

ABALIGETI GALLUSZ–NÉMETH KRISTÓF–SCHEPP ZOLTÁN

Időben változó Taylor-szabály a hazai monetáris politika jellemzésére

Tanulmányunkban egy előretekinthető, időben változó paraméterű Taylor-szabály becslését végezzük el magyar adatok felhasználásával. Célunk a hazai monetáris politika jellemzése az inflációs célkövetés rendszerének bevezetése óta eltelt időszakban. Kutatási kérdéseink a következők. Melyek voltak a monetáris politikai döntéshozatal szempontjából meghatározó fundamentális tényezők, illetve hogyan változott e tényezők szerepe az elmúlt tizenöt év során? Az időben változó Taylor-együtthatók becsléséhez egy lineáris állapottermodellt írunk fel, amelyet Kálmán-filterrel becsülünk. Az alkalmazott becslési módszer értékes hozadéka – szemben a különböző részmintás és rezsinváltó regressziókkal –, hogy maguk a becslési eredmények jelölik ki az esetleges strukturális törések helyét, illetve idejét. Ezáltal további külső információk nélkül, előfeltevés-mentesen azonosíthatjuk a hazai monetáris politika preferenciáinak időbeli változását. Eredményeink a hazai monetáris politika céljainak átrendeződését mutatják a válságot követő időszakban, emellett kiemelik a külső mozgástér változásainak meghatározó szerepét. A becslés relevanciáját növeli, hogy a felhasznált adatok szinte teljes egészében a Magyar Nemzeti Bank által publikált, valós idejű kiadványokból származnak.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: E43, E52, E58.

A Magyar Nemzeti Bank elsődleges célja az árstabilitás elérése és megőrzése. Törvényben deklarált céljának elérése érdekében a jegybank 2001 második negyedévtől áttért az inflációs célkövetés (*inflation targeting*) rendszerére. Az alap gondolat

* Írásunkban felhasználtuk a 2016. évi XIX. International Conference on Macroeconomic Analysis and Finance, a Magyar Közgazdasági Egyesület 2016. évi konferenciája, valamint a 2017. évi World Finance Conference alkalmával az opponensektől és a résztvevőktől kapott értékes megjegyzéseket. Köszönetet mondunk mindenekelőtt a tanulmány lektorának, akinek hasznos, építő jellegű bírálati sokat segítettek abban, hogy a tanulmány elnyerje jelenlegi formáját. Köszönettel tartozunk továbbá Balatoni Andrásnak, Czelleng Ádámnak, Darvas Zsoltnak, Gábrriel Péternek, Kehl Dánielnek, Komlósi Sándornak, Kőrösi Gábornak, Mellár Tamásnak, Rappai Gábornak, Timotity Dusánnak, Várpalotai Viktornak és Váry Miklósnak munkánk támogatásáért és előremozdításáért.

Abaligeti Gallusz, PTE Közgazdaságtudományi Kar (e-mail: abaligetig@ktk.pte.hu).

Németh Kristóf, PTE Közgazdaságtudományi Kar (e-mail: nemethkf@ktk.pte.hu).

Schepp Zoltán, PTE Közgazdaságtudományi Kar (e-mail: schepp@ktk.pte.hu).

A kézirat első változata 2017. március 27-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2018.1.24>

az, hogy a monetáris hatóság az infláció és a gazdasági növekedés jövőben várható értéke alapján dönt a jegybanki alapkamat értékéről. A kamatdöntések célja tehát az, hogy az inflációt középtávú célértékén állítsa be (*Horváth és szerzőtársai* [2011]). Taylor alapvető munkája nyomán a monetáris politikai reakciófüggvény a strukturális makromodellek fontos építőelemévé vált (*Galí* [2015], *Taylor* [1993], *Woodford* [2003]). A Taylor-féle reakciófüggvény mára a legtöbb racionális várakozásra építő modell sarokköve lett, amellyel lényegében lezárható a modellstruktúra. Miután a legtöbb jegybanki szimuláció és forgatókönyv-elemzés valamilyen Taylor-féle reakciófüggvényt feltételez, annak szerepe a monetáris (és költségvetési) politikai beavatkozások értékelése szempontjából is jelentős.

Taylor eredeti megközelítése ugyanakkor két másik, sokkal inkább empirikus jellegű alkalmazási területet kínál. Ezek az empirikus vizsgálatok vagy rögzített (fix), vagy becsült paramétereket használnak. A rögzített Taylor-súlyokat szerepeltető munkák leginkább az aktuális kamatpálya értékelésével foglalkoznak. Arra a kérdésre keresik a választ, hogy vajon az aktuális kamatszint túl magas, túl alacsony, avagy éppen megfelelő. A rögzített Taylor-súlyok alapján tehát egy kézenfekvő viszonyítási kamatszintet számolhatunk (*Hidi* [2006]). Az empirikus tanulmányok másik fontos csoportja a Taylor-együtthatók becslésével foglalkozik. Ezek elsődleges célja az, hogy egyfajta jellemzést adjanak a monetáris politikáról, összefüggést keresve a kamatok és a gazdasági fundamentumok alakulása között. Egy ilyen becslés alapján általános képet kaphatunk arról, hogy a döntéshozók általában milyen megfontolások alapján hozzák döntéseiket. A becsült Taylor-súlyok tehát az egyes fundamentumok változásaira adott átlagos kamatreakciót mutatják (*Clarida és szerzőtársai* [1998], *Hidi* [2006], *Regős* [2013], *Taylor* [1995], [1999]).

Ez utóbbi súlyok segítségével igyekszünk azonosítani a hazai monetáris politikai prioritásokat, az egyes fundamentumok megítélésével kapcsolatos preferenciák változásait az inflációs célkövetés bevezetése óta eltelt időszakban. Mivel kis és nyitott gazdaságról van szó, és az általános közvélekedés (*anecdotal evidence*), valamint a korábbi empirikus munkák eredményei is ez irányba mutatnak, ezért az árfolyam-leértékelődés mint lehetséges fundamentális (magyarázó) változó szerepét is megvizsgáljuk (*Hidi* [2006], *Regős* [2013], *Taylor* [2001]).

Munkánk során arra törekszünk, hogy a külső szemlélő által a folyamatok értelmezésébe – és ezen keresztül megítélésébe – bevitt tényezők számát minimalizáljuk. Szeretnénk magunkat függetleníteni mindazoktól az értékelvű vitáktól, amelyek jellemzően politikai attitűdökben, illetve a jegybank és a kormányzat közötti együttműködés megítélésében gyökereznek, és az elmúlt másfél évtized szakmai közbeszédére erősen rányomták a bélyegüket.

A tanulmányban először röviden áttekintjük az időben változó Taylor-súlyok becslésével foglalkozó irodalmat, valamint a magyar vonatkozású munkákat. Ezt követően bemutatjuk az ökonometriai elemzéshez felhasznált adatokat, megfogalmazzuk a modellspecifikációval kapcsolatos legfontosabb észrevételeinket, leírjuk a becsülni kívánt állapottermodellt. Ezek után a modellbecslés eredményeit értékeljük. Végül következtetéseinkkel zárjuk tanulmányunkat.

Szakirodalmi áttekintés

Az időben változó együtthatójú Taylor-szabályok becslésével számos tanulmány foglalkozott már. A változó Taylor-súlyokat tartalmazó specifikációk három lényegi felismerésre próbálnak reflektálni:

1. A monetáris politikai reakciófüggvény valós paraméterei a döntéshozók preferenciáit és azok gazdaságról alkotott képét tükrözik. Miután az egymást követő monetáris rezsimek prioritásai és célrendszerei bizonyos mértékig különböznek, valószínű az időben változó Taylor-súlyok feltételezése (*Favero–Rovelli* [2003], *Ozlale* [2003], *Valente* [2003]). Ezt a hipotézist erősíti továbbá *Jung–Kiss* [2012] tanulmánya, amelyben a szerzők a lengyel jegybank monetáris politikai tanácsának és a Magyar Nemzeti Bank Monetáris Tanácsának tevékenységét elemzik a 2005 és 2010 közötti időszakban. A többségi döntéshozatali eljárás során érvényre jutó (*aggregate*), valamint a tanácsstagok egyéni szavazatainak átlagolásával kapott kamatszintek (*pooled*) eltérése alapján a szerzők megállapítják, hogy a tanácsstagok preferenciái még azonos monetáris rezsimen, érában belül is szignifikáns eltéréseket mutatnak.

2. A reakciófüggvény sok esetben nemlineáris összefüggésként adódik: az inflációs eltérés adott értéke eltérő kamatreakciót válthat ki bizonyos makrogazdasági körülmények megváltozásakor (például válság idején), illetve bizonyos küszöbértékek és társadalmi toleranciahatárok elérésekor (*Castro* [2011], *Dolado és szerzőtársai* [2005]).

3. A monetáris transzmissziót érintő változások ugyancsak instabil Taylor-együtthatókhoz vezethetnek (*Taylor* [2002], *Vonnák* [2007]).

