációs kilátások nem változnak. Az eredmények itt csak annyiban különböznek, hogy az árfolyam együttműködői nagyobbak. Ez annak köszönhető, hogy ezek már nem csupán az árfolyam kamatra gyakorolt közvetlen hatását tükrözik, hanem azt a közvetett hatást is, amit az árfolyamváltozás a megváltozott inflációs kilátásokon keresztül fejt ki. Az inflációs kilátások ugyanis – annak ellenére, hogy csak negyedévente készül új inflációs előrejelzés – negyedéven belül is változhatnak, amennyiben az árfolyam eltér attól a szinttől, amit az előrejelzés elkészítéséhez használtak.

az, hogy az irodalomban elterjedt kamatszabálybecslések eredményeit fenntartásokkal kell kezelni.

Minford–Perugini–Srinivasan [2002] megmutatja, hogy egy széles körben használatos, zárd gazdaságra felírt modellben többféle monetáris politikai szabály, például egy konstans pénznövekedési szabály is eredményezhet egy olyan összefüggést a kamat és az inflációs rés, illetve a kibocsátási rés között, mint amilyen a Taylor-szabályban található. Abból tehát, hogy ezek a változók a Taylor-szabály által megfogalmazott kapcsolatban vannak egymással, még nem következik, hogy a monetáris politikai döntések valóban a Taylor-szabály szellemében születnek.

1. táblázat
A (4) modell, negyedéves adatok

Becsési eljárás	β	γ	ρ	R^2
LS	1,24* (0,58)	0,48 (0,42)	0,65*** (0,13)	0,77
TSLS ^a	1,26* (0,63)	0,52 (0,49)	0,66*** (0,14)	0,78
GMM ^a	1,71*** (0,06)	0,38*** (0,05)	0,55*** (0,02)	0,64

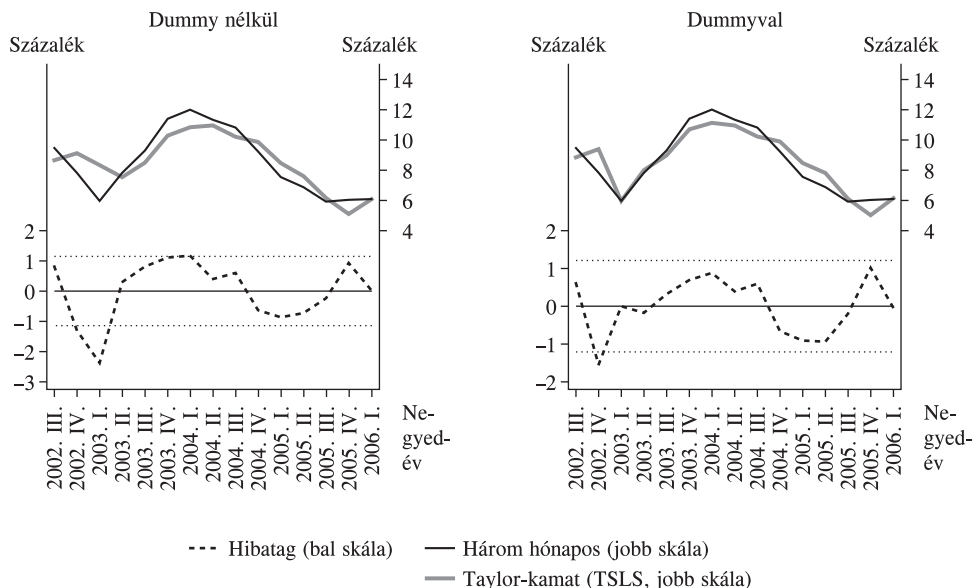
* 10 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, *** 1 százalékos szinten szignifikáns, zárójelben a standard hibák.

^a Az instrumentális változók négy készletetésével. (Instrumentumok: az árfolyam, az inflációs előrejelzés és a kamat készletetett értékei, valamint az árfolyamfeltétel és inflációs cél aktuális és készletetett értékei.)

A paraméterek értelmezése: az inflációs rés egy százalékpontos növekedése β százalékpontos kamatemelkedéssel jár. Egyszázalékos forintleértékelődés az inflációs előrejelzésben szereplő árfolyamfeltételhez képest γ százalékpontos kamatemelést jelent. A kamat meghatározásakor az előző időszaki kamat ρ súlyt kap.

6. ábra

A (4) egyenletből negyedéves adatokon becsült kamatpálya



2. táblázat
A (4) modell, havi adatok

Beclsési eljárás	β	γ	ρ	R^2
LS	2,06* (1,05)	2,07 (1,72)	0,93*** (0,04)	0,95
TSLS ^{a, d}	2,22* (1,25)	2,06 (2,06)	0,93*** (0,05)	0,95
TSLS ^{b, d}	2,65 (1,68)	2,56 (2,52)	0,94*** (0,04)	0,95
TSLS ^{c, d}	2,76 (2,02)	3,15 (3,49)	0,95*** (0,04)	0,95
GMM ^a	1,49*** (0,42)	1,12*** (0,38)	0,92*** (0,01)	0,94
GMM ^b	1,63*** (0,24)	0,7*** (0,21)	0,86*** (0,01)	0,94
GMM ^c	1,48*** (0,1)	1,98*** (0,11)	0,94*** (0,002)	0,94

* 10 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, *** 1 százalékos szinten szignifikáns, zárójelben a standard hibák.

