

Magyar monetáris politikai reakciófüggvény becslése

Hidi János¹

2006. május 17.

Kivonat

A Taylor-szabály népszerű eszköz a monetáris politika értékeléséhez. Az ilyen 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 Taylor-szabály különféle változatai jól illeszkednek a hazai kamatokhoz, de ha figyelembe vesszük, hogy nyitott gazdaságról van szó, akkor az illeszkedés tovább javítható. A szabály 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 Magyarország esetében a kibocsátási rés szerepe az általunk használt ökonometriai módszerekkel nem kimutatható 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 függ a vizsgált időhorizonttól: havi frekvencián a kamat határozottan reagál az árfolyamváltozásokra, míg a jegybanki időtávhoz közelebb álló negyedéves frekvencián az árfolyamnak főleg az inflációs várakozásokon keresztül kifejtett, közvetett szerep jut.

¹ A dolgozat megírásához tartalmi és módszertani segítséget nyújtott Benczúr Péter, Horváth Csilla, Jakab M. Zoltán, Muraközy Balázs, Reiff Ádám, Várpalotai Viktor és Vonnák Balázs.

Bevezetés

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 előrejelezni. 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 számszerűsíthető, 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 kamatszinttől 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.

Azonban még egy szisztematikus monetáris politikával is összeegyeztethetők 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 előrejelezni az irányadó kamatszintet. Vagyis van valamilyen szisztematikus a döntéshozatalban, ami nagyvonalakban akár egy formulával is leírható lehet. Egy konstans pénzmennyiség-növekedést előíró szabály is egy lehetséges formula, akárcsak bármilyen olyan szabály, ami a kamatot valamilyen gazdasági változók függvényében határozza meg. Ilyen formulák közül különösen népszerűvé vált az ún. 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 interpretálható. Kifejezi ugyanis azt a gazdaságról alkotott modern felfogást, amelyet a legnépszerűbb makromodellek is tükröznek: a monetáris politika nem csak nominális változókat, köztük az inflációt képes befolyásolni, hanem a különféle eredetű nominális merevségek következtében rövidtávon a reálgazdaságra, a kibocsátás szintjére is hatással lehet. Eszerint a magasabb kamatszint „lehűti” a gazdaságot, azaz csökkenti a kibocsátást és az inflációs nyomást. Ennek megfelelően, egy olyan monetáris politika, amelyik 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 makroökonómiai 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 alkalmazott kamatszabály megválasztása elméleti és gyakorlati szempontok alapján történhet. 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 többféle infláció, illetve kibocsátási rés számítható.

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

A Taylor-szabály elméleti és gyakorlati problémáinak korrigálására használhatók további változók a kamatszabályban. 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, az alábbiakban előbb áttekintjük a klasszikus, rögzített paramétereket alkalmazó Taylor-szabályból következő historikus kamatokat (II. rész). Ezek arra szolgálnak, hogy viszonyítási alapot adjanak a kamatszint értékeléséhez. A III. részben a rögzített paraméterek használatáról áttérünk a paraméterek becslésére, aminek célja a kamatok és más gazdasági fundamentumok kapcsolatának leírása. A hazai sajátosságokat tükröző specifikációkat használva megnézzük, hogy milyen kamatszabállyal lehet jellemezni az inflációs célkövetés bevezetése óta eltelt időszak magyar monetáris politikáját.

I. Eredeti Taylor-szabály

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

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

ahol π az előző negyedév átlagos inflációja, a gap pedig a tényleges reálkibocsátás trendtől való százalékos eltérése. A képlet mögött található 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 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. Többek között egy tanulmány nem publikus változata is erre épít a magyarországi kamatpálya értékelésekor, amelyben egy (kismértékben módosított) Taylor-szabályt használnak²:

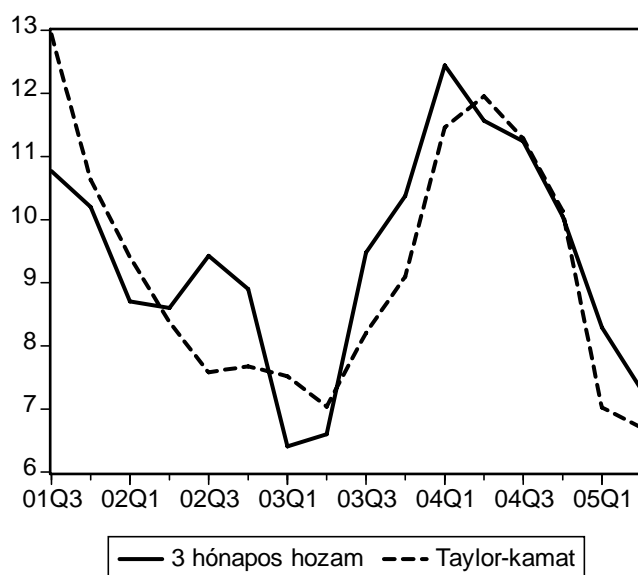
$$i^{Taylor} = 3 + \pi^{cél} + 1,5(\pi - \pi^{cél}) + 0,5(gap), \quad (1)$$

ahol a 3 százalék a semleges rövid távú kamatszint magyarországi megfelelője. 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. A fent említett tanulmányból azonban nem derül ki, hogy az (1)-es egyenletben szereplő változók pontosan melyek. Az inflációs cél és a kibocsátási rés ugyanis többféleképpen értelmezhető. A hivatalos inflációs cél használata esetén például nem vesszük figyelembe a 2004. év eleji ÁFA-emelés hatását. Ebben az időszakban ugyanis, bár az MNB hivatalos inflációs célja nem változott, az ÁFA-hatást is magába foglaló, megcélzott inflációs szint valójában magasabb volt. A külső kommunikációban az 5,5% alatti inflációs szint elérését hangsúlyozta a jegybank. Ez alapján az (1)-es képletbe a hivatalos inflációs célt helyettesítettük, kivéve a 2004-es évet, amikor a célértéket 5%-ra módosítottuk. Ez az érték reprodukálja ugyanis a tanulmányban közzétett ábrát. A kibocsátási rés esetében pedig a különféle eljárásokkal becsült idősorok átlagát vettük³, és azt helyettesítettük a képletbe. (Ld. 1. ábra.) Az így kapott idősor meglepően jól követi a tényleges kamatsort, bár helyenként vannak jelentős eltérések a kettő között, különösen 2002. végén-2003. elején.

² Az eredeti szabály $i^{Taylor} = \pi + 0,5(\pi - \pi^{cél}) + 0,5(gap) + r$ alakú, ahol r az egyensúlyi reálkamat. Ez a képlet átírható, újracsoportosítva a tagokat, a következő alakra: $i^{Taylor} = \pi^{cél} + 1,5(\pi - \pi^{cél}) + 0,5(gap) + r$. 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 $(\pi - \pi^{cél})$ tag egynél nagyobb együtthatója biztosítja az infláció növekedésekor a reálkamat emelését, és így az infláció letörését.