A Taylor-együtthatók időbeli változását először a teljes minta részmintákra bontásával vizsgálta a szakirodalom (*Clarida és szerzőtársai* [2000], *Judd–Rudebusch* [1998], *Orphanides* [2004]). *Clarida és szerzőtársai* [2000] előzetekintő Taylor-szabályt becslve állapítják meg, hogy a Volcker–Greenspan-érában a Fed már jóval hatékonyabb inflációs célkövetést folytatott, mint azt megelőzően. Az endogén magyarázó változókat azok múltbeli értékeivel instrumentálják a szerzők, a becsléshez pedig az általánosított momentumok módszerét használják. Bár a részmintákat használó elemzések valóban képesek feltárni a monetáris politika preferenciáinak megváltozását, a feltételezett strukturális törés helyének, illetve idejének megállapítása a modellező feladata marad. Ráadásul ily módon a Taylor-együtthatók joggal feltételezhető fokozatos változása sem szemléltethető (*Gerlach–Lewis* [2010], *Yüksel és szerzőtársai* [2012]).

Az említett problémákra válaszul jelentek meg a különféle rezsimváltó modelleket használó elemzések. *Wesche* [2003], *Owyang–Ramey* [2004], majd *Assenmacher-Wesche* [2006] diszkrét állapotterű (elsőrendű) Markov-folyamatot feltételeznek a Taylor-súlyok alakulására. Erre alapozva *Assenmacher-Wesche* [2006] az Egyesült Államok, az Egyesült Királyság és Németország monetáris reakciófüggvényének nemlinearitása mellett érvel. Kimutatja, hogy az említett jegybankok az inflációs környezet változásához (alacsony, magas) igazítják a Taylor-súlyok értékét. *Gerlach–Lewis* [2010] ehhez képest simított átmenetű regresszió alkalmazásával bizonyítja, hogy az Európai Központi Bank reakciófüggvényének paraméterei számottevően változtak a pénzügyi válság éveit alatti. Azzal együtt, hogy a rezsimváltó

modelleket használó elemzések nagy előrelépést jelentenek a részmintás regressziókhöz képest, bizonyos mértékben továbbra is a modellező előzetes (*a priori*) tudására, előfeltevéseire hagyatkoznak. A Taylor-együtthatók esetében feltételezhető fokozatos változást a Markov-folyamatra építő rezsimváltó modellek nem képesek leírni. Bár a *Gerlach–Lewis* [2010] munkájában látott, simított átmenetű regresszió egyfajta megoldást kínál az említett problémára, az alkalmazott folytonos transzformáció kiválasztása, valamint a strukturális törés helyének (idejének) kijelölése továbbra is a modellező előzetes tudásán múlik.

Az előzőleg tárgyalt becslési eljárásokhoz képest a Kálmán-filterrel végzett becslések jelentős előnye, hogy az átmenetek, illetve az esetleges strukturális törések azonosítása már kizárólag a becslési eredmények alapján, vagyis külső információk bevonása nélkül történik. Az időben változó Taylor-együtthatók Kálmán-filterrel való becslését láthatjuk *Elkhoury* [2006], *Hatipoglu–Alper* [2009], *Trecroci–Vassalli* [2010] és *Trehan–Wu* [2007] munkáiban. *Elkhoury* [2006] a svájci jegybank monetáris politikájának jellemzésére használ időben változó Taylor-szabályt. Becslési eredményei intuitívek, alátámasztják az explicit árfolyamkövetésről az inflációs célkövetésre való fokozatos átmenetet. *Trecroci–Vassalli* [2010] Kálmán-filter alkalmazásával jut hasonló eredményre, mint korábban *Wesche* [2003].

Magyarországra korábban már több szerző is becsült Taylor-szabályokat: *Feldkircher és szerzőtársai* [2016], *Frömmel és szerzőtársai* [2011], *Hidi* [2006], *Jung–Kiss* [2012], *Maria-Dolores* [2005], *Orlowski* [2010], *Paez–Farrell* [2007], *Regős* [2013], *Siklos* [2006], valamint *Vašiček* [2010]. A magyarországi relevanciájú tanulmányok közül elsőként *Hidi* [2006] munkáját emeljük ki. A szerző különböző becslési módszerek (OLS, TSLS, GMM) alkalmazásával, rögzített mintán becsüli a Taylor-együtthatókat. Empirikus vizsgálatának eredményei azt mutatják, hogy a jegybank relatíve szigorú inflációs célkövetésbe kezdett az inflációs célkövetésre való áttéréssel. Az árfolyamnak a regresszióba építése érdemben növeli a modell illeszkedését. *Regős* [2013] ugyancsak többféle becslési módszerrel (OLS, GMM) végez teljes mintás becsléseket. A munka fontos hozzájárulása, hogy a Taylor-féle alapszpecifikációhoz képest a szerző a kockázati prémium értékét is magyarázó változóként szerepelteti. Azt találja ugyanis, hogy bizonyos szpecifikációkban a kockázati prémium regresszorként való szerepeltetése – az árfolyam beépítéséhez képest – nagyobb mértékben növeli az illeszkedést. A szerző rámutat ugyanakkor, hogy az említett változók erősen korrelálnak egymással, és az érzékenységvizsgálat során olyan szpecifikációt is vizsgál, amelyben már az árfolyam szerepeltetése tűnik kedvezőbbnek.

A hivatkozott, magyar adatokon végzett becslések egy kivételtől eltekintve statikusak abban az értelemben, hogy a teljes mintán becsülik a Taylor-együtthatókat. Ezáltal nem képesek megragadni a hazai monetáris politika preferenciáinak feltételezett időbeni változásait. Ebből a szempontból kiemelkedő jelentőségű *Feldkircher és szerzőtársai* [2016] munkája, amely időben változó Taylor-szabály becslését mutatja be a kelet-közép-európai térség gazdaságaira, így Magyarországra is. A tanulmányban bemutatott becslési módszer rendkívül kifinomult. A szerzők egy nemlineáris állapottermodellt definiálnak, amelyet aztán bayesi Kálmán-filterrel becsülnek (*Nakajima–West* [2013]). Bár a munka módszertani igényessége

kiemelkedő, eredményei – legalábbis a magyar monetáris reakciófüggvényre vonatkozók – vitathatók: ugyanis több esetben az MNB közléseivel, valamint az általános hazai közvélekedéssel is merőben ellentétes következtetésekre vezetnek. A becslések szerint például egyáltalán nem volt fontos a 2010 óta eltelt időszakban a hatalmas negatív kibocsátási rés bezárása, az árfolyam szerepe pedig folyamatosan és intenzíven csökkent 2008 előtt. Ez nagyon nehezen hihető, gyakorlatilag minden létező és észszerűnek tűnő narratívával ellenkezik.

Tanulmányunkban az árfolyamkövetés szerepét *Feldkircher és szerzőtársai* [2016] munkájához képest eltérően kezeljük. Az árfolyam szintje helyett annak időbeli relatív leértékelődését szerepeltetjük a regresszióban. Ez számot vet azzal, hogy az árfolyamrezsim a vizsgált időszak során *de jure* is változott, hiszen 2008-ban a korábbi széles sávós rögzítést szabad lebegés váltotta fel. Emellett az időszak első felében több alkalommal is előfordult, hogy az MNB drasztikus, 300 bázispontos kamatemeléssel reagált a pénzügyi piacok aktuális folyamataira (a kamatemelések háttéréről és a devizafinanszírozásban érdekelt szereplők motivációjára gyakorolt hatásáról ír *Schepp* [2008]). A szakmai közbeszédben gyakran találkozhatunk olyan véleménnyel is, amely szerint az MNB és a kormány a rugalmas árfolyamrendszer keretei közt is többször igyekezett az árfolyamot tényleges vagy verbális intervenciók segítségével befolyásolni.

1. táblázat

A szakirodalmi áttekintés rendszerező táblázata

statikus	A becslés típusa		
	részminták használata	rezsimváltó modellek	Kálmán-filter
<i>Clarida és szerzőtársai</i> [1998]	<i>Judd–Rudebusch</i> [1998]	<i>Wesche</i> [2003]	<i>Elkhoury</i> [2006]
<i>Taylor</i> [2001], [2002]	<i>Clarida és szerzőtársai</i> [2000]	<i>Owyang–Ramey</i> [2004]	<i>Hatipoglu–Alper</i> [2009]
<i>Maria-Dolores</i> [2005]	<i>Orphanides</i> [2004]	<i>Assenmacher-Wesche</i> [2006]	<i>Trehan–Wu</i> [2007]
<i>Hidi</i> [2006]	<i>Frömmel és szerzőtársai</i> [2011]	<i>Gerlach–Lewis</i> [2010]	<i>Trecroci–Vassalli</i> [2010]
<i>Siklos</i> [2006]			<i>Feldkircher és szerzőtársai</i> [2016]
<i>Paez–Farrell</i> [2007]			<i>Abaligeti és szerzőtársai</i> [2017]
<i>Vašíček</i> [2010]			
<i>Orlowski</i> [2010]			
<i>Jung–Kiss</i> [2012]			
<i>Regős</i> [2013]			

Megjegyzés: szürke háttérrel szerepelnek a magyar vonatkozású tanulmányok.