^a Az instrumentális változók két késleltetésével. (Instrumentumok: az árfolyam, az inflációs előrejelzés és a kamat késleltetett értékei, valamint az árfolyamfeltétel és inflációs cél aktuális és késleltetett értékei.)

^b Az instrumentális változók négy késleltetésével.

^c Az instrumentális változók nyolc késleltetésével.

^d A TSLS-beclsések első lépcsőjében az árfolyamot mint lehetséges endogén változót regresszáljuk a többi, exogénnek vélt instrumentummal. A regresszióhoz tartozó R^2 értéke 0,8 fölötti.

A paraméterek értelmezését lásd az 1. táblázat jegyzetében.

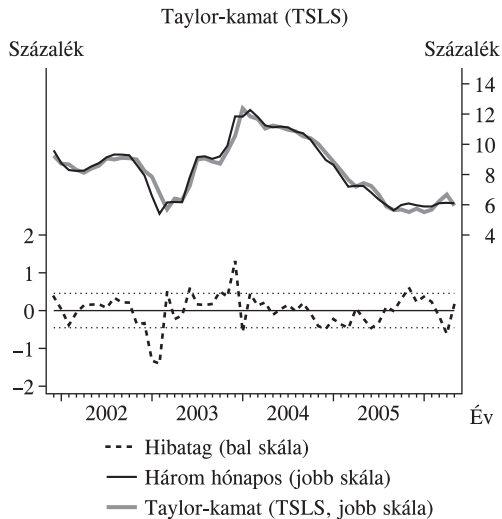
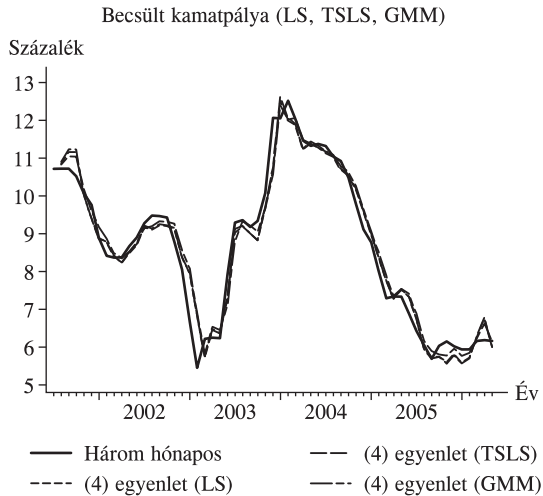
A (4) egyenlet beclsési eredményeit tehát fenntartásokkal kell kezelni. Ennek ellenére, amennyiben elfogadható, hogy a felhasznált változók stacionáriusak, az alkalmazott instrumentumok megfelelők, és a modell (dinamikus) specifikációja elfogadható, valamint más információs források, mint például a jegybank kiadványai, külső tájékoztatói alátámasztják a felírt egyenletet, a beclsési eredmények hozzájárulhatnak a monetáris politika szisztematikusságának leírásához. A negyedéves adatokon kapott eredményeket az 1. táblázat és a 6. ábra baloldali grafikonja mutatja.

Az eredmények – az alkalmazott beclsési eljárástól függetlenül – azt mutatják, hogy a vizsgált időszakban a kamat több mint egy százalékpontos emelkedéssel reagált az inflációs rés egy százalékpontos emelkedésére, ami összhangban van egyrészt azokkal az eredményekkel, amelyeket más országok esetében mértek, másrészt összecseng egy határozott inflációleszorítást követő monetáris politikával.

Az árfolyam becsült együtthatói egyrészt tükrözik azt a hatást, amely szerint a legutóbbi inflációs előrejelzéshez használt árfolyamfeltevéshez viszonyított leértékelődés (felértékelődés) következtében – az árfolyam-begyűrés miatt – az egy évvel későbbre várt infláció vélhetően nagyobb (kisebb) lesz, mint ami a legutóbbi előrejelzésben szerepelt, vagyis inflációs célkövetés mellett ez a kamat emelését (csökkentését) indokolja. Ennek mértéke a β és az árfolyam-begyűrés paraméter szorzata (ez a paraméter korábbi beclsések alapján körülbelül 0,15–0,20). Másrészt tükröznek minden olyan közvetlen árfolyamhatást, ami ezen a csatornán kívül érvényesül (például külső egyensúlyi vagy egyéb tőkepiaci megfontolások). A közvetlen és a közvetett hatás relatív nagysága az egyes beclsések esetén különbözik. A GMM esetben például a β és az árfolyam-begyűrű-

7. ábra

A (4) egyenletből, havi adatokon becsült kamatpálya



zési paraméter szorzata nagyjából a becsült γ értékével egyenlő, ami azt mutatja, hogy a közvetlen árfolyamhatásnak negyedéves frekvencián kevés szerep jut.

A (4) egyenletben az α paraméter az időszakra jellemző átlagos reálkamatként értelmezhető. Becsült értéke LS és TSLS esetben $3,58^{***}$ (0,88), illetve $3,61^{***}$ (1,04) (zárójelben a becsült standard hiba), míg GMM esetén $4,85^{***}$ (0,19).

A havi adatokon becsült eredményeket a 2. táblázat tartalmazza (lásd még a 7. ábrát).