³ Lásd Benk, Jakab és Vadas (2005), ahol a kibocsátási rés adatsor 2005 második negyedében zárul.

1. ábra: A tényleges és a Taylor-szabályból következő kamatszint⁴



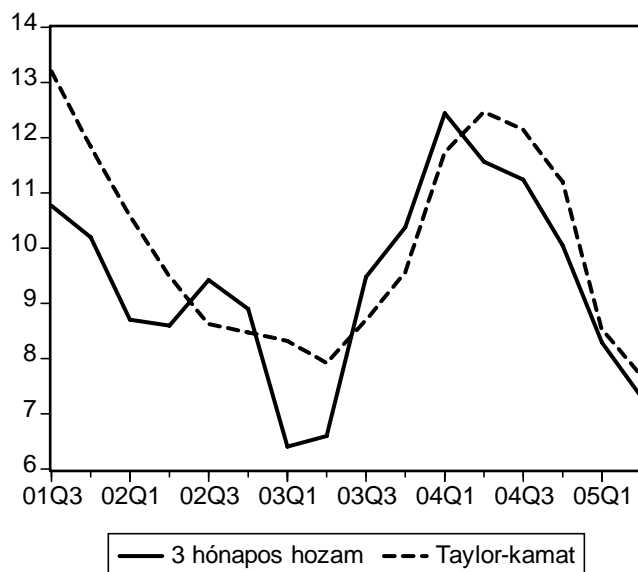
Az eredeti Taylor-szabálynak több változata is népszerű. Tekintve, hogy a jegybankok gyakran igyekeznek időben stabil kamatpályát választani, az (1)-es képletet néha kiegészítik egy újabb taggal: a kamatláb előző időszaki értékével. Ezt a megoldást alkalmazza a JP Morgan (2005) értékelése is:

$$i^{Taylor} = 0,75[r^* + \pi^{cél} + 1,5(\pi - \pi^{cél}) + 0,5(gap)] + 0,25 \cdot i_{-1}^{Taylor}, \quad (2)$$

ahol r^* az egyensúlyi reálkamatot jelöli. Mivel itt az írásban nem adták meg, hogy milyen értékkel számoltak, megpróbáltunk olyan értéket használni, amivel az általuk közzétett ábrán lévő Taylor-kamatot a lehető legjobban tudjuk reprodukálni, így r^* helyére 4 százalékot helyettesítettünk. Ha inflációs célként a teljes időszakban a hivatalos célértéket használjuk, akkor sokkal jobban közelítjük a JP Morgan (2005) által közölt ábrát, mint abban az esetben, amikor 2004-ben az ÁFA-emelés hatásával korrigált 5 százalékos célértékkel számolunk. Éppen ezért úgy tűnik, hogy a két tanulmány eltérő Taylor-kamata éppen az ÁFA-hatás eltérő kezeléséből fakad. A (2)-es képlet alapján számolt Taylor-kamatsort a 2. ábra mutatja. Az illeszkedés hasonló az 1. ábrához, a két idősor közötti eltérések is nagyjából ugyanazon időszakokra esnek. A 2. ábrán elsősorban 2004. végén láthatunk jelentős eltérést az előző ábrához képest.

⁴ Az (1)-es képlet alapján számolt Taylor-kamat. Az inflációs cél a hivatalos érték, kivéve a 2004. évet, ahol a hivatalos értéket 5%-ra módosítottuk, a kibocsátási rés pedig a különböző eljárásokkal becsült idősorok átlaga (ld. 3. lábjegyzet). Arról, hogy miért éppen a három hónapos hozamokat használjuk viszonyítási alapként, bővebben lesz szó a III. részben (ld. még 6. ábra).

2. ábra: A tényleges és a Taylor-szabályból következő kamatszint⁵



A (2)-es képletben szereplő 0,25-ös kamatsimítási paraméter azt fejezi ki, hogy a döntéshozók a kamat meghatározásánál 25 százalékos súllyal figyelembe veszik a múltbeli tényleges kamatszintet, 75 százalékos súllyal pedig a jelenlegi optimális szintet, majd a kettő súlyozott átlaga lesz az új kamatdöntés. 0,25-ös paraméter esetén, ha 6%-os aktuális kamat mellett azt találják, hogy 7% lenne az új optimum, akkor végül csak 6,75%-ra fognak emelni.

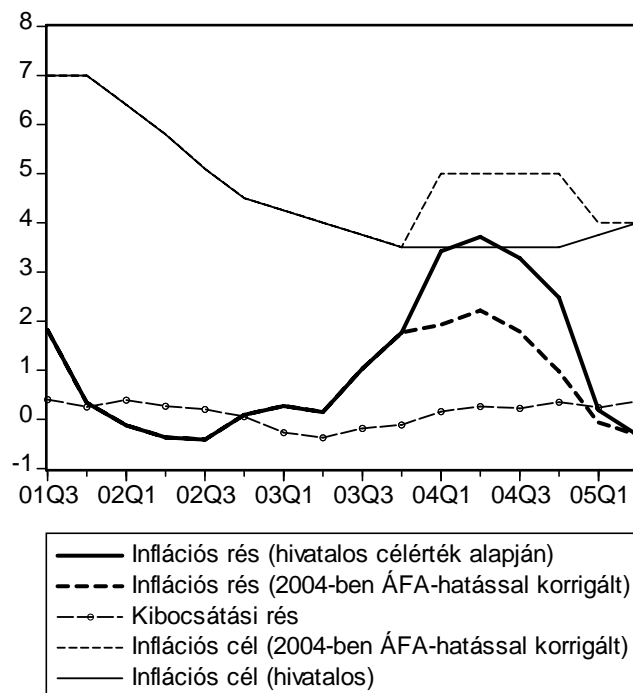
Mivel nem világos, hogy a tanulmányok milyen adatot használnak a kibocsátási résre (a képletben *gap*), ezért ennek a helyébe különféle becsléseket helyettesítettünk. Az összes rendelkezésre álló becslés átlaga mellett kipróbáltuk a legnagyobb és legkisebb kibocsátási rés becsléseket, valamint a különböző SVAR módszerekkel készült becslések átlagát is (ld. Benk, Jakab, Vadas 2005). Mindezek végeredményben nem vezettek jelentős különbséghez, tehát úgy tűnik, hogy a kibocsátási rés számítási módja nem változtatja az eredményt.