Forrás: saját szerkesztés.

A *de facto* menedzsel (piszkos) lebegtetéses árfolyamrendszerre utaló jelek különösen azokban az időszakokban szembeötlők, amikor a forint árfolyama tartósan stabilizálódik (például a Bajnai-kormány idejében vagy az utolsó két-három évben). Fontos még tisztázni, hogy *Feldkircher és szerzőtársai* [2016] munkájához képest mi megengedőbb becslési módszert választottunk: a Taylor-együtthatókra nem definiálunk küszöbértékeket, felnyújtva ezzel az adatokban lévő információk hatását. A felhasznált adatok bemutatása előtt az 1. táblázat a szakirodalmi áttekintés összegzését mutatja.

Adatok

Ebben a fejezetben a becsléshez felhasznált adatokat mutatjuk be. Látni fogjuk, hogy a felhasznált idősorok nagyrészt az MNB saját nyilvános kiadványaiból, illetve adatbázisából származnak. Becslésünk így a döntéshozók számára valós időben rendelkezésre álló információs halmaz alkalmas másolatán alapszik. Mindenekelőtt az MNB rövid távú (egy évre előretekintő) inflációs előrejelzésére hagyatkoztunk, amelyet a jegybank negyedéves rendszerességgel az aktuális inflációs jelentéssel együtt publikál. A fogyasztói árindexre (CPI) épülő inflációs előrejelzés (*short forecast*) 2001 augusztusától (2001. harmadik negyedév) áll rendelkezésünkre, tehát az első előretekintő inflációs előrejelzés 2002 harmadik negyedévére vonatkozik. Ezek után a t -edik időszakban az egy évvel későbbre várt inflációs eltérés ($\hat{\pi}_{t+4|t}$) értéke a következőképp adódik:

$$\hat{\pi}_{t+4|t} = \pi_{t+4|t} - \pi_{t+4|t}^*, \quad (1)$$

ahol tehát $\hat{\pi}_{t+4|t}$ az előretekintő inflációs eltérés (*forward-looking inflation*), $\pi_{t+4|t}$ jelöli az inflációs előrejelzést (vagyis az előrejelzésnek mint valószínűségi változónak a feltételes várható értékét), $\pi_{t+4|t}^*$ pedig az infláció célértékének egy évvel később esedékes értékét. Mivel a mintaidőszak elején (annak első harmadában) jellemzően az év végén esedékes, év végére elérendő célokat hirdetett meg a jegybank, így az egyes év végi célok „lépcsőzetes” összekötése (egész évre való kivetítése) valószerűtlen feltevés lett volna. Ezért az év végi célokat lineárisan interpoláltuk annak érdekében, hogy releváns évközi inflációs célokat kapjunk (MNB [2017]).

A Taylor-szabály becsléséhez ismernünk kell továbbá az MNB kibocsátási résre vonatkozó valós idejű becslését a mintaidőszak alatt. Sajnos ezeket az adatokat csak 2007 második negyedévtől közli az MNB. Amennyiben tehát kizárólag az MNB saját becslésére támaszkodnánk, úgy a mintaidőszak jelentősen lerövidülne (ami egy Kálmán-filterrel végzett becslésnél komoly aggályokat támasztana az eredmények megbízhatóságával kapcsolatban). Ezt elkerülendő, úgy döntöttünk, hogy a hiányzó adatokat (2001 harmadik negyedévtől 2007 első negyedévéig) rekurzív HP-filterezéssel pótoljuk, ahol $\lambda = 1600$ a standard ajánlásnak megfelelően (Canova [2007], Hodrick-Prescott [1997]). Ennél mindenképpen kifinomultabb és talán célravezetőbb megoldást jelentene, ha az MNB által használt modellek reprodukálásával, majd azok rekurzív becslésével pótolnánk a hiányzó kibocsátásirés-becsléseket (Rácz [2012]). Benk és szerzőtársai [2005] ugyanakkor az említett időszakra vonatkozó kibocsátásirés-becslések bizonytalanságára figyelmeztetnek. Figyelembe véve továbbá, hogy a

reál-GDP időszora mára számos revízió ment keresztül, ami az akkori döntési környezet hiteles reprodukálását önmagában is ellehetetlenítheti, a rekurzív HP-filter alkalmazása már sokkal inkább kézenfekvő megoldásnak tűnik.

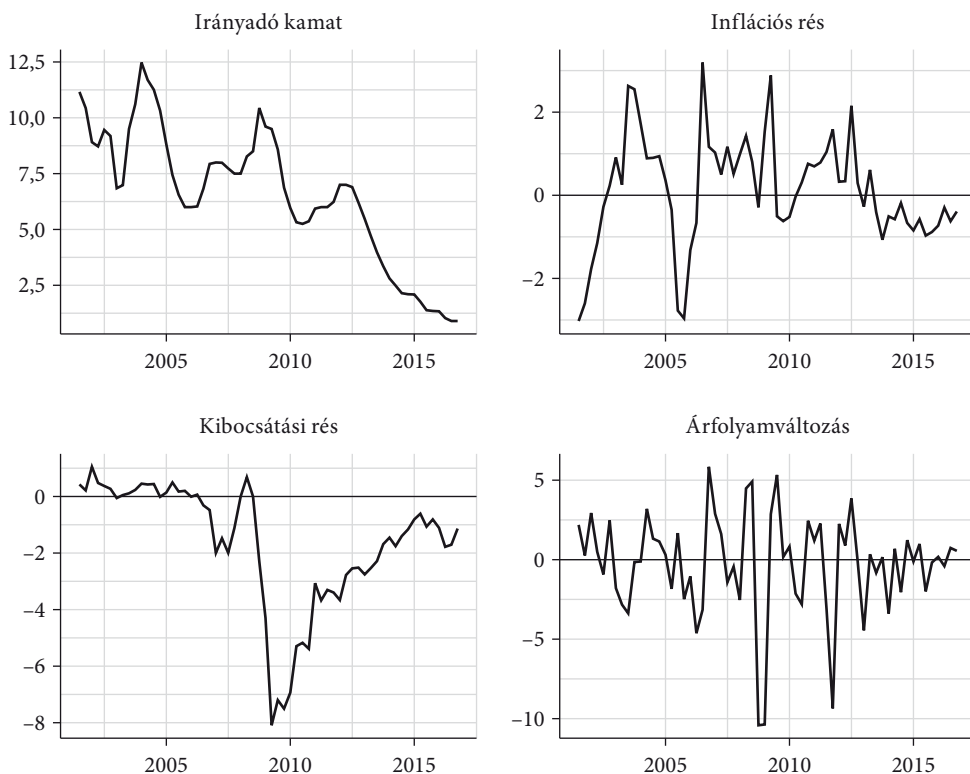
Az elmondottak alapján feltételezzük továbbá, hogy a mintaidőszak bizonyos részeiben (akár annak egészében) az árfolyam is fundamentális változóként jelent meg a monetáris politikai reakciófüggvényben. A következő fejezetben tárgyalt specifikációban az euró–forint bilaterális nominális árfolyam negyedéves átlaga alapján számított százalékos leértékelődést szerepeltettük. Az adatok forrása ez esetben az Eurostat.

Végül, a modellben szereplő utolsó változó (a későbbi megfigyelt változónk) az MNB irányadó kamata, pontosabban annak negyedéves átlaga. A releváns negyedéves átlag kiszámításához először napi adatokat generáltunk, majd ezek súlyozott átlagát képeztük. Ezáltal elkerültük a nem egyenlő időközönként történt (nem ekvidisztáns) kamatdöntések torzító hatását (*Rappai [2014]*). Az adatok forrása ez esetben is az MNB volt.

A teljes mintánk a fentiek alapján 2001 harmadik negyedétől 2016 negyedik negyedévéig terjed, ezáltal 62 érvényes megfigyelést tartalmaz. Az 1. ábra a becsléshez felhasznált idősorok alakulását mutatja a vizsgált időszakban.

1. ábra

A felhasznált idősorok alakulása a teljes mintán, 2001. IV. né. – 2016. III. né. (százalék)



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

Modellspecifikáció

A következőkben először röviden áttekintjük azokat az empirikus tényeket, amelyeket a specifikáció során figyelembe veszünk. Ezt követően leírjuk a becsléni kívánt állapottermodellt.