Az inflációs rés és az árfolyameltérés együtthatói általában a GMM-becslésnél szignifikánsak, nagyságuk azonban érzékeny az alkalmazott instrumentumokra. Ez az érzékenység jelentheti azt, hogy vannak rossz instrumentumok, illetve utalhat valamilyen specifikációs hibára is (bár a túlidentifikációs próbán bőven átmennek a GMM-becslések).

A paraméterbecslések közel állnak azokhoz az értékekhez, amelyeket a hivatkozott elméleti és empirikus tanulmányok is bemutattak. A β egynél magasabb értéke azt mutatja, hogy az inflációs várakozások egységnyi emelkedésekor a kamat több mint egy egységgel nő. Ezzel növekszik az előretékintő reálkamat, ami a kamatcsatornán keresztül (csökken a beruházási kereslet, és ezzel együtt az inflációs nyomás) stabilizálja a várakozásokat.

Az árfolyam változásaira ugyancsak reagál a kamatszint, a γ paraméter nagysága azonban bizonytalan, és csak a GMM-becslés esetén szignifikáns. Mindenképpen meglepő azonban, hogy havi gyakoriság esetén viszonylag magas az árfolyam becslült együtthatója. Ez az eredmény nehezen egyeztethető össze a valós tapasztalatokkal.

A becslült γ paraméter értékei nagyobbak, mint az IMF-tanulmányban szereplők, ahol az árfolyam szintjét, nem pedig az inflációs előrejelzésben szereplő árfolyamfeltevéstől való eltérést használták. Ez arra utal, hogy az árfolyam abszolút szintjénél nagyobb kamathatása van a legutóbbi árfolyamfeltevéstől való eltérésnek.

Az átlagos reálkamatként értelmezhető α paraméter havi frekvencián becslült értéke (zárójelben a standard hiba) LS esetén 2,29 (1,99), TSLS esetben 2,22 (2,36) és 2,0 (2,97), nem szignifikáns, míg GMM esetén 4,57*** (0,28) és 5,33*** (0,21) közötti, egyszázalékos szinten is szignifikáns.

A negyedéves és havi becslés összehasonlítása alapján két megállapítást tehetünk. Az egyik, hogy a kamatsimítási paraméter negyedéves gyakoriság esetén kisebb, mint havi frekvencián. Amennyiben a késleltetett kamat valóban a kamatsimítási szándék hatását fejezi ki, akkor ez megfelel előzetes várakozásainknak. Ugyanakkora kamatsimítási szándék mellett az egy negyedévvvel korábbi kamatszint kisebb súlyt kap, mint az egy hónappal korábbi. Vagy másképpen, míg havi frekvencián 0,9-es ρ azt jelenti, hogy egy sok hatásának fele 6,57 hónap alatt épül be a kamatba, addig negyedéves frekvencián ugyanezt egy 0,72-es ρ fejezi ki. A fentiekben havi és negyedéves frekvencián becslült ρ -k tehát összhangban vannak egymással.

A másik megállapítás, hogy az árfolyam együtthatója negyedéves adatok esetén kisebb, mint a havi sűrűségű becslésnél. (Mindkét esetben csupán a GMM-becslésnél szignifikánsak az együtthatók.) A negyedéven belüli, rövid távú kamat és árfolyam-együtmozgás e szerint erősebb, mint a negyedévek közötti, középtávú kapcsolat. Ez az eredmény összhangban van azzal az elképzeléssel, hogy negyedéven belül az árfolyam változásai közvetlenül hatnak a kamatra, középtávon azonban az árfolyamváltozásoknak kisebb a közvetlen hatása, nagyobb részben az inflációs várakozásokon keresztül fejtik ki hatásukat. E tekintetben a negyedéves frekvencia közelebb áll a jegybank időhorizontjához, mint a havi frekvencia, viszont kevés (20) negyedéves megfigyelés áll rendelkezésre. A késleltetett kamat és instrumentumok négy késleltetett értéke miatt csak 15 megfigyelésre épül a TSLS- és a GMM-becslés.

A 7. ábra alsó grafikonján kiemeltük a (4) egyenlet egyik (TSLS-sel becslült) Taylor-kamatát, a hozzá tartozó becslült hibatagok idősorával. Bár az egyes becslési módszerekből származó hibatagok formális elemzése alapján úgy tűnik, hogy tartalmaznak némi szisztematikus információt [5 százalékos szinten szignifikáns autokorreláció, illetve autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás (ARCH) hatás], ami arra utal, hogy a modell nem ragadja meg kellőképpen a kamatok dinamikáját, látható az ábrán, hogy van három kiugró hibatag: az első kettő (negatív) 2003 januárjában és februárjában, a harmadik (pozitív) 2003 decemberében. Előfordulhat, hogy a hibatagokat leíró statisztikai mutatókat (és a becslés egészét) torzítják olyan sokkok, amelyekről sejtethető – a kiugróan nagy becslési hibák pedig megerősítik –, hogy eredetük a modellen kívüli. Ennek a problémának a kezelésére újrabecslültük a (4) egyenletet, dummy változókkal együtt.