Összességében azt látjuk tehát, hogy a kibocsátási rés megválasztása és a kamatsimítás (legalábbis 0,25-ös paraméterrel) nem játszik fontos szerepet a Taylor-kamat számításakor. Mindamellett, hogy a reálkamattal megválasztása és az inflációs cél kezelése jelentősen módosíthatja az eredményt, megállapítható, hogy a különféle Taylor-kamatok – viszonylagos egyszerűségük ellenére – elég jól követik 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. (Ld. 3. 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.

⁵ A (2)-es képlet alapján számolt Taylor-kamat. Az inflációs cél a teljes időszakra a hivatalos célértékkel megegyező (az év végi célértékek lineáris interpolációja). A kibocsátási rés a különböző eljárásokkal becsült idősorok átlaga (ld. 3. lábjegyzet).

3. ábra: A Taylor-kamat összetevői⁶



Az alapvetően jó illeszkedés mellett azonban mindkét ábrán (1. és 2. ábra) a kamat 2002. végi-2003. eleji hullámzását a Taylor-kamat nem követi, továbbá a 2003. végi-2004. eleji jelentős emelkedést is csak némi késéssel (jóllehet a 2. ábra esetén, mint említettük, a JP Morgan látszólag nem vette figyelembe az ÁFA-hatást).

Ha a monetáris politika szisztematikus sajátosságait akarjuk feltárni, akkor az eddigiek alapján a következőt mondhatjuk: az (1)-es vagy a (2)-es formula segítségével kiszámolt kamatpálya alapvetően jól közelíti a tényleges idősort, vagyis a kamatdöntések nagyjából olyanok voltak, *mintha* a döntéshozók fejében olyan modellek lennének, amelyekből a fenti formulák által képviselt ajánlások következnek. Ezek a mögöttes megfontolások lényegében azt sugallják, hogy „emelj kamatot olyankor, amikor az infláció magasabb a célértéknél, ill. 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.

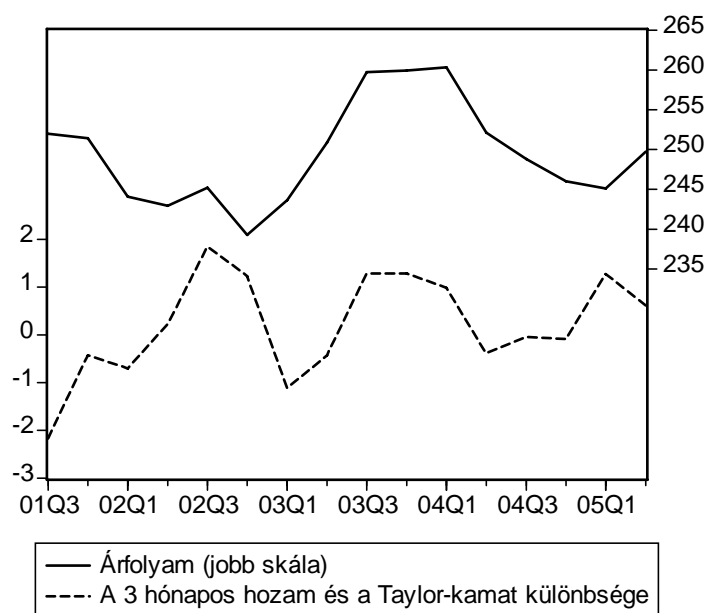
Az (1)-es és (2)-es formulák mellé tehát valamilyen kiegészítő magyarázat szükséges ahhoz, hogy az általuk leírt szisztematikusságtól való eltávolodást indokolhassuk. Milyen – a Taylor-szabályban nem szereplő – tényezők befolyásolhatták még a kamatszintet az

⁶ Az ábra a Taylor-kamat (1)-es és (2)-es képletben szereplő, nem konstans összetevőit tartalmazza, vagyis az inflációs célt, a $(\pi - \pi^{cél})$ inflációs részt, valamint a *gap* kibocsátási részt. Az inflációs célt és részt az (1)-es képletben úgy számítottuk, hogy a hivatalos célértéket 2004-ben 5 százalékkal helyettesítettük, figyelembevéve az ÁFA-hatást, vagyis azt, hogy a jegybank nem kívánta semlegesíteni az ÁFA-emelés átmeneti inflációnövelő hatását, így a valóban követett inflációs célértéket megnövelte. A kibocsátási rész esetében az ábra a különböző eljárásokkal becsült időszakok átlagát mutatja. A többi kibocsátási rész időszak ettől nem különbözik lényegesen.

inflációs célzás 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 prémie megváltozott (ebben regionális, főleg lengyel folyamatok is közrejátszottak). Később, az év végére ez a jelenség elmúlt, és a hosszú távú kilátások ismét javultak (pl. a várható EU-csatlakozáshoz jó hír volt az ír népszavazás eredménye). Az ezzel együtt járó forint-erősödés végül az erős oldali valuta-támadásba torkollott, amit többek közt jelentős kamatvágással 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 ugyancsak összefüggésbe hozható a kockázati prémium növekedésével, ami ezúttal az árfolyamban is meglátszik. A jegybanki kamatemelés indoklásában is ezek az érvek szerepeltek. Ezek olyan tényezők, amelyek bár befolyásolják a tényleges kamatszintet, mégsem jelennek meg a fenti (1)-es és (2)-es formulákban.

Ezek alapján úgy tűnik tehát, hogy a Taylor-szabálytól való eltérések magyarázatához hozzájárulhat az árfolyam-ingadozások figyelembevétele. (Ld. 4. ábra.)

4. ábra: Kamat és árfolyam⁷



II. 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 fektet külgazdasági tényezőkre is, elsősorban az

⁷ Az ábrán az (1)-es egyenlet alapján számított Taylor-kamattól vett eltérés látható.

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-begyűrés miatt befolyásolja a várható inflációt. Ennek szellemében Taylor (2001) úgy érvel, hogy még egy nyitott gazdaság esetében sem indokolt az árfolyamot beemelni a kamatszabályba. Szerinte ugyanis az árfolyam szerepeltetése a monetáris reakciófüggvényben – az átmeneti árfolyamkilengések miatt – indokolatlanul volatilisá 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 et. al. (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 és Schnabel (1999), Gerdesmeier és Roffia (2003), ill. 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) elemzése is, amelyben – az egyébként népszerű, rögzített paraméterválasztás helyett – az alábbi egyenletet becsülték:

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

ahol az inflációs cél és várakozás egy évre előretékintő, e pedig az aktuális árfolyam logaritmus⁸. 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,

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

a tényleges kamatdöntés az

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

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

Fontos azonban megjegyezni, hogy elképzelhető olyan megoldás is, amelyik a (3)-as 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 interpretáljuk. Ebben az esetben az optimális kamat definíciója a következőképpen változik:

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

a kamatdöntés pedig az

⁸ 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.