Taylor-szabály kis és nyitott gazdaságban

A Taylor-szabály alapgondolata, hogy az irányadó kamatláb változását két fundamentális hatásra vezeti vissza: az inflációnak az inflációs céltól vett eltérésére, valamint a kibocsátási rés értékére. Taylor eredeti cikkében e két hatás egyenlő fix súlyozással szerepel, saját jelöléseinket használva az alapspecifikáció a következőképpen írható le (Taylor [1993]):

$$i_t = \pi_t + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5\hat{y}_t + 0,02. \quad (2)$$

Vegyük észre, hogy a (2) formula elsősorban a reálkamatláb alakulására, illetve alakítására vonatkozó ajánlást fogalmaz meg. Elég kivonni a (2) egyenlet mindkét oldalból π_t -t, és rögtön látjuk, hogy a reálkamatláb emelése szükséges, amikor az infláció meghaladja annak célértékét, és (vagy) a kibocsátási rés (becsült) értéke pozitív. Ezekben a situációkban a reálkamat emelése a kereslet visszaszorításán keresztül, *ceteris paribus*, stabilizálja a gazdaságot. Taylor tehát eredetileg azt feltételezte, hogy a reálkamatláb egyensúlyi értéke (r^*) 2 százalék. A (2) egyenletet átrendezve egy talán még inkább ismerős összefüggést kapunk:

$$i_t - (r^* + \pi^*) = 1,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5\hat{y}_t. \quad (3)$$

A (3) egyenlet már az irányadó (nominális) kamat változtatására fogalmaz meg egy lényegi ajánlást. Ezek szerint a reálgazdaság túlfűtöttségét a reálkamat emelése útján csak akkor tudja semlegesíteni a jegybank, ha adott mértékű (például 1 százalékpontos) inflációnövekedésre annál nagyobb mértékű nominális kamatemeléssel reagál. Ezt a lényegi felismerést Taylor-elveként említi az irodalom (Galí [2015], Taylor [1993], Woodford [2003]).

Taylor [1993] cikkének megjelenését követően gombamód nőtt a munkáját feldolgozó irodalom, az alapspecifikáció számos módosítását, kiegészítését vizsgálták. Az egyik ilyen – az alapmodell illeszkedését érdemben javító – kiegészítés az eredeti specifikációhoz képest megengedi a kamatláb simítását. Ezt elsősorban az az empirikus tény motiválja, hogy a központi bankok szeretik mérsékelni a kamatpálya volatilitását. Ezek szerint a kamatláb múltbeli értéke szignifikáns szerepet tölt be az instrumentum jelenbeli értékének meghatározódásában (Mellár [2008]):

$$i_t - (r^* + \pi^*) = \phi \cdot i_{t-1} + \alpha \cdot (\pi_t - \pi^*) + \beta \cdot \hat{y}_t. \quad (4)$$

Kis, nyitott gazdaságok esetében (amilyen Magyarország is) az árfolyam beépítésével tovább javítható a regressziós modell illeszkedése (Hidi [2006], Regős [2013]):

$$i_t - (r^* + \pi^*) = \alpha \cdot (\pi_t - \pi^*) + \beta \cdot \hat{y}_t + \gamma_1 \cdot e_t + \gamma_2 \cdot e_{t-1}. \quad (5)$$

Az (5) egyenletben az e_t a reálárfolyam időszaki értékét jelöli, de természetesen akár bilaterális, akár effektív nominális árfolyamok szerepeltetése is indokolható lehet. Az eddigiektől eltérően, az árfolyamhoz tartozó együtthatók előjelét illetően nincs egyértelmű konszenzus az irodalomban. A fenti egyenletnek tehát különböző értelmezései képzelhetők el γ_1 és γ_2 paraméterek becslt vagy rögzített értékétől függően. A főáramú elmélet szerint a helyes specifikáció a $\gamma_1 < 0$ és $\gamma_2 = 0$ restriktiókat feltételezi, hiszen reálfelértékelődés esetén a jegybank általában lazít a monetáris feltételeken. Ezáltal a jegybank, *ceteris paribus*, rövid távon javítja a hazai gazdaság nemzetközi versenyképességét (*Obstfeld-Rogoff* [1996]). Egy ilyen specifikáció azonban a becslés során kiegyensúlyozatlansági problémákat vethet fel a változók elméleti és empirikus tulajdonságaival kapcsolatban, konkrétan azok stationer vagy elsőrendű integrált jellegére vonatkozóan (*Kirchgässner és szerzőtársai* [2013]).

Az állapotér reprezentációja

A következőkben bemutatjuk az elemzésünk alapját képező állapotérmodellt. A megfigyelési egyenlet (6) specifikációjával az eddig látott empirikus tényekre igyekszünk reflektálni:

$$i_t = r^* + \pi_t^* + \alpha_t \cdot \hat{\pi}_{t+4|t} + \beta_t \cdot \hat{y}_t + \gamma_t \cdot \frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} + \epsilon_t, \quad (6)$$

ahol az egyes mennyiségek a következő változókat, illetve paramétereket jelölik: i_t az irányadó kamatláb értéke a t -edik időszakban, amelyet az MNB Monetáris Tanácsa határoz meg a kéthetes betéti kamaton keresztül,

r^* a reálkamat egyensúlyi értéke, amely feltételezésünk szerint konstans,

π_t^* az MNB által a t -edik időszakra meghirdetett inflációs cél,

$\hat{\pi}_{t+4|t}$ az egy évre előretekintő inflációs eltérés (inflációs rés) a t -edik periódusban; értéke az egy évre előretekintő inflációs várakozás, valamint a releváns inflációs cél különbségeként adódik az (1) egyenlet alapján,

\hat{y}_t a kibocsátási rés becslt értéke a t -edik periódusban,

e_t : az euró–forint direkt jegyzésű nominális árfolyam negyedéves átlaga a t -edik periódusban; a (6) egyenletben szereplő kifejezés tehát százalékos árfolyamváltozást (leértékelődést) jelöl.

ϵ_t : a megfigyelési egyenlet hibája, amelyről feltesszük, hogy $\mathcal{N}(0, \sigma_\epsilon^2)$ eloszlást követ.

Ezek szerint modellünk állapotváltozói az időben változó Taylor-súlyok lesznek. Jelölésük a következő:

α_t az egy évre előretekintő inflációs eltéréshez tartozó, időben változó Taylor-együttható,

β_t a kibocsátási réshez tartozó, időben változó együttható,

γ_t az árfolyamváltozáshoz tartozó, időben változó együttható.

A megfigyelési egyenlet specifikációját tekintve észrevehetjük, hogy abban nem jelenik meg a kamatsimításra vonatkozó kiterjesztés. A kamatsimítást természetesen próbáltuk megjeleníteni a specifikációban, ám a késleltetett tag szerepeltetése a (6) egyenlet jobb oldalán minden általunk vizsgált modellváltozat esetén értelmetlen becslési eredményekhez vezetett.¹ Próbálkoztunk a specifikáció szűkítésével is: kihagytuk előbb az árfolyam-leértékelődést, majd a kibocsátási részt, ám az előző problémák továbbra is megmaradtak. Úgy gondoljuk, hogy a minta méretéhez képest túl sok eseti (diszkrecionális) kamatdöntés született a vizsgált időszakban ahhoz, hogy egy időben változó specifikációt kamatsimítással együtt becsülni tudjunk. Így aztán visszatértünk a fenti megfigyelési egyenletben leírt specifikációhoz.

Azt látjuk, hogy a (6) egyenlet jobb oldalán az alap Taylor-szabályhoz képest az árfolyam leértékelődése szerepel mint addicionális fundamentális tényező. A fentiekben azt is láttuk, hogy az árfolyam-hatásra irányuló kontroll érdemben volt képes növelni a korábbi, teljes mintás regressziók illeszkedését (*Hidi* [2006], *Regős* [2013]). Összhangban az (5) egyenlet értelmezésénél látottakkal, az árfolyam-leértékelődéshez tartozó Taylor-súly értékével és előjelével kapcsolatban nincsenek szigorú elvárásaink. Míg az α_t és a β_t esetében egyértelműen pozitív értékeket várunk, addig a γ_t becslése akár negatívnak is adódhat. Intuíciónk mindenesetre azt sugallja, hogy többnyire γ_t becslésének is pozitívnak *kellene* lennie: ha a forint leértékelődik, akkor a jegybank vélhetően kamatemeléssel reagál. Hasonlóan: amennyiben a forint erősödik, akkor a jegybank várhatóan az irányadó kamat csökkentésével próbálja gyengíteni a hazai valutát.

Az árfolyam bevezetésének van továbbá egy fontos következménye a Taylor-szabály stabilizációs kritériumára nézve: a Taylor-elv, legalábbis annak eredeti formájában való teljesülése már nem szükséges feltétele a sikeres stabilizációs politikának. Elképzelhető ugyanis, hogy a reálkamatláb akkor is képes nőni, ha az inflációs eltéréshez tartozó Taylor-együttható egynél kisebb. Abban az esetben például, amikor az inflációs nyomást részben az árfolyam nagymértékű leértékelődése okozza, a döntéshozók vélhetően a pénzügyi stabilitási szempontokat is mérlegelik a kamatdöntés során. Ebben az esetben a sikeres stabilizáció, eltekintve a kibocsátási rés szerepétől, az $\alpha_t + \gamma_t > 1$ reláció teljesülését feltételezi (*Ball* [1999], *Galí* [2015]).