Az első két dummy tehát a 2003. januári és februári hatást foglalja magába. Ebben az időszakban az árfolyam elérte az erős sávszélt. Ez olyan többletinformáció, ami szükség-

szerűen nem jelenik meg a (4) egyenlet magyarázó változóiban. Bár az árfolyam szintjére kontrollálunk, a sávszéltől való távolság ettől különböző információ. Indokolt tehát egy „közel a sávszél” dummy szerepeltetése. Bár a sáv szélét januárban érte el az árfolyam, és az ebből következő kamatcsökkentés miatt alacsony a januári három hónapos hozamadat, a hatás áthúzódott februárra is, vagyis a januári és februári alacsony hozamszint ugyanarra a – modellen kívüli – tényezőre vezethető vissza. Ezért használunk mindkét hónapra egy-egy dummyt.

Harmadik dummyként felmerülhet 2003 decembere. Bár a 2003. júniusi sávveltolást követően folyamatosan gyengült a forint, és emelkedtek a rövid hozamok, az árfolyam szerepeltetése a (4) egyenletben jól megragadja ezt a kapcsolatot (legalábbis erre utal, hogy a becsült hibatagok ebben az időszakban nem kiugróak). Ehhez képest decemberben már nem folytatódott a gyengülés, a jegybank mégis újabb kamatemelés mellett döntött. Ezt a lépést nem magyarázzák a (4) egyenlet magyarázó változói, amit a 2003. decemberi pozitív becsült hibatag tükröz. Mivel azonban nem indokolható, hogy ebben az időszakban egyértelműen a modellen kívüli tényezőnek köszönhető a nagy hibatag, ezt a megfigyelést nem vesszük ki a becslésből.

A (4) egyenlet dummykkal bővített változata tehát:

$$i = (1 - \rho)[\alpha + \pi^{\text{cél}} + \beta(E\pi - \pi^{\text{cél}}) + \gamma \cdot (e - e^{\text{felt}})] + \rho \cdot i_{-1} + \sum_1^n \delta_i d_i + \varepsilon, \quad (4a)$$

ahol d_i (havi frekvencián $n = 2$) a 2003. január és február dummy. A becslés eredményei a 3. táblázatban láthatók.

3. táblázat
A (4a) modell, havi adatok

Becslési eljárás	β	γ	ρ	R^2
LS	1,72*** (0,47)	1,01** (0,38)	0,88*** (0,03)	0,97
TSLS ^a	1,98*** (0,58)	1,16** (0,51)	0,89*** (0,03)	0,97
TSLS ^b	1,99*** (0,6)	1,32** (0,56)	0,89*** (0,03)	0,97
GMM ^a	2,02*** (0,25)	0,53*** (0,13)	0,85*** (0,01)	0,96
GMM ^b	2,69*** (0,11)	0,5*** (0,03)	0,84*** (0,008)	0,95

* 10 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, *** 1 százalékos szinten szignifikáns, zárójelben a standard hibák.

^a Az instrumentális változók négy késletetésével. (Instrumentumok: az árfolyam, az inflációs előrejelzés és a kamat késletetett értékei, valamint az árfolyamfeltétel és inflációs cél aktuális és késletetett értékei.)

^b Az instrumentális változók nyolc késletetésével.

A paraméterek értelmezését lásd az 1. táblázat jegyzetében.

A becsült paraméterek szignifikánsak, előjelük és nagyságrendjük megfelel annak, amit az elméleti megfontolások alapján várhattunk. Az eredmények a korábbi GMM-mel becsült eredményekre hasonlítanak, az alkalmazott instrumentumok halmazára pedig kevésbé érzékenyek. Az inflációs rés, illetve az árfolyameltérés együtthatói kisebbek, mint a (4) egyenlet alapján számított TSLS-becslések, viszont ebben az esetben határozottan szignifikánsak.

Az α paraméter becslült értékei itt LS esetén 3,57*** (0,51), TSLS-nél 3,63*** (0,55) és 3,65*** (0,59), GMM-mel 3,98*** (0,25) és 3,57*** (0,08) (az instrumentumok négy, illetve nyolc késleltetését használva). A (4) egyenlettel szemben itt már szignifikáns eredményeket kapunk.

A (4a) egyenlet becslését elvégeztük negyedéves adatokon is, azzal a különbséggel, hogy itt – a 6. ábra bal oldali grafikoján a hibatag alapján és a sávközelség miatt – 2003. első negyedévi dummyt használunk. A becslés eredményét a 4. táblázat mutatja (a hibatag a 6. ábra jobb oldali grafikoján látható). A dummy használata nem változtatott lényegesen a becslült paramétereken, az együttthatók itt általában kisebbek, de a szignifikáns GMM-becslés alig változott (az átlagos reálkamat itt 4 százalék körüli mindhárom esetben).

4. táblázat
A (4a) modell, negyedéves adatok

Becslési eljárás	β	γ	ρ	R^2
LS	1,33** (0,5)	0,43 (0,27)	0,59*** (0,1)	0,86
TSLS ^a	1,36** (0,52)	0,47 (0,31)	0,59*** (0,1)	0,87
GMM ^a	2,29*** (0,29)	0,57** (0,18)	0,69*** (0,01)	0,84

* 10 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, *** 1 százalékos szinten szignifikáns, zárójelben a standard hibák.

^a Az instrumentális változók négy késleltetésével. (Instrumentumok: az árfolyam, az inflációs előrejelzés és a kamat késleltetett értékei, valamint az árfolyamfeltétel és inflációs cél aktuális és késleltetett értékei.)