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

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

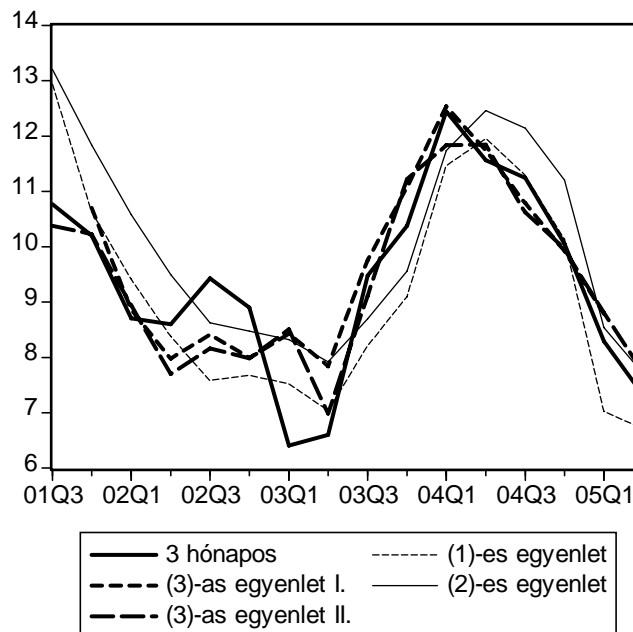
$$i = (1 - \rho) [\alpha + \pi^{cél} + \beta(E\pi - \pi^{cél})] + \tilde{\gamma} \cdot e + \rho \cdot i_{-1} + \varepsilon,$$

ahol $\tilde{\gamma} = (1 - \rho)\gamma$. Különbség tehát csupán az árfolyam szerepének interpretálásában van: az első esetben úgy tekintünk az árfolyamra, mint az optimális kamat fundamentális meghatározója, 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)-as egyenlet alapján, és az IMF által használt adatokon becsült kamatpálya (ld. a 5. ábra (3)-as 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.

Az IMF tanulmányában az inflációs várakozásokat a Reuters 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-es év eleji ÁFA-emelés hatásának kezelésében. Az IMF erre az időszakra is a hivatalos célt használta, amit úgy korrigált, hogy az ÁFA-emelés hatását egyébként már tartalmazó inflációs várakozásokat utólag csökkentette egy százalékponttal, mert az MNB azt nyilatkozta, hogy az adóváltozás inflációs hatását ennyiben igyekszik ellensúlyozni.

5. ábra: Az árfolyamot is tartalmazó Taylor-szerű szabály⁹



⁹ Itt összehasonlításképpen ábráztuk az 1. és a 2. ábra adatsorait is.

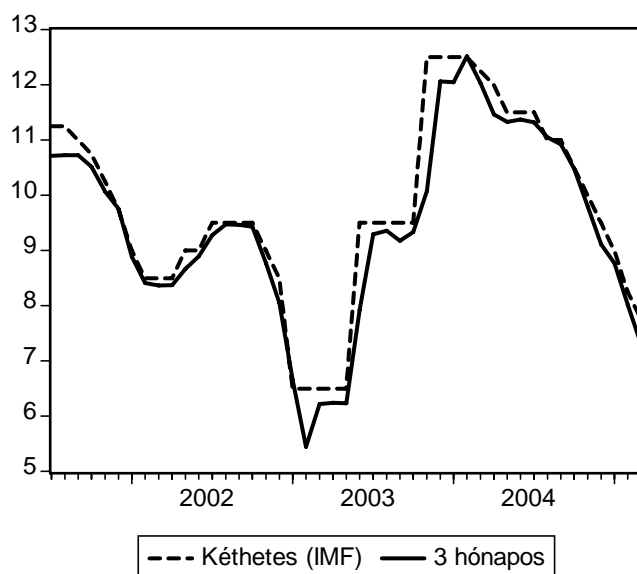
Ennek lehet alternatívája, hogy a kérdőíves felmérésből származó inflációs várakozásokat az MNB saját inflációs előrejelzéseivel helyettesítjük (ld. 5. ábra II-es görbéje). Ez azért lehet jó megoldás, mert a cél a jegybanki alapkamat alakulásának leírása, a kamatdöntések modellezése, amelyre vélhetően a saját előrejelzés gyakorol nagyobb hatást, semmint a piaci elemzők várakozásai. Továbbá a jegybank a 2004-es ÁFA-emelés kapcsán hangsúlyozta, hogy az addigi hivatalos inflációs cél helyett az a szándéka, hogy az inflációt ne engedje 5,5 százalék fölé. Ezt az új célt úgy jelentetjük meg, hogy az inflációs cél idősorba 2004-ben 5 százalékos értéket írunk. Bár nincs precíz eljárás arra, hogy ezt az implicit inflációs célt számszerűsítsük, mégis úgy véljük, hogy az 5 százalék az a szint, ami az MNB külső kommunikációjából a piaci szereplők számára kikövetkeztethető volt.

További különbség az adatokban, hogy az IMF által használt kéthetes hozamok helyett mi a három hónapos irányadó kamatokkal számoltunk. A kettő lényegében együtt mozog (ld. 6. ábra; 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 5. ábra mutatja, hogy mennyiben változik a (3)-as modell alapján becsült kamatpálya, ha az IMF adatait az MNB saját adataira cseréljük (I-es, illetve II-es adatsor). Mint látható, a kettő között nincs lényeges különbség, kivéve, hogy a 2003 eleji jelentős kamatsökkenést a II. változat jobban megragadja. A továbbiakban tehát az MNB-s adatokat használjuk becsléseinkhez.

Mint ahogy az 5. ábrán látható, a (3)-es egyenletben az árfolyam bevonásával tehát a 2003. végén kezdődő kamatemelkedést, majd csökkenést sikerült teljes egészében megjeleníteni a Taylor-szabállyal becsült idősorban. Azonban különösen a 2002. harmadik negyedévben bekövetkezett emelkedést továbbra sem követi a becsült görbe. Ez arra vezethető vissza, hogy ebben az időszakban a már említett kockázati prémium-növekedés csak kis részben csapódott le az árfolyamban (ld. 4. ábra), nagyobb részt a hozamokat lendítette ki.

6. ábra: A 3 hónapos és a kéthetes hozamok



Összességében tehát az 1. és 2. ábrán látható eltérések egy jelentős része explicite is korrigálható az árfolyamváltozások figyelembevételével, míg az ezután is fennmaradó különbségek implicite a kockázati prémium megváltozására vezethetők vissza.