A megfigyelési egyenlet specifikációjával kapcsolatban meg kell említenünk továbbá a $\hat{\pi}_{t+4t}$ mint magyarázó változó lehetséges endogenitásával kapcsolatos, technikai jellegű nehézségeket. Valószínűsíthető ugyanis, hogy az alapkamatban ma bekövetkező változás befolyásolja a jövőre vonatkozó inflációs várakozásokat, így $\hat{\pi}_{t+4t}$ vélhetőleg endogén a (6) egyenlet jobb oldalán. Ez idáig nem sikerült olyan alkalmas instrumentumot találnunk, amely egyrészt valóban exogén lett volna, másrészt a mintánk jelentős rövidítése nélkül képes lett volna a $\hat{\pi}_{t+4t}$ varianciájának kellően nagy hányadát visszaadni. A probléma kezelésére megpróbáltunk kétfokozatú regressziót (2SLS) alkalmazni, amelynek első lépésében az előretekintő inflációs várakozásokat magyaráztuk a saját és a többi változó előidejű értékeivel (*Wooldridge* [2012]). Az így kapott exogén

¹ Vagy a simítási paraméterre nem teljesült a kívánt stabilitási feltétel, vagy az egyensúlyi reálkamat értéke adódott negatívnak. Máskor a Taylor-együtthatókra vonatkozó véletlen bolyongások (lásd később) véletlen tagjainak varianciaparaméterét nem sikerült szignifikánsnak becsülni.

(előidejű) változó ugyanakkor az instrumentált változó varianciájának csak meglepően kis hányadát tudta reprodukálni négy késleltetés mellett (*Hidi* [2006], *Wooldridge* [2012]). Tekintve, hogy az MNB 2011-ig *no-policy change* inflációs előrejelzéseket készített, vagyis rögzített kamatlábbal számolt az előrejelzési horizonton, az előbb tárgyalt endogenitási probléma csak a mintaidőszak utolsó harmadát érinti. Ebben az időszakban a α_t együttműködhető becslése várhatóan negatív torzítást mutat. Belátható ugyanis, hogy az endogén kamatpályát feltételező előrejelzés esetén az előrettekintő inflációs eltérés sohasem lehet nagyobb annál, mint amekkora konstans kamatszint mellett adódna. Következésképp az együttműködhető alulbecslésének kockázatával állunk szemben.

Már említettük, hogy a forint leértékelődését az euró–forint nominális árfolyam negyedéves átlagának százalékos változásával számítottuk. Problémát jelenthet, hogy az árfolyam nagyon gyorsan reagálhat az adott negyedévben hozott kamatdöntésekre, így ez esetben is felmerül az endogenitás kockázata. Mivel az említett endogenitási problémák módszertani orvoslása csak a minta terjedelmének jelentős csökkentése mellett lett volna biztosítható, így a jelenlegi modellkeretben inkább vállaltuk az említett magyarázó változók endogenitásából adódó kockázatot. Az egyidejű kibocsátási rés esetében ugyanakkor – a transzmisszió időigényét tekintve – nem merül fel endogenitási probléma.

Az állapotváltozókról az irodalom tipikusan véletlen bolyongást feltételez, így mi is ezt a specifikációt alkalmazzuk (*Elkhoury* [2006], *Trehan–Wu* [2007]):

$$\begin{aligned}\alpha_t &= \alpha_{t-1} + \varepsilon_t^\alpha, & \varepsilon_t^\alpha &\sim \mathcal{N}(0, \sigma_\alpha^2), \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \varepsilon_t^\beta, & \varepsilon_t^\beta &\sim \mathcal{N}(0, \sigma_\beta^2), \\ \gamma_t &= \gamma_{t-1} + \varepsilon_t^\gamma, & \varepsilon_t^\gamma &\sim \mathcal{N}(0, \sigma_\gamma^2).\end{aligned}\tag{7}$$

Feltételezzük továbbá, hogy a fenti folyamatok egymással korrelálatlanok. A Taylor-súlyok stacionaritásának feltevése indokolható, sőt valószínű lehet, ugyanakkor ezáltal jelentősen nőne a becsülendő paraméterek száma. Amennyiben például az állapotváltozókra elsőrendű autoregresszív folyamatot feltételezünk, úgy ötről nyolcra. Tekintve, hogy relatíve rövid mintával rendelkezünk, igyekeztünk minél kevesebb paramétert szerepeltetni a modellben, tartva az alulidentifikáltság problémájától. Mindezek alapján a véletlen bolyongás feltételezése mellett döntöttünk.

A fentiekben bemutatott állapottermodell becslésére tipikusan Kálmán-filtert használ az irodalom. Számos példát láthatunk különböző Taylor-típusú specifikációk Kálmán-filterrel történő becslésére (lásd szakirodalmi áttekintésünkben), így mi is ezt a módszert választottuk. A számításokat a Matlab beépített függvényeinek segítségével végeztük el.

A modellbecslés eredményei

Jelen fejezetben a modellbecslés eredményeit értékeljük. Felidézve az előző fejezetben bemutatott állapottermodellt, annak paraméterei a következők lesznek: r^* , σ_α^2 , σ_β^2 , σ_γ^2 és σ_ϵ^2 , vagyis a megfigyelési egyenletben szereplő konstans (a

reálkamat egyensúlyi értéke), valamint a feltételezett hibatagok szórásparaméterei. A maximum likelihood becslés ebben az esetben a kamatláb predikciójának (négyzetes) hibáját (z_t^2) minimalizálja, ahol

$$z_t \equiv i_t - i_{t|t-1} = i_t - \left(r^* + \pi_t^* + \alpha_{t|t-1} \cdot \hat{\pi}_{t+4t} + \beta_{t|t-1} \cdot \hat{y}_t + \gamma_{t|t-1} \cdot \frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} \right). \quad (8)$$

Némi egyszerűsítéssel élve azt mondhatjuk, hogy azt a kitüntetett paramétervektort keressük, amely mellett a predikció négyzetes hibája minimális lesz.² A szórás- (variancia-) paraméterek esetében természetesen elvárjuk azok nemnegativitását. Ezek után a becsülni kívánt modell likelihood függvénye az alábbiak szerint írható fel (Harvey [1990]):

$$\log L(r^*, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\beta^2, \sigma_\gamma^2) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log(S_t) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{z_t^2}{S_t}, \quad (9)$$

ahol S_t az előzetesen definiált $i_{t|t-1}$ valószínűségi változó varianciáját jelöli. A maximum likelihood becslés eredményét a 2. táblázat tartalmazza.

2. táblázat

A maximum likelihood becslés eredménye

	Együttható	Standard hiba	z-statisztika	p-érték
r^*	3,9774	0,2412	16,48	0,000***
σ_α^2	0,3670	0,0032	113,39	0,000***
σ_β^2	0,0838	0,0021	39,90	0,000***
σ_γ^2	0,0045	0,0030	1,50	0,066*
σ_ε^2	0,4519	0,0023	196,98	0,000***

*** 1 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, * 10 százalékos szinten szignifikáns értékek. Forrás: saját szerkesztés.

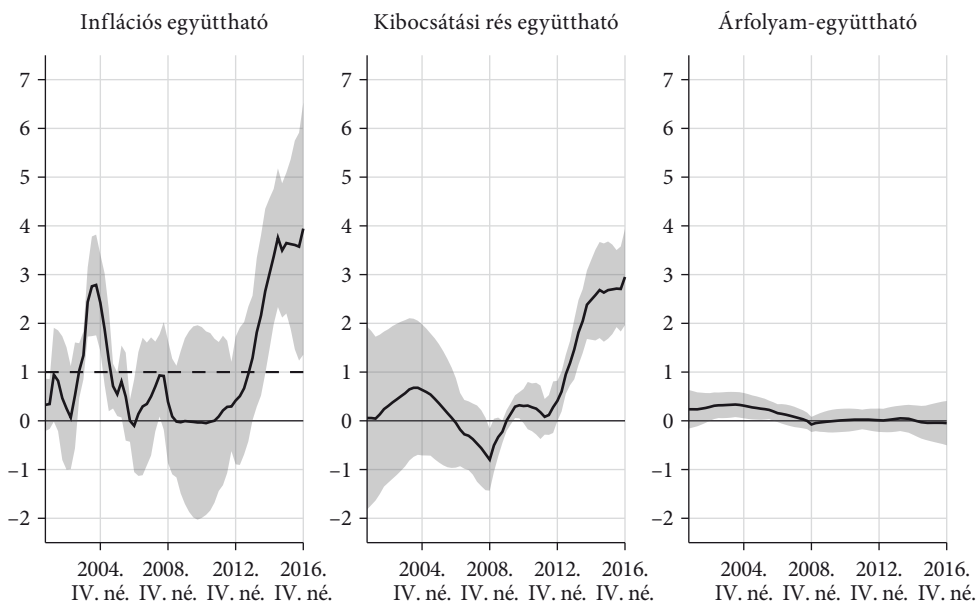
Ezek után a 2. táblázatban látott paraméterértékek mellett futó Kálmán-filterben adódik az állapotváltozók becslése. A 2. ábra a három időben változó Taylor-együttható ($\alpha_p, \beta_p, \gamma_p$) simított értékét mutatja a mintaidőszak alatt.