A paraméterek értelmezését lásd az 1. táblázat jegyzetében.

Visszatérve a havi adatokon végzett (4a) becsléshez, a dummy változók használatával a hibatag kevésbé szabályos, az ARCH-hatás eltűnt, az elsőrendű autókorreláció alacsony, nem szignifikáns (a hibatagot lásd a 9. ábrán; az elsőrendű autókorrelációs LM-próba p -értéke: 0,11). A 8. ábra a (4a) egyenlet (TSLS-módszerrel, az instrumentumok négy késleltetésével becslült) autókorrelációját mutatja.

A 8. ábra alapján nem szignifikáns az elsőrendű autókorreláció, értéke kicsi, és nem tűnik úgy, hogy a magasabb rendű autókorrelációkban valamilyen rendszeresség lenne.

Az eddigiekben bemutatott eredményekre jellemző, hogy bár a becslült együttthatók különböznek, a számított Taylor-kamatok meglepően jól illeszkednek a tényleges kamatokhoz. A dummyk nélküli becsléseknél a becslült hibatagok autókorreláltsága azonban arra utal, hogy a (4) modell esetleg nem ragadja meg az adatok valós dinamikáját. Ez a probléma eltűnik ugyan a dummyk használatával, de mégis jelezheti azt, hogy kimaradt a modellből egy olyan tényező, ami jelentős hatással van a kamatokra. Ha például a (4) egyenletben a t -edik időszak kamata magasabb, mint ami a modellből következne (azaz ε pozitív), és ez a sokkhatás tartós (perzisztens), akkor ez azt jelenti, hogy van olyan tényező, ami hat ugyan a kamatra, de ez az információ nem jelenik meg a magyarázó változóknak. E miatt a modellen kívüli tényező miatt a becslült idősrnak rosszul kellene illeszkednie. Mivel azonban az egyenlet jobb oldalán szerepel a tényleges kamat késleltetett értéke, a $t + 1$ -edik időszak becslésünkbe már beépül a t -edik időszak hiba. Vagyis a modellből, a fundamentumokból hiányzó információt folyamatosan beemeljük a modellbe, felhasználjuk a becslésnél, így a $t + 1$ -edik időszaktól kezdve a becslült kamat a kihagyott tényező ellenére is jól közelíti a ténylegest.

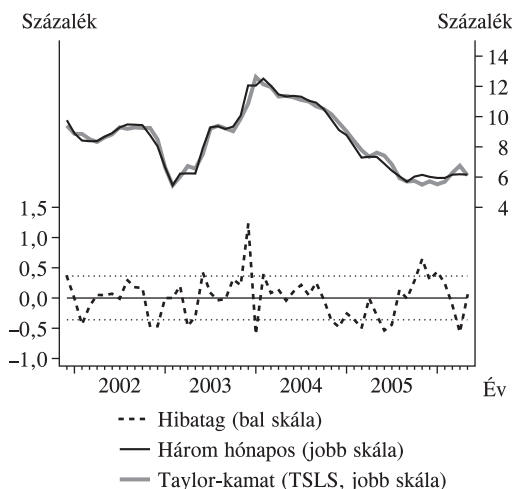
8. ábra

A (4a) egyenlet autókorrelációja
(TSLS az instrumentális változók négy késleltetésével,
2001. december–2066. május, $N = 54$)

Auto- korreláció	Parciális korreláció	Késleltetések száma (hónap)	Auto- korreláció	Parciális korreláció	Q-sta- tisztika	Prob
		1	0,202	0,202	2,3362	0,126
		2	0,180	0,145	4,2108	0,122
		3	0,072	0,012	4,5147	0,211
		4	0,105	0,069	5,1786	0,269
		5	0,019	-0,024	5,2007	0,392
		6	0,008	-0,019	5,2044	0,518
		7	-0,108	-0,118	5,9595	0,544
		8	-0,071	-0,041	6,2931	0,614
		9	0,121	0,190	7,2851	0,607
		10	-0,034	-0,067	7,3638	0,691
		11	-0,144	-0,171	8,8128	0,639
		12	-0,239	-0,200	12,9250	0,374

9. ábra

A (4a) egyenletből becsült Taylor-kamat



A modellen kívüli, kamatot befolyásoló tényezők közül kis, nyitott gazdaságokban kiemelkedő jelentőségű a kockázati prémium. Mivel nem megfigyelhető, és nehezen, illetve pontatlanul mérhető, megpróbálhatunk olyan (proxy) változót keresni, amelyik bár szintjében eltér a kockázati prémiumtól, változásai viszont együttmozognak a kockázati prémium változásaival. Ha sikerül ilyen változót találni, akkor segítségével kontrollálhatjuk a kockázati prémium változásait, amivel a többi becsült paraméter jobban becsülhető.

A kockázati prémium lehetséges proxyja a hosszú lejáratú (tízéves) forint- és euróhozamok közötti különbözet, valamint ugyanez a különbözet az öt évre előrettekintő, öt éves forward hozamok esetén. A becsült egyenlet ebben az esetben a következő:

$$i = (1 - \rho)[\alpha + \pi^{\text{cél}} + \beta(E\pi - \pi^{\text{cél}}) + \gamma \cdot (e - e^{\text{felt}}) + \delta \cdot \text{PREMIUM}] + \rho \cdot i_{-1} + \sum_1^n \delta_i d_i + \varepsilon, \quad (4b)$$

ahol a PREMIUM jelöli a kockázati prémiumot, amit az előbb említett kétféle proxyval helyettesítünk.