A (3)-as 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:

$$i = (1 - \rho) \left[\alpha + \pi^{e\ell} + \beta(E\pi - \pi^{e\ell}) + \gamma \cdot (e - e^{j\ell}) \right] + \rho \cdot i_{-1} + \varepsilon . \quad (4)$$

A (4)-es egyenlet azért lehet jobb, mint a (3)-as, mert a tényleges döntéshozás valószínűleg inkább eszerint történik, tekintve, hogy az árfolyam abszolút szintje önmagában kevésbé fontos. Az inflációs várakozások továbbra is egy évre előretekintők. Ezt a becslést havi adatokon is elvégezzük, úgy, hogy a negyedévente elkészülő inflációs előrejelzés helyett generálunk egy hipotetikus, havi gyakoriságú inflációs előrejelzést. Ehhez korrigáljuk pl. szeptemberben az augusztusban készült előrejelzést a szeptemberi árfolyamváltozás inflációt módosító hatásával, más becslésekből származó árfolyam-begyűrűzési paraméterek felhasználásával.¹⁰ A becsléshez a legkisebb négyzetek módszerét (LS), a kétlépcsős legkisebb négyzetek módszerét (TSLS), valamint GMM eljárást alkalmaztunk.

Mielőtt rátérnénk az eredmények bemutatására, fontos hangsúlyozni, hogy az alkalmazott becslési eljárásokkal szemben felmerülnek módszertani kifogások. Ezek közül talán az egyik legfontosabb, hogy az így becsült együtthatók csak akkor lehetnek konzisztensek, ha a felhasznált változók stacionáriusak. Ez a tulajdonság azonban a rendelkezésünkre álló rövid idősorokon nehezen tesztelhető, a stacionaritási tesztek ilyen kevés megfigyelés esetén gyengék (vagyis az alkalmazott teszt null hipotézisének elfogadására hajlanak, tehát az ADF teszt rendszerint elutasítja a stacionaritást, a KPSS teszt pedig elfogadja). A szakirodalomban egyes modellekben a hosszabb, amerikai idősorok esetén is eltérő stacionaritási feltevésekkel élnek a kamat, illetve az infláció esetén. Statisztikai tesztek helyett gyakran elvi érvekre alapozzák feltevéseiket. Clarida et. al. (1998), Gerlach és Schnabel (1999), Gerdesmeier és Roffia (2003), ill. Eleftheriou (2003) tanulmányaival szemben például Carare és Tchaidze (2005), valamint Österholm (2005) ezt a problémát súlyosnak tekintik, és megkérdőjelezi a Taylor-szabály 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 euró-zóna esetében létezik kointegráció), amelyek ugyancsak az idősoraink rövidsége miatt nem alkalmazhatók.

Carare és 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

¹⁰ A havi adatokon készült becslést elvégeztük úgy is, hogy a negyedévente elkészülő inflációs előrejelzést nem haviasítottuk, hanem úgy tekintettük, hogy negyedéven belül nem változik. Az eredmények itt csak annyiban különböznek, hogy az árfolyam együtthatói 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.

irodalomban olvasható eredmények változatosságával. Egyik fontos üzenetük tehát az, hogy az irodalomban elterjedt kamatszabály-becslések eredményeit fenntartásokkal kell kezelni.

Rudebusch (2002) továbbá felhívja a figyelmet arra, hogy a késleltetett kamat 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 kamat. Erre később még visszatérünk. Bár Söderlind, Söderström és Vredin (2003) vitatja, hogy a késleltetett kamat magas együtthatójából önmagában következne, hogy a kamatok előrejelezhetők, tanulmányukban szintén arra a következtetésre jutnak, hogy a monetáris politikának vannak olyan fontos összetevői, amelyeket nem ragad meg a Taylor-szabály.

Minford, Perugini és 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.

A (4)-es egyenlet becslési eredményei tehát fenntartásokkal kezelendők. Ennek ellenére, amennyiben elfogadható, hogy a felhasznált változók stacionáriusak, az alkalmazott instrumentumok megfelelőek, és a modell (dinamikus) specifikációja elfogadható, valamint más információs források, mint például a jegybank kiadványai, külső kommunikációja alátámasztják a felírt egyenletet, a becslési eredmények hozzájárulhatnak a monetáris politika szisztematikusságának leírásához. A negyedéves adatokon kapott eredményeket az alábbi táblázat és a 7. ábra baloldali grafikonja mutatja:

(4)-es egyenlet, negyedéves adatok	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

Zárójelben a standard hibák. Szignifikancia szintek: *(10%), **(5%), ***(1%).

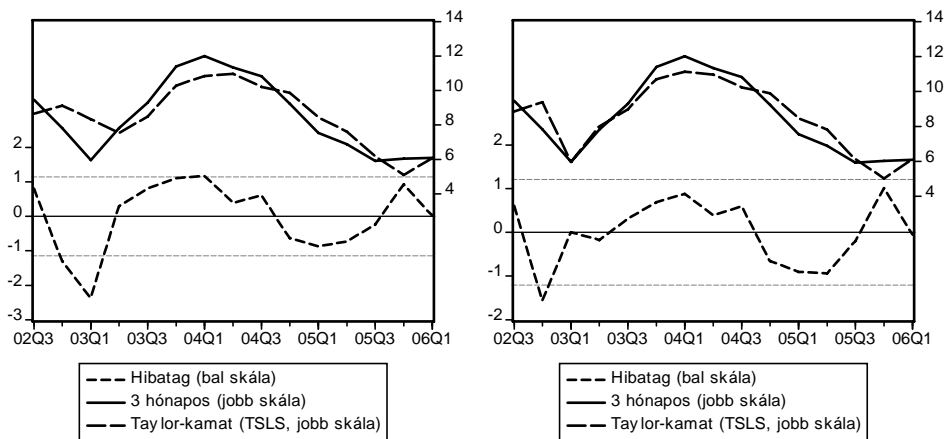
^a Az instrumentális változók négy késleltetésével. (Instrumentumok: az árfolyam, az inflációs előrejelzés és a kamat késleltetett értékei, valamint az árfolyamfeltétel és inflációs cél aktuális és késleltetett értékei.)

A paraméterek értelmezése: az inflációs rés egy százalékpontos növekedése β százalékpontos kamatemelkedést eredményez. Egy százalékos forint-leértékelődés az inflációs előrejelzésben szereplő árfolyamfeltételhez képest γ százalékpontos kamatemelést eredményez. A kamat meghatározásakor az előző időszaki kamat ρ súlyt kap.

7. ábra: A (4)-es egyenletből, negyedéves adatokon becsült kamatpálya

Dummy nélkül

Dummyval



Az eredmények – az alkalmazott becslési 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 együttthatói egyrészt tükrözik azt a hatást, mely szerint a legutóbbi inflációs előrejelzéshez használt árfolyamfeltevéshez viszonyított leértékelődés (felértékelődés) következtében – az árfolyambegyűrés 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 árfolyambegyűrés paraméter szorzata (ez a paraméter korábbi becslések alapján körülbelül 0,15-0,20). Másrészt tükröznek minden olyan közvetlen árfolyamhatást, ami ezen a csatornán kívül érvényesül (pl. külső egyensúlyi vagy egyéb tőkepiaci megfontolások). A közvetlen és a közvetett hatás relatív nagysága az egyes becslések esetén különbözik. GMM esetben például a β és az árfolyambegyűrés paraméter szorzata nagyjából a becsült γ értékével egyenlő, ami azt mutatja, hogy a közvetlen árfolyamhatásnak negyedéves frekvencián kevés szerep jut.