A 2. ábrán, balról jobbra haladva, $\alpha_{t|T}, \beta_{t|T}$ és $\gamma_{t|T}$ feltételes várható értékeket láthatjuk, vagyis az állapotváltozók simított idősorait 2001 harmadik negyedétől 2016 negyedik negyedévéig. Amennyiben az állapotváltozók vektorát \mathbf{x}_t jelöli, akkor a becslés célja az $\mathbf{x}_{t|T} \equiv E(\mathbf{x}_t | \mathbf{Y}_T)$ feltételes várható érték meghatározása, ahol \mathbf{Y}_t a megfigyelt változó(k) $t = 1, \dots, T$ időszak alatt rendelkezésre álló értékeit jelöli. Az alkalmazott simító eljárás mögötti meglátás lényegében az, hogy a Taylor-együtthatók mindenkorai értékének becslésekor a teljes minta információtartalmát felhasználjuk.

² A predikció során az állapotváltozók egy időszakkal előrettekintő feltételes várható értékét képezzük az állapotegyenletek alapján. Ezen értékekre alapozva próbáljuk előre jelezni i_t értékét a $(t-1)$ -edik periódus információs halmaza mellett (Harvey [1990], Varga [2011]).

2. ábra

A Taylor-együtthatók becsült (simított) értéke



Forrás: saját szerkesztés.

Hasonlóan, a 2. ábrán látható standard hibák időszaki értékeit is a minta teljes információs halmazát feltételezve becsültük.

A 2. ábra alapján mindenekelőtt azt mondhatjuk, hogy a hazai monetáris politika reakciófüggvénye, vagyis az egyes stabilizációs tényezők együtthatóinak értéke jelentősen változott a vizsgált időszakban. Ez a megállapítás tanulmányunk első fontos eredménye, amely tehát alátámasztja a Taylor-együtthatók időbeli változására vonatkozó hipotézisünket. Láthatjuk továbbá, hogy a becslési eredmények alapvetően összhangban állnak a makroelmélet következtetéseivel (Galí [2015]): $\alpha_{i|T}$ minden szignifikáns értéke pozitív, és az esetek túlnyomó többségében 1-nél nagyobb.

Ennek alapján azt mondhatjuk, hogy a jegybank, az inflációs célkövetés politikáját követve, többnyire hatékonyan tudta stabilizálni a reálgazdaság működését – legalábbis „békeidőben”. Ez a megállapítás egyúttal összhangban áll a hazai irodalom korábbi eredményeivel (Hidi [2006], Regős [2013]).

Ugyancsak az elméleti ajánlásoknak megfelelően, $\beta_{i|T}$ szinte minden szignifikáns értékre pozitív. Eredményeink ebben az esetben is összhangban állnak az irodalomban eddig látottakkal, ugyanis a kibocsátási réshez tartozó együttható értéke csak a 2008-as válságot követő időszakban szignifikáns (Hidi [2006], Regős [2013]).

Az előzőekhez képest azt látjuk, hogy az árfolyam-leértékelődéshez tartozó Taylor-együttható becslése ($\gamma_{i|T}$) csak a mintaidőszak első harmadában szignifikáns (2002. negyedik negyedév és 2006. harmadik negyedév között). Ebben a rövid időszakban ugyanakkor az árfolyamkövetés még fontosabb célként jelenik, mint az output-stabilizáció (lásd még 4. ábra később). Úgy gondoljuk, becslésünk ezen eredménye jól

tükrözi a hazai monetáris politikában történt paradigmaváltást: 2001 nyarán a csúszó leértékelést az inflációs célkövetés rendszere váltotta fel. Ez alapján korántsem meglepő, hogy 2006 után az árfolyam stabilizálása nem játszott szignifikáns szerepet a monetáris politika reakciófüggvényében.

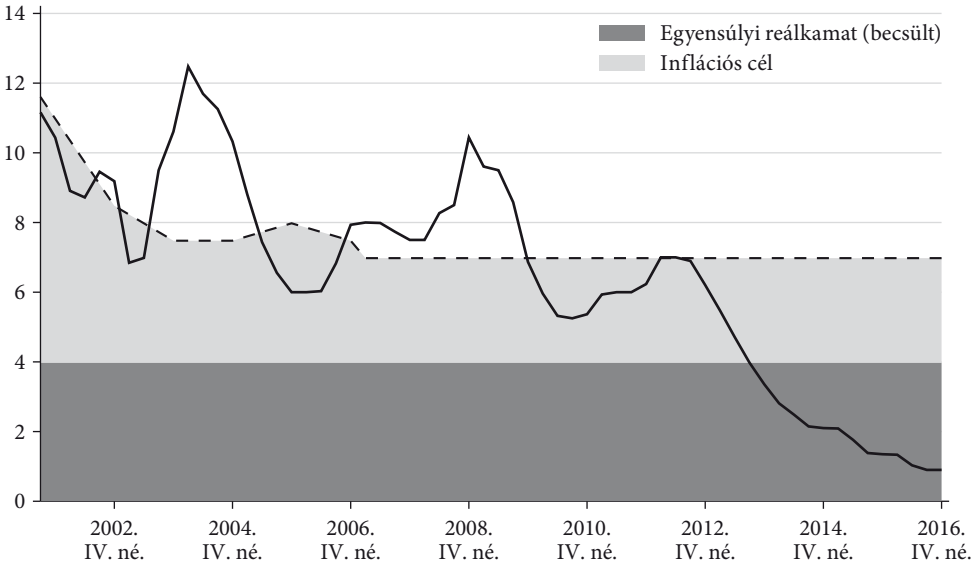
Az eredmények értelmezéskor mindenképpen meg kell említenünk, hogy a minta-időszak középső harmadában (2006 végétől 2012 végéig) becslési eredményeink alapján nem lehetséges a hazai monetáris politika megbízható jellemzése. Ebben az időszakban nem látunk szabályalapú monetáris politikai döntéshozatalt. Úgy gondoljuk, hogy ez a fajta bizonytalanság nagyrészt a 2008-as válság okozta strukturális törésnek tudható be. A válság idején a hazai monetáris politika mozgásterére vélhetően annyira leszűkült, hogy a Taylor-szabály követésére alapuló megközelítés alapvetően sérült. 2013-tól kezdődően ugyanakkor jól látható az infláció és a kibocsátási rés együtthatóinak időbeli együttmozgása, tendenciózus növekedése. Ez az eredmény alapvetően a monetáris politika szuverén mozgásterének 2015 elejéig tartó, nagymértékű bővülésével indokolható. Részben az új jegybanki vezetés sikereként értékelendő, hogy képes volt kiaknázni a lényegesen kibővült mozgástér által kínált lehetőségeket: az összecsiszolódott költségvetési és monetáris politikai célokra alapozva egy intenzív, a minta-időszak végéig összesen 435 bázispontos kamatcsökkentési pályát vitt végig. Mindezek után összességében is elmondható, hogy eredményeink a mindenkor hazai monetáris politika nemzetközi feltételek által való meghatározottságát sugallják.

Észrevehetjük, hogy ez idáig csak a Taylor-súlyok abszolút, illetve relatív nagyságáról beszéltünk. Fontosnak tartjuk ugyanakkor megvizsgálni azt is, hogy az egyes stabilizációs tényezők mikor milyen szerepet játszottak a jegybanki alapkamat meghatározódásában. Amennyiben például arra vagyunk kíváncsiak, hogy a kibocsátási rés adott időszaki értéke milyen szerepet játszott egy kamatdöntés során, akkor az adekvát időben változó Taylor-súly és az MNB-től származó időszaki kibocsátási rés (ugyancsak becslés) szorzatát, vagyis a $\beta_{t|t} x_t$ szorzatot kell vizsgálnunk. Hasonlóan képezve a megfelelő szorzatokat, a t -edik negyedévben a következő mennyiségeket kapjuk: $\alpha_{t|t} \hat{\pi}_{t+4|t}$, $\beta_{t|t} x_t$, $\gamma_{t|t} (e_t - e_{t-1}) / e_{t-1}$. Ezek a szorzatok tehát az egyes stabilizációs tényezőknek az alapkamat szintjére gyakorolt időszaki hatását mutatják. Az előbbi mennyiségeket összegezve, továbbá figyelembe véve az egyensúlyi reálkamat statikus és az inflációs cél időben változó hatását, gyakorlatilag a jegybanki alapkamat szintjének dekompozícióját kapjuk. A 3. ábra ennek megfelelően az egyensúlyi reálkamat (statikus) és az inflációs cél (dinamikus) hatását szemlélteti a jegybanki alapkamat szintjének meghatározódására vonatkozóan.