Mint ahogy az 5. táblázatban látható, amennyiben a hosszú lejáratú (tízéves) forint/euró hozamkülönbség helyettesíti a kockázati prémiumot, a (4b) egyenlet becslési eredményei lényegében nem különböznek a (4a) esettől, a proxy együtthatója pedig nem szignifikáns. Az öt évre előretékintő, ötéves forward hozamkülönbséget használva ugyancsak hasonló eredményeket kapunk. Ez csak annyiban erősíti meg a (4a) egyenletből kapott eredményeket, amennyiben az alkalmazott proxy változók valóban szorosan együttmozognak a kockázati prémiummal.

5. táblázat
A (4b) modell

Becslési eljárás	β	γ	δ	ρ	R^2
LS	1,66*** (0,5)	1,06*** (0,43)	-0,28 (0,67)	0,89*** (0,03)	0,97
TSLSa	1,9*** (0,63)	1,27** (0,6)	-0,23 (0,92)	0,9*** (0,03)	0,97
TSLSb	1,86** (0,7)	1,54** (0,73)	-0,69 (1,01)	0,91*** (0,03)	0,97
GMMc	1,8*** (0,45)	0,93** (0,44)	-0,29 (1,1)	0,92*** (0,01)	0,96

* 10 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, *** 1 százalékos szinten szignifikáns, zárójelben a standard hibák.

^a Az instrumentális változók négy késleltetésével. (Instrumentumok: az árfolyam, az inflációs előrejelzés és a kamat késleltetett értékei, valamint az árfolyamfeltétel és inflációs cél aktuális és késleltetett értékei.)

^b Az instrumentális változók nyolc késleltetésével.

^c Az instrumentális változók két késleltetésével.

A paraméterek értelmezését lásd az 1. táblázat jegyzetében.

Az eddigiekben viszonylag kevés szó esett a kamatsimítás szerepéről. A késleltetett kamat szerepeltetése a kamatszabályban inkább intuitív, semmint szigorú elméleti magyarázatokkal indokolható. A viszonylag magas becslt ρ összhangban van ugyan a többi tanulmány eredményeivel, értelmezése mégis vitatott. Az irodalomban elterjedt elképzelés szerint a döntéshozók igyekeznek időben stabilizálni a kamatot, ezért kap szerepet az aktuális kamatszint meghatározásában az előző időszak kamata (lásd *Clarida és szerzőtársai* [1998], *Smets–Wouters* [2003], *Gerlach–Schnabel* [1999], *Eleftheriou* [2003], *Gerdemesier–Roffia* [2003]).

Rudebusch [2002] azonban felhívja a figyelmet arra, hogy a késleltetett kamata magas, szignifikáns együtthatója nem feltétlenül a kamatsimítás bizonyítéka. Szerinte ugyanis a megfigyelt adatok lehetnek egy olyan monetáris politika következményei, amely nem igyekszik időben kisimítani a kamatot, viszont van egy nem megfigyelt, autóregresszív monetáris politikai sokk, aminek a hatását mesterségesen veszi fel a késleltetett kamata. Közvetett módon jut arra a következtetésre, hogy a kamatsimításos magyarázat nem állja meg a helyét. Szerinte negyedéves frekvencián a becslt ρ paraméter túl erős kamatsimítást implikál. Ilyen erős simítási magatartás esetén a hozamoknak előre jelezhetőnek kellene lennie. A piaci hozamgörbe elemzéséből viszont a hozamok előre jelezhetősége cáfolható, amiből arra következtet, hogy a kamatsimítási hi-

potézis nem helytálló.⁵ Amennyiben a piac hatékonyan működik, a monetáris politikai reakciófüggvény becslésekor ki kell hagyni a késleltetett kamatot, és helyette a becslésnél figyelembe kell venni, hogy a hibatag autókorrelált. Ha a (4) egyenletet ennek megfelelően módosítjuk, akkor a következő egyenletet kapjuk:

$$i = \alpha + \pi^{\text{cél}} + \beta(E\pi - \pi^{\text{cél}}) + \gamma \cdot (e^{\text{felt}} - e) + \varepsilon, \quad \varepsilon = \rho\varepsilon_{-1} + u, \quad (5)$$

ahol az u nem autókorrelált. Ez az egyenlet azonban átírható egy másik alakba:⁶

$$i = \alpha(1 - \rho^a) + \pi^{\text{cél}} - \rho^a \pi_{-1}^{\text{cél}} + \beta(E\pi - \pi^{\text{cél}}) - \beta\rho^a(E\pi_{-1} - \pi_{-1}^{\text{cél}}) + \gamma(e^{\text{felt}} - e) - \gamma\rho^a(e_{-1}^{\text{felt}} - e_{-1}) + \rho^b i_{-1} + u. \quad (6)$$

Ha a (6) egyenlet ρ^a és ρ^b paraméterei azonosak, akkor ez az egyenlet ekvivalens az (5) egyenlettel. A Rudebusch-féle modell tehát speciális esete a (6) modellnek. Amennyiben a (6) egyenlet becslhetőre teljesül, hogy $\rho^a = \rho^b$, akkor a további elemzéshez használhatjuk az (5) modellt. A paraméterkorlátozás teljesülése a Wald-próba alapján azonban (1 százalékos szignifikanciaszinten) elvethető, vagyis az (5) modell nem megfelelő a hazai adatsorok leírására.