A (4)-es egyenletben az α paraméter az időszakra jellemző átlagos reálkamatként interpretálható. 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 eredmények pedig a következők (ld. még a 8. ábrát):

(4)-es egyenlet, havi adatok	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

Zárójelben a standard hibák. Szignifikancia szintek: *(10%), **(5%), ***(1%).

^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.

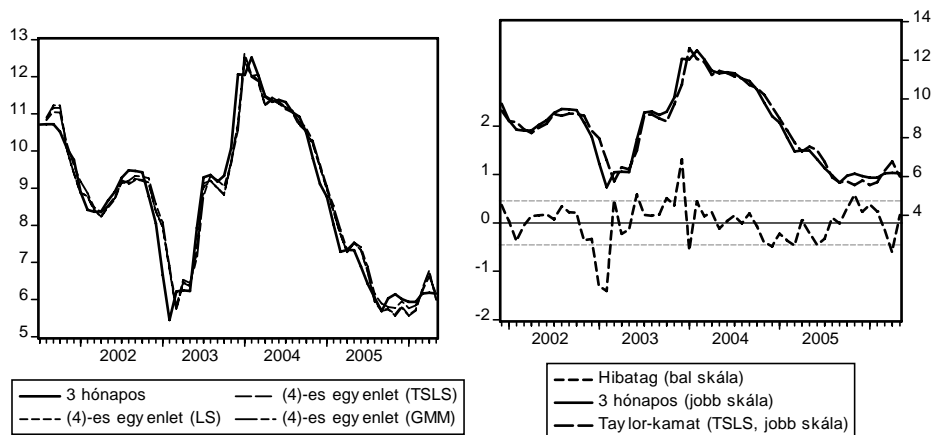
^d A TSLS becslések első lépcsőjében az árfolyamot, mint potenciálisan endogén változót regresszáljuk a többi, exogénnek vélt instrumentummal. A regressziók R²-e 0,8 fölötti.

A paraméterek értelmezése: az inflációs rés egy százalékpontos növekedése β százalékpontos kamatemelkedést eredményez. Egy százalékos forint-leértékelődés az inflációs előrejelzésben szereplő árfolyamfeltételhez képest γ százalékpontos kamatemelést eredményez. A kamat meghatározásakor az előző időszaki kamat ρ súlyt kap.

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 is, illetve utalhat valamilyen specifikációs hibára is (bár a túlidentifikációs teszten bőven átmennek a GMM becslések). A paraméterbecslések közel állnak azokhoz az értékekhez, amiket a hivatkozott elméleti és empirikus tanulmányok is bemutatnak. 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 kamatsatornán 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. A becsült γ értékek azonban 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 interpretálható α paraméter havi frekvencián becsült értéke (zárójelben a standard hiba) LS esetén 2,29 (1,99), TSLS esetben 2,22 (2,36) és 2,0 (2,97) közötti, nem szignifikáns, míg GMM esetén 4,57*** (0,28) és 5,33*** (0,21) közötti, egy százalékos szinten is szignifikáns.

8. ábra: A (4)-es egyenletből, havi adatokon becsült kamatpálya



A negyedéves és havi becslés összehasonlítása alapján két megállapítást tehetünk. Az egyik, hogy a kamatsimítási paraméter negyedéves frekvencián 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 negyedéves korábbi kamatszint kisebb súlyt kap, mint az egy hónappal korábbi. Vagy másképpen, míg havi frekvencián $0,9$ -es ρ azt jelenti, hogy egy sokk 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 becsült ρ -k tehát összhangban vannak egymással.

A másik megállapítás, hogy az árfolyam együttmozgása negyedéves adatok esetén kisebb, mint a havi frekvenciás becslésnél. (Mindkét esetben csupán a GMM becslésnél szignifikánsak az együttmozgások.) A negyedéven belüli, rövid távú kamat és árfolyam együttmozgás 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 8. ábra jobboldali grafikonján kiemeltük a (4)-es egyenlet egyik (TSLS-sel becsült) Taylor-kamatát, a hozzá tartozó becsült hibataragok idősorával. Bár az egyes becslési módszerekből származó hibataragok formális elemzése alapján úgy tűnik, hogy tartalmaznak némi szisztematikus információt (5%-os szinten szignifikáns autokorreláció, ill. ARCH-hatás), ami arra utal, hogy a modell nem ragadja meg kellőképpen a kamatok dinamikáját, látható az ábrán, hogy van három kiugró hibatarag: az első kettő (negatív) 2003. január és februárjában, a harmadik (pozitív) 2003. decemberében. Előfordulhat, hogy a hibataragokat leíró statisztikai mutatókat (és a becslés egészét) torzítják olyan sokkok, amelyekről sejthető – a kiugróan nagy becslési hibák pedig megerősítik –, hogy a modellen kívüli eredetűek. Ennek a problémának a kezelésére újrabecsültük a (4)-es 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 szükségszerűen nem jelenik meg a (4)-es 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 sáveltolást követően folyamatosan gyengült a forint és emelkedtek a rövid hozamok, az árfolyam szerepeltetése a (4)-es egyenletben ezt a kapcsolatot jól megragadja (legalábbis erre utal, hogy a becült 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)-es egyenlet magyarázó változói, amit a 2003. decemberi pozitív becült 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)-es egyenlet dummykkal bővített változata tehát:

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

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

(4a) egyenlet, havi adatok	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

Zárójelben a standard hibák. Szignifikancia szintek: *(10%), **(5%), ***(1%).

^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.

A paraméterek értelmezése: az inflációs rés egy százalékpontos növekedése β százalékpontos kamatemelkedést eredményez. Egy százalékos forint-leértékelődés az inflációs előrejelzésben szereplő árfolyamfeltételhez képest γ százalékpontos kamatemelést eredményez. A kamat meghatározásakor az előző időszaki kamat ρ súlyt kap.

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

Az α paraméter becslt 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)-es egyenlettel szemben itt már szignifikáns eredményeket kapunk.