A 3. ábra alapján azt mondhatjuk, hogy a mintaidőszak első felében az egyensúlyi reálkamat statikus hatása ($r^* = 3,98$), valamint az inflációs cél időben változó hatása döntő szerepet játszott az alapkamat szintjének meghatározódásában. A 3. ábrán a szaggatott és a fekete folytonos vonalak közötti távolság szemlélteti a strukturális tényezők addicionális hatását. Ezek szerint a stabilizációs tényezők hatása a következő periódusokban erősödött fel: a Járai Zsigmond 2001–2007 közötti jegybankelnöksége közepén, a 2008-as válság idején, valamint a mintaidőszak második felében, a válságot követően. Ezt követően az egyes strukturális-stabilizációs tényezők hatását vizsgáljuk az említett periódusokban. Ezt elősegítendő,

3. ábra

A jegybanki alapkamat szintjének dekompozíciója a mintaidőszak alatt, I.
Az egyensúlyi reálkamat és az inflációs cél hatása



Forrás: saját szerkesztés.

a 4. ábra már az egyensúlyi reálkamat és az inflációs cél hatása nélkül mutatja a jegybanki alapkamat szintjének felbontását.³

A 4. ábra a jegybanki alapkamat meghatározódásában szerepet játszó strukturális tényezők (infláció, kibocsátási rés, árfolyam-leértékelődés) időben változó hatását mutatja. Az ábra alapján mindenekelőtt azt mondhatjuk, hogy a válságot követően a minden bizonnyal erősen negatív kibocsátási rés bezárásának szándéka egyre nagyobb hatással volt az alapkamat szintjének meghatározódására. Becslésünk szerint többnyire ez a strukturális tényező dominálja a válság utáni időszak kamatdöntéseit.

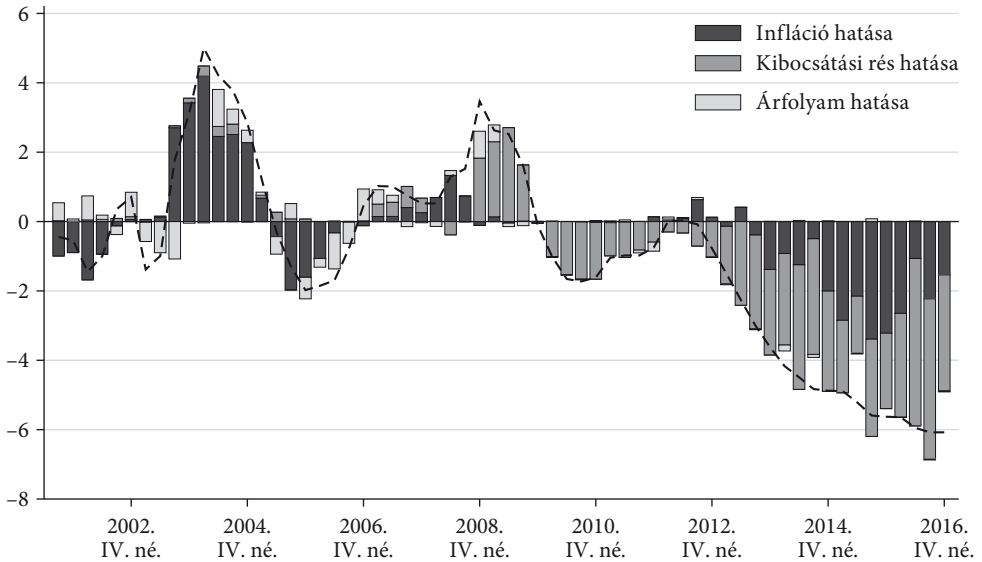
A 3. ábrán azt láttuk, hogy a mintaidőszak első felében a strukturális tényezők kamatdöntéseket meghatározó hatása csak a Járai-éra közepén (különösen 2003 közepétől 2005 elejéig) értékelődött fel. Ez az eredmény véleményünk szerint a költségvetési és monetáris politika egyre inkább kibontakozó konfliktusára utal. A „költségvetési alkoholizmus” ezen éveiben a költségvetési hiány 7,1 százalék, 6,3 százalék és 7,8 százalék volt.⁴ Azt látjuk tehát, hogy a jegybank nagyjából időben észlelte a keresletélénkítésre alapozott felelőtlen költségvetési politika veszélyeit (Kopits [2006], [2008]). Más kérdés, hogy a monetáris politika ezen erőfeszítései végül eredménytelenek bizonyultak: Járai Zsigmond jegybankelnöksége végére (a költségvetési és a

³ Ezáltal gyakorlatilag egyfajta nominális kamatrés felbontását végezzük el: $\hat{i}_t = i_t - r_t^* - \pi_t^* = i_t - \hat{i}_t^*$. Mivel az így képzett változó értelmezésére nem fordítunk nagyobb figyelmet, ezért a továbbiakban is a jegybanki alapkamat felbontásáról beszélünk majd. Figyelmünket ugyanakkor az egyes stabilizációs tényezők hatására irányítjuk.

⁴ Forrás: Eurostat, Government deficit and debt, 2017 (<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>).

4. ábra

A jegybanki alapkamat szintjének dekompozíciója a mintaidőszak alatt, II.
A fundamentális (strukturális) tényezők hatása



Forrás: saját szerkesztés.

monetáris politika irányítóinak közismerten megromlott viszonyától valószínűleg nem függetlenül) egyfajta orientációvesztés a jellemző, a jegybank feladni látszik a kilátástalannak tűnő harcot. 2006-ban a költségvetési hiány 9,3 százalék.

A fenti ábrák tanúsága szerint külön figyelmet érdemel még a 2008-as válság hazai begyűrűzésének időszaka. Az 1. ábrán azt látjuk, hogy a válság hatására 2008 utolsó negyedévében a forintárfolyam jelentősen gyengült, és a becsült kibocsátási rés értéke is erősen negatívvá vált. Ezek után a 4. ábrán látottak azt sugallják, hogy az alapkamat 2008. végi nagymértékű emelését leginkább az erősen negatív kibocsátási rés motiválta.⁵ Ez téves, félrevezető interpretációja az akkori eseményeknek, hiszen tudjuk: a 2008. októberi 300 bázispontos kamatemelés a forint árfolyamának stabilizálását szolgálta. Úgy gondoljuk, hogy a félrevezető eredmények ez esetben leginkább a választott becslési módszer sajátosságaival hozhatók összefüggésbe. Vegyük észre, hogy az árfolyam-leértékelődés együtthatójának időbeli szóródása (varianciája) jóval alacsonyabb, mint akár az inflációs eltéréshez, akár a kibocsátási réshez tartozó Taylor-együttható volatilitása. Mindez természetesen a maximum likelihood becslés 2. táblázatban látott eredményére vezethető vissza. Azt látjuk, hogy σ_γ^2 becsült értéke jóval alacsonyabb, mint a másik két véletlen bolyongás véletlen tagjának varianciája, továbbá a paraméter szignifikanciája sem egyértelmű. Ezek után már kevésbé meglepő, hogy az elsődlegesen a forint stabilitásának védelmét szolgáló 300 bázispontos kamatemelés valós motivációját nem sikerült megragadnunk a modellben. Mivel az

⁵ Ez az egyetlen olyan időszak, amikor $\beta_{i,T}$ értéke szignifikáns és negatív (2. ábra).

árfolyamkövetés csak a minta első harmadában szignifikáns, ezért nagyon nehézkessé válik annak identifikációja egy-egy későbbi, rendkívüli periódusban.⁶ A válság idején hozott kamatdöntések háttérének pontosabb feltérképezése további, a mostanin túlmutató módszertani megközelítésen alapuló kutatások tárgya lehet a jövőben.

Következtetések

Tanulmányunkban a hazai monetáris politika reakciófüggvényének becslését végeztük el az inflációs célkövetés rendszerének bevezetése óta eltelt időszakban. A monetáris politikai döntések háttérének feltérképezéséhez egy időben változó Taylor-szabályt becsültünk Kálmán-filterrel. Retrospektív ökonometriai elemzésünk legfontosabb tanulsága, hogy a magyar monetáris politika céljai és lehetőségei sokat változtak az inflációs célkövetés rendszerének bevezetése óta. Ezen változások vélhetően többnyire a nemzetközi monetáris feltételek válságot követő, szokatlan fellazulásának köszönhetőek, ugyanakkor a különböző monetáris rezsimiek eltérő értékválasztásai, attitűdjei is tetten érhetőek. Míg a mintaidőszak elején a jegybank gyakorlatilag tiszta inflációs célkövetési politikát folytatott (némi árfolyamkövetés mellett), addig a válságot követő periódusban már a negatív, illetve negatívnak becsült kibocsátási rés stabilizálása (bezárása) is egyenrangú prioritásként jelent meg a jegybanki reakciófüggvényben. A közelmúlt kamatdöntéseit figyelembe véve központi kérdés marad, hogy mennyiben tekinthetők megbízhatónak a jegybank kibocsátási résre vonatkozó becslései, és meddig marad még fenn a tartósan kedvező nemzetközi pénzügyi környezet, valamint a költségvetési és monetáris politikai szándékok összhangja. A Fed kamatemelési ciklusának elindítása és az energiaárak terén bekövetkezett trendforduló az előbbi, míg a hazai munkaerőpiaci nyomás és a kormányzati béremelési szándékok az utóbbi tekintetében mutatnak aktuális példát a kockázatokra.