Egy harmadik lehetséges magyarázat szerint nem azért magas a ρ , mert a döntéshozók időben stabilizálni akarják a kamatot, hanem mert – bár lehetőség szerint rögtön a ma optimális szintet választanák ($\rho = 0$) – a többi adat megbízhatatlansága, zajossága miatt inkább kívánnak addig, amíg kiderül, hogy a legfrissebb adatokból mi volt a tény, és mi volt a zaj. Ennek a magatartásnak is az az eredménye, hogy a ρ magas.

A negyedik lehetőség szerint a döntéshozók nem ismerik (mert nem is ismerhetik) a gazdaság valós modelljét, ehelyett gazdaságpolitikai döntéseik során egy tanulási folyamatot követnek. Ebben minden új információ beérkezésekor újraértékelik, újrabecslik a korábbi modelljüket. Bármilyen új információ érkezik, legyen az akár egy szélsőséges inflációs résről szóló adat, a múltra is támaszkodó újrabecslésnél ez az információ egyedül nem fogja nagymértékben megváltoztatni a döntést.

A négy alternatíva közül közvetlen empirikus módszerrel nem lehet kiválasztani a megfelelőt, mert mindegyik hasonló megfigyelt adatsort generál, ahol a késleltetett kamatot becslő együtthatója szignifikáns. A megfelelő modell kiválasztásához egy lehetséges továbbhaladási irány lehet az, amely közvetett vizsgálatok alapján törekszik a helytálló alternatívák kiválasztására.

Összefoglalás

A monetáris politika értékelésére, illetve jellemzésére meglehetősen népszerű eszköz a Taylor-szabály. Eredeti, rögzített együtthatós formájában viszonyítási értéket adhat a tényleges kamatszint értékeléséhez, becslő együtthatós változata pedig a monetáris politika jellemzőit igyekszik számszerűsíteni. Bár számos elméleti és empirikus kifogás merült fel a Taylor-szabályokkal kapcsolatban, mégis meglepően jól illeszkedik számos ország adataira.

⁵ Bár Söderlind–Söderström–Vredin [2003] vitatja, hogy a késleltetett kamat magas együtthatójából önmagában következne, hogy a kamatok előre jelezhetőek, tanulmányukban szintén arra a következtetésre jutnak, hogy a monetáris politikának vannak olyan fontos összetevői, amelyeket nem ragad meg a Taylor-szabály.

⁶ Ehhez fel kell írni az (5) egyenletet egy időszakkal késleltetve, majd a késleltetett változat ρ -szorosát kivonni az eredeti egyenletből, és átrendezni.

Az eredeti formájában valóban hasznos viszonyítási értékkel szolgálhat a kamatértékeléshez, de Magyarország esetében ez az érték érzékenynek tűnik a választott paraméterekre, valamint a felhasznált idősorokra. A magyar kamatokat értékelő tanulmányok nem teszik egyértelművé, hogy a kibocsátási rés milyen idősorait használják, továbbá úgy tűnik, hogy eltérően kezelik a 2004. évi áfaemelés hatását. Elsősorban az áfahatás eltérő kezelése és a hosszú távú reálkamat megválasztásának különbözősége miatt könnyen előfordulhat, hogy az eredeti Taylor-szabályra építő elemzések különbözőképpen értékelik a hazai kamatok alakulását.

A Taylor-szabály szerinti becslések arra szolgálnak, hogy számszerűsítsék a monetáris politika sajátosságait, viszont éppen a számok terén meglehetősen bizonytalanok az eredmények. A becslési eljárások, a becslült egyenletek és felhasznált változók halmaza befolyásolják az eredményeket, ráadásul módszertani kifogások is felmerülnek a becslések konzisztenciáját illetően. A paraméterbecslések számértékeit tehát óvatosan kell kezelni.

Vannak továbbá olyanok is, akik alapjaiban vitatják a Taylor-szabály alkalmazhatóságát monetáris politikai értékelésre. Ők azzal érvelnek, hogy a Taylor-szabályon kívül még számos más szabály is eredményezhet jó illeszkedést az adatokra, így a jó illeszkedésből önmagában még nem következtethetünk arra, hogy a Taylor-szabállyal a döntéshozás mögötti valamilyen strukturális összefüggést találtunk.

A késleltetett kamat magas együtthatója általános tapasztalat világszerte. A leggyakrabban értelmezés szerint ez azt mutatja, hogy a jegybankok a kamatot igyekeznek időben simítani. Egyes kutatási eredmények azonban arra hívják fel a figyelmet, hogy bizonyos körülmények között akkor is magas ez a becslült együttható, ha egyáltalán nincs mögötte kamatsimítási szándék. Ez elsősorban abból következhet, hogy vannak autoregresszív monetáris politikai sokkok. Ezek olyan információt hordoznak, amelyek a modelltől kimaradtak, és hatásukat felveszi a késleltetett kamat.