A (4a) egyenlet becslését elvégeztük negyedéves adatokon is, azzal a különbséggel, hogy itt – a 7. ábra baloldali grafikonján a hibatag alapján és a sávközelség miatt – 2003. első negyedévi dummyt használunk. A becslés eredményét az alábbi táblázat mutatja, a hibatagot lásd a 7. ábra jobboldali grafikonján. A dummy használata nem változtatott lényegesen a becslt paramétereken, az együtthatók itt általában kisebbek, de a szignifikáns GMM becslés alig változott (az átlagos reálkamat itt 4 százalék körüli mindhárom esetben).

(4a) egyenlet, negyedéves adatok

	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

Zárójelben a standard hibák. Szignifikancia szintek: *(10%), **(5%), ***(1%).

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

A paraméterek értelmezése: az inflációs rés egy százalékpontos növekedése β százalékpontos kamatemelkedést eredményez. Egy százalékos forint-leértékelődés az inflációs előrejelzésben szereplő árfolyamfeltételhez képest γ százalékpontos kamatemelést eredményez. A kamattól meghatározásakor az előző időszak kamattól ρ súlyt kap.

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 10. ábrán; az elsőrendű autókorrelációs LM-teszt p-értéke 0,11). Az alábbi ábra a (4a) egyenlet (TSLS módszerrel, az instrumentumok négy késleltetésével becslt) autókorrelációs táblázatát mutatja:

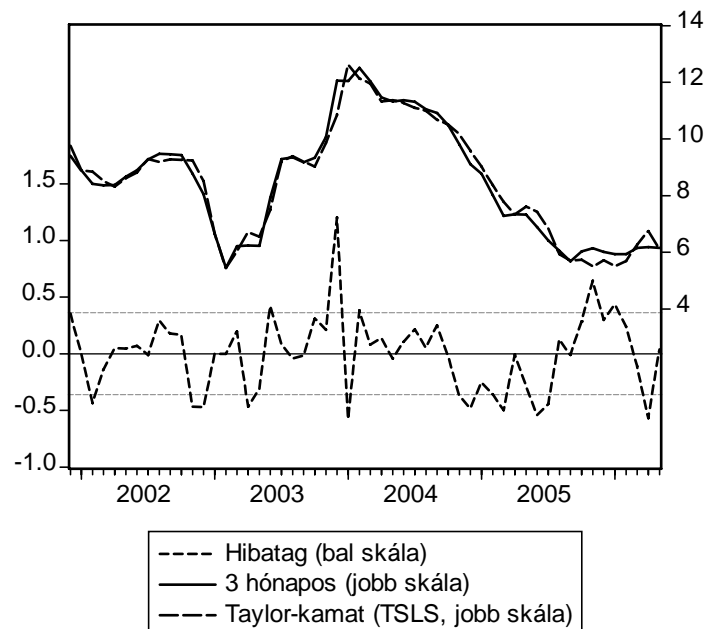
**9. ábra: A (4a) egyenlet autókorrelációs táblázata
(TSLS, instrumentális változók négy késleltetésével)**

Date: 06/26/06 Time: 17:43
Sample: 2001M12 2006M05
Included observations: 54

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	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	12.925	0.374

A 9. ábra alapján nem szignifikáns az elsőrendű autókorreláció, értéke kicsi, és nem tűnik úgy, hogy a magasabb rendű autókorrelációkban valamilyen rendszeresség lenne.

10. ábra: A (4a) egyenletből becsült Taylor-kamat



Az eddigiekben bemutatott eredményekre jellemző, hogy bár a becsült együttthatók különböznek, a számított Taylor-kamatok meglepően jól illeszkednek a tényleges

kamatokhoz. A dummy nélküli becsléseknél a becült hibatagok autókorreláltsága azonban arra utal, hogy a (4)-es modell esetleg nem ragadja meg az adatok valós dinamikáját. Ez a probléma eltűnik ugyan a dummyk használatával, de mégis jelezheti azt, hogy kimaradt a modelltől egy olyan tényező, ami jelentős hatással van a kamatokra. Ha például a (4)-es egyenletben a t időszaki kamat magasabb, mint ami a modelltől 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. Emiatt a modellen kívüli tényező miatt a becült idősor rosszul kellene illeszkedjen. Mivel azonban az egyenlet jobb oldalán szerepel a tényleges kamat késleltetett értéke, a $t+1$ -edik időszaki becslésünkbe már beépül a t -edik időszaki hiba. Vagyis a modelltől, a fundamentumokból hiányzó információt folyamatosan beemeljük a modellbe, felhasználjuk a becslésnél, így a $t+1$ -edik időszaktól kezdve a becült kamat a kihagyott tényező ellenére is jól közelíti a ténylegest.

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 becült paraméter jobban becsülhető.

A kockázati prémium lehetséges proxyja a hosszú lejáratú (tíz éves) hazai és euro hozamok közötti különbség, valamint ugyanez a különbség az öt évre előretekintő, ötéves forward hozamok esetén. A becült egyenlet ebben az esetben a következő:

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

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

Mint ahogy az alábbi táblázatban látható, amennyiben a hosszú lejáratú (tíz éves) forint/euro hozamkülönbség helyettesíti a kockázati prémiumot, a (4b) egyenlet becslési eredményei lényegében nem különböznek a (4a) esettől, a proxy együttthatója pedig nem szignifikáns. Az öt évre előretekintő, 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.

(4b) egyenlet	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

Zárójelben a standard hibák. Szignifikancia szintek: *(10%), **(5%), ***(1%).

^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 értelmezése: az inflációs rés egy százalékpontos növekedése β százalékpontos kamatemelkedést eredményez. Egy százalékos forint-leértékelődés az inflációs előrejelzésben szereplő árfolyamfeltételhez képest γ százalékpontos kamatemelést eredményez. A kamat meghatározásakor az előző időszaki kamat ρ súlyt kap.

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 becsült 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 időszaki kamat. (Ld. Clarida et. al. 1998, Smets és Wouters 2003, Gerlach és Schnabel 1999, Eleftheriou 2003, Gerdesmeier és Roffia 2003.)