Amennyiben túllépünk a felmerült módszertani kifogásokon, és elfogadjuk a konzisztens becsléshez szükséges feltevéseket, akkor az eredmények alapján a következő megállapításokra jutunk. A hazai kamatok, valamint az infláció és az árfolyam együttmozgása alapvetően hasonlít ahhoz, amit más fejlett országok esetén tapasztalhatunk. Az inflációs várakozások növekedését a nominális kamat még nagyobb emelkedése kíséri, ami az előretételek reálkamatok emelkedéséhez vezet, és ezzel a kamatsatorrán keresztül az infláció célértéken való stabilizálását szolgálja.

Mint ahogy más nyitott gazdaságok esetében, az árfolyamnak Magyarországon is fontos szerepe van a kamatok alakulásában, bár a következtetések negyedéves és havi frekvencián eltérnek egymástól. A jegybanki időhorizonthoz közelebb álló negyedéves távlatban az árfolyam inflációs hatása nagyjából akkora, mint amekkorát az inflációs várakozásokra gyakorolt közvetett hatása indokol, míg a közvetlen hatásnak kis szerep jut. Az eredmények bizonytalanságát azonban növeli, hogy negyedéves frekvencián meglehetősen kevés megfigyelés áll rendelkezésünkre. Havi frekvencián azonban az árfolyamnak már sokkal erősebb hatása, még úgy is, hogy az inflációs várakozások idősorában már figyelembe vettük az árfolyam-begyűrűzés hatását. Nem lehet azonban szétválasztani a kockázati prémium alakulását az árfolyamétól, így nem világos, hogy az árfolyam és a kamatok havi frekvencián tapasztalt együttmozgása mennyiben magyarázható fundamentális, és mennyiben egyéb, pénzpiaci tényezőkkel.

A tanulmány az inflációs célkövetés bevezetése óta eltelt öt éves időszakra jellemző monetáris politikát elemzi. Ez a rövid időszak sem tekinthető azonban homogénnek, a monetáris politikai döntések pedig minden egyes alkalommal esetiek. Számos olyan esemény jellemezte ezt az időszakot, amely valamilyen értelemben rendkívüli volt, éppen ezért a szokásostól vagy átlagostól eltérő monetáris politikai reakciót kívánt. Ezek között

ki kell emelnünk azt a tényt, hogy az inflációs célkövetés mellett a döntéshozóknak az árfolyamsáv létezését is figyelembe kell venniük. Így tehát az elemzés számszerű eredményei pusztán egy átlagos kamatreakciót fejezhetnek ki, amittől az egyedi döntések akár jelentősen is eltérhetnek.

Hivatkozások

- BALL, L. [1998]: Policy Rules for Open Economies. NBER Working Paper, 6760.
- BENK SZILÁRD–JAKAB M. ZOLTÁN–VADAS GÁBOR [2005]: Potenciális kibocsátás-becslések Magyarországra különféle megközelítésekben. MNB Műhelytanulmány, 43.
- CARARE, A.–TCHAIKIDZE, R. [2005]: The Use and Abuse of Taylor Rules: How Precisely Can We Estimate Them? IMF Working Paper No. 148.
- CLARIDA, R.–GALÍ, J.–GERTLER, M. [1998]: Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence. *European Economic Review*, 42. 1033–1067. o.
- EDWARDS, S. [2005]: The Relationship Between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited. Banco Central de Chile Annual Research Conference, Santiago, október.
- ELEFTHERIOU, M. [2003]: On the Robustness of the 'Taylor Rule' in the EMU. European University Institute Working Paper, No. 2003/17.
- GERDESMEIER, D.–ROFFIA, B. [2003]: Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro Area. ECB Working Paper, No. 206.
- GERLACH, S.–SCHNABEL, G. [1999]: The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU Area. CEPR Discussion Paper, No. 2271.
- GERLACH-KRISTEN, P. [2003]: Interest Rate Reaction Functions and the Taylor Rule in the Euro Area. ECB Working Paper, No. 258.
- IMF [2005]: Hungary. Selected Issues. IMF Country report, No. 05/215, 50–54. o.
- MINFORD, P.–PERUGINI, F.–SRINIVASAN, N. [2002]: Are interest rate regressions evidence for a Taylor rule? *Economics Letters*, 76. 145–150. o.
- ÖSTERHOLM, P. [2005]: The Taylor Rule: a Spurious Regression? *Bulletin of Economic Research*, Vol. 57. No. 3.
- POOLE, W. [2006]: The Fed's Monetary Policy Rule. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 88. No. 1. 1–11. o.
- RUDEBUSCH, G. D. [2002]: Term structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia. *Journal of Monetary Economics*, 49. 1161–1187. o.
- SMETS, F.–WOUTERS, R. [2003]: An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of The Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1. No. 5. 1123–1175. o.
- SÖDERLIND, P.–SÖDERSTRÖM, U.–VREDIN, A. [2003]: Taylor Rules and the Predictability of Interest Rates. *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, No. 147.
- TAYLOR, J. B. [1993]: Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39. 195–214. o.
- TAYLOR, J. B. (szerk.) [1999]: *Monetary Policy Rules*. The University of Chicago Press, Chicago.
- TAYLOR, J. B. [2001]: The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules. *American Economic Review*, Vol. 91. No. 2. 263–267. o.