Ugyanígy magas lehet a becsült ρ , ha a kamatokra jelentős hatással vannak valamilyen, a modelltől kihagyott tényezők (pl. a kockázati prémium változásai), amelyek maguk is lehetnek erősen perzisztensek. Mivel ez a magyarázat ugyanolyan adatsorokat implikál, mint a kamatsimításos eset, a kettőt nem lehet közvetlenül, két egymásba ágyazott modell becslésén keresztül megkülönböztetni. Rudebusch (2002) közvetett módon arra a következtetésre jut, hogy a kamatsimításos magyarázat nem állja meg a helyét. Szerinte negyedéves frekvencián a becsült ρ paraméter túl erős kamatsimítást implikál. Ilyen erős simítási magatartás esetén a hozamok előrejelezhetők kellene legyenek. A piaci hozamgörbe elemzéséből viszont a hozamok előrejelezhetősége cáfolható, amiből Rudebusch (2002) arra következtet, hogy a kamatsimítási hipotézis nem helytálló. 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 hibtag autókorrelált. Ha a (4)-es egyenletet ennek megfelelően módosítjuk, akkor a következő egyenletet kapjuk:

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

ahol az u nem autókorrelált. Ez az egyenlet azonban átírható egy másik alakba¹¹:

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

Ha a (6)-os egyenlet ρ^a és ρ^b paraméterei azonosak, akkor ez az egyenlet ekvivalens az (5)-össel. A Rudebusch-féle modell tehát speciális esete a (6)-os modellnek. Amennyiben a (6)-os egyenlet becsült együtthatóira teljesül, hogy $\rho^a = \rho^b$, akkor a további elemzéshez használhatjuk az (5)-ös modellt. A paraméterkorlátozás teljesülése a Wald-teszt alapján azonban (1 százalékos szignifikancia szinten) elvethető, vagyis az (5)-ös 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 az ma

¹¹ Ehhez fel kell írni az (5)-ös egyenletet egy időszakkal késleltetve, majd a késleltetett változat ρ -szorosát kivonni az eredeti egyenletből, és átrendezni.

optimális szintet választanak ($\rho = 0$), 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 alternatíva szerint a döntéshozók nem ismerik (mert nem is ismerhetik) a gazdaság valós modelljét, ehelyett gazdaságpolitikai döntéseiknél egy tanulási folyamatot követnek. Ebben minden új információ beérkezésekor újraértékelik, újrabecslik a korábbi modelljüket. Bármilyen új információ érkezik, legyen az akár egy szélsőséges inflációs rés adat, a múltira 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 kamat becsült együtthatója szignifikáns. A megfelelő modell kiválasztásához egy lehetséges továbbhaladási irány lehet az, amely közvetett vizsgálatok alapján törekszik a helytálló alternatívák kiválasztására.

III. Összefoglalás

A monetáris politika értékelésére, illetve jellemzésére meglehetősen népszerű eszköz a Taylor-szabály. Eredeti, rögzített együtthatós formájában viszonyítási értéket adhat a tényleges kamatszint értékeléséhez, becsült 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.

Az eredeti formájában valóban hasznos lehet viszonyítási értéként 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 milyen kibocsátási rés idősorokat használnak, továbbá úgy tűnik, hogy eltérően kezelik a 2004-es áfaemelés hatását. Elsősorban az áfaemelés 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 becsült Taylor-szabályok arra szolgálnak, hogy számszerűsítsék a monetáris politika sajátosságait, viszont éppen a számok terén meglehetősen bizonytalanok az eredmények. A becslési eljárások, a becsült egyenletek és felhasznált változók halmaza befolyásolja az eredményeket, ráadásul módszertani kifogások is felmerülnek a becslések konzisztenciáját illetően. A paraméterbecslések számértékei tehát óvatosan kezelendők.

Vannak továbbá olyanok is, akik alapjaiban vitatják a Taylor-szabályt 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 leggyakoribb 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 becsült együttható, ha egyáltalán nincs mögötte kamatsimítási

szándék. Ez elsősorban abból következhet, hogy vannak autóregresszív monetáris politikai sokkok. Ezek olyan információt hordoznak, amelyek a modellből 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 előretekinthető reálkamatok emelkedését eredményezi, és ezzel a kamatcsatornán keresztül az infláció célértéken való stabilizálását szolgálja.

Mint ahogy más nyitott gazdaságok esetében, az árfolyamnak itthon is fontos szerepe van a kamatok alakulásában, bár a következtetések negyedéves és havi frekvencián eltérőek. 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 a hatása, még úgy is, hogy az inflációs várakozások idősorában már figyelembe vettük az árfolyam-begyűrés 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, pénzügyi tényezőkkel.

A dolgozat az inflációs célkövetés bevezetése óta eltelt ötéves időszakra jellemző monetáris politikát elemzi. Azonban ez a rövid időszak sem tekinthető homogénnek, a monetáris politikai döntések pedig minden egyes alkalommal esetiek. Számos olyan esemény jellemezte ezt az időszakot, amelyek valamilyen értelemben rendkívüliek voltak, éppen ezért a szokásostól vagy átlagostól eltérő monetáris politikai reakciót kívántak. Ezek között kiemelendő az a tény, hogy az inflációs célkövetés mellett a döntéshozók az árfolyamsáv létezését is figyelembe kell vegyék. Így tehát az elemzés számszerű eredményei pusztán egy átlagos kamatreakciót fejezhetnek ki, amitől az egyedi döntések akár jelentősen is eltérhetnek.

Irodalomjegyzék

- Ball, L. (1998): „Policy rules for open economies” NBER *Working Paper* 6760
- Benk, Sz., M. Z. Jakab és G. Vadas (2005): "Potential Output Estimations for Hungary: A Survey of Different Approaches", MNB forthcoming
- Carare, A. és R. Tchaidze (2005): „The Use and Abuse of Taylor Rules: How Precisely Can We Estimate Them?” IMF *Working Paper* No. 148
- Clarida, R., J. Galí és M. Gertler (1998): „Monetary policy rules in practice. Some international evidence” *European Economic Review* 42, 1033-1067.
- Edwards, S. (2005): „The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited” Banco Central de Chile Annual Research Conference, Santiago, October 2005
- Eleftheriou, M. (2003): „On the Robustness of the 'Taylor Rule' in the EMU” *European University Institute Working Paper* No. 2003/17

- Gerdesmeier, D. és B. Roffia (2003): „Empirical estimates of reaction functions for the euro area” *ECB Working Paper* No. 206
- Gerlach, S. és G. Schnabel (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, p. 50-54.
- JP Morgan (2005): „Monetary policy through the lens of the Taylor rule”, *Emerging Markets Today*, July 27, 2005.
- Minford, P., F. Perugini és N. Srinivasan (2002): „Are interest rate regressions evidence for a Taylor rule?” *Economics Letters* 76, 145-150.
- Österholm, Pär (2005): „The Taylor Rule: a Spurious Regression?” *Bulletin of Economic Research* 57:3
- Poole, William (2006): „The Fed’s Monetary Policy Rule” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 88(1) 1-11.
- Rudebusch, G. D. (2002): „Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia” *Journal of Monetary Economics* 49, 1161-1187.
- Smets, F. és R. Wouters (2003): „An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area” *Journal of the European Economic Association* 1(5): 1123-1175.
- Söderlind, P., U. Söderström és A. Vredin (2003): „Taylor Rules and the Predictability of Interest Rates” *Sveriges Riksbank Working Paper Series* No. 147.
- Taylor, John B. (1993): „Discretion versus policy rules in practice” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39 (1993) 195-214.
- Taylor, John B. (2001): „The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules” *American Economic Review* 91(2): 263-267.