Hivatkozások

- ASSENMACHER-WESCHE, K. [2006]: Estimating Central Banks' Preferences from a Time Varying Empirical Reaction Function. *European Economic Review*, Vol. 50. No. 8. 1951–1974. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eurocorev.2005.10.003>.
- BALL, L. [1999]: Efficient Rules for Monetary Policy. *International Finance*, Vol. 2. No. 1. 63–83. o. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-2362.00019>.
- BENK SZILÁRD–JAKAB ZOLTÁN–VADAS GÁBOR [2005]: Potential Output Estimations for Hungary: A Survey of Different Approaches. *MNB Occasional Papers*, 43. <https://www.mnb.hu/letoltes/op-43.pdf>.
- CANOVA, F. [2007]: *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton University Press.
- CASTRO, V. [2011]: Can Central Banks' Monetary Policy be Described by a Linear (Augmented) Taylor Rule or by a Nonlinear Rule? *Journal of Financial Stability*, Vol. 7. No. 4. 228–246. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2010.06.002>.

⁶ A tanulmány egy korábbi – lektorált – változatában egy nemlineáris specifikáció alapján ezt a rendkívüli árfolyamhatást meglepően jól sikerült azonosítanunk.

- CLARIDA, R.–GALÍ, J.–GERTLER, M. [1998]: Monetary policy rules in practice: Some international evidence. *European Economic Review*, Vol. 42. No. 6. 1033–1067. o. [http://dx.doi.org/10.1016/s0014-2921\(98\)00016-6](http://dx.doi.org/10.1016/s0014-2921(98)00016-6).
- CLARIDA, R.–GALÍ, J.–GERTLER, M. [2000]: Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115. No. 1. 147–180. o. <http://dx.doi.org/10.1162/003355300554692>.
- DOLADO, J.–DOLORES, R.–NAVEIRA, M. [2005]: Are Monetary Policy Reaction Functions Asymmetric? The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve. *European Economic Review*, Vol. 49. No. 2. 485–503. o. [http://dx.doi.org/10.1016/s0014-2921\(03\)00032-1](http://dx.doi.org/10.1016/s0014-2921(03)00032-1).
- ELKHOURY, M. [2006]: A Time-Varying Parameter Model of A Monetary Policy Rule for Switzerland: The Case of the Lucas and Friedman Hypothesis. HEI Working Papers, 01-2006.
- FAVERO, C. A.–ROVELLI, R. [2003]: Macroeconomic Stability and the Preferences of the Fed: A Formal Analysis, 1961–98. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 35. 545–556. o. <http://dx.doi.org/10.1353/mcb.2003.0028>.
- FELDKIRCHER, M.–HUBER, F.–MODER, I. [2016]: Modeling the evolutions of monetary policy rules in CESEE. *Focus on European Economic Integration*, No. 1. 8–27. o.
- FRÖMMEL, M.–GARABEDIAN, G.–SCHOBERT, F. [2011]: Monetary policy rules in Central and Eastern European countries: Does the exchange rate matter? *Journal of Macroeconomics*, Vol. 33. No. 4. 807–818. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2011.05.003>.
- GALÍ, J. [2015]: *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*. 2. kiadás, Princeton University Press.
- GERLACH, S.–LEWIS, J. [2010]: The Zero Lower Bound, ECB Interest Rate Policy and the Financial Crisis. *De Nederlandsche Bank Working Paper*, No. 254. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1948547>.
- HARVEY, A. C. [1990]: *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, Cambridge: <http://dx.doi.org/10.1017/cbo9781107049994>.
- HATIPOGLU, O.–ALPER, E. [2009]: Estimating Central Bank Behavior in Small Open Economies. Megjelent: *Cobham, D.–Dibeh, G.* (szerk.): *Central Banking in Middle East and North Africa*. Routledge, New York, 50–72. o.
- HIDI JÁNOS [2006]: A magyar monetáris politikai reakciófüggvény becslése. *Közgazdasági Szemle*, 53. évf. 12. sz. 1178–1199. o.
- HODRICK, R. J.–PRESCOTT, E. C. [1997]: Postwar US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29. No. 1. 1–16. o. <http://dx.doi.org/10.2307/2953682>.
- HORVÁTH ÁGNES–KÖBER CSABA–SZILÁGYI KATALIN [2011]: Az MNB Monetáris Politikai Modellje, az MPM. *MNB-Szemle*, június, 18–24. o. <https://www.mnb.hu/letoltes/horvath-kober-szilagyi.pdf>.
- JUDD, J. P.–RUDEBUSCH, G. D. [1998]: Taylor’s Rule and the Fed: 1970–1997. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, Vol. 3. 3–16. o.
- JUNG, A.–KISS GERGELY [2012]: Preference heterogeneity in the CEE inflation-targeting countries. *European Journal of Political Economy*, Vol. 28. No. 4. 445–460. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2012.05.004>.
- KIRCHGÄSSNER, G.–WOLTERS, J.–HASSLER, U. [2013]: *Introduction to modern time series analysis*. 2. kiadás. Springer, <http://dx.doi.org/10.1007/978-3-642-33436-8>.
- KOPITS GYÖRGY [2006]: The Sickest Men of Europe. *The Wall Street Journal Europe*, szeptember 21. 13. o.

- KOPITS GYÖRGY [2008]: Saving Hungary's Finances. *The Wall Street Journal Europe*, december 4. 13–14. o.
- MARIA-DOLORES, R. [2005]: Monetary policy rules in accession countries to EU: Is the Taylor rule a pattern? *Economics Bulletin*, 5. 1–16. o.
- MELLÁR TAMÁS [2008]: Gazdaságpolitika makroszemléletben. PTE KTK, Pécs.
- MNB [2017]: Az inflációs célkövetéses rendszer. <https://www.mnb.hu/monetaris-politika/a-monetaris-politika-keretrendszer/az-inflacios-celkoveteses-rendszer>.
- NAKAJIMA, J.–WEST, M. [2013]: Bayesian Analysis of Latent Threshold Dynamic Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 31. No. 2. 151–164. o. <http://dx.doi.org/10.1080/07350015.2012.747847>.
- OBSTFELD, M.–ROGOFF, K. [1996]: *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press.
- ORLOWSKI, L. T. [2010]: Monetary policy rules for convergence to the Euro. *Economic Systems*, Vol. 34. No. 2. 148–159. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecosys.2009.09.005>.
- ORPHANIDES, A. [2004]: Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability, and Inflation: A View from the Trenches. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36. No. 2. 151–175. o. <http://dx.doi.org/10.1353/mcb.2004.0013>.
- OWYANG, M.–RAMEY, G. [2004]: Regime Switching and Monetary Policy Measurement. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51. No. 8. 1577–1597. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.01.004>.
- OZLALE, U. [2003]: Price Stability vs. Output Stability: Tales of Federal Reserve Administrations. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 27. No. 9. 1595–1610. o. [http://dx.doi.org/10.1016/s0165-1889\(02\)00072-6](http://dx.doi.org/10.1016/s0165-1889(02)00072-6).
- PAEZ-FARRELL, J. [2007]: Understanding monetary policy in Central European countries using Taylor-type rules: The case of the Visegrad four. *Economics Bulletin*, 5. 1–11. o.
- RÁCZ OLIVÉR MIKLÓS [2012]: A gazdaság ciklikus pozíciójának megítélése bizalmi indikátorok segítségével. MNB-Szemle, június, 41–46. o. <https://www.mnb.hu/letoltes/racz-1.pdf>.
- RAPPAI GÁBOR [2014]: Rendszertelen idősorok modellezése spline-interpolációval. *Statiztikai Szemle*, 92. évf. 8–9. sz. 766–791. o.
- REGŐS GÁBOR [2013]: Kockázattal kiegészített Taylor-szabályok becslése Magyarországra. *Közgazdasági Szemle*, 60. évf. 6. sz. 670–702. o.
- SCHEPP ZOLTÁN [2008]: Néhány gondolat a változó kamatozású devizafinanszírozás kockázatairól. *Hitelintézeti Szemle*, 7. évf. 1. sz. 67–90. o.
- SIKLOS, P. L. [2006]: Hungary's entry into the euro area: Lessons for prospective members from a monetary policy perspective. *Economic Systems*, Vol. 30. No. 4. 366–384. o. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2006.07.005>.
- TAYLOR, J. B. [1993]: Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39. 195–214. o. [http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-1](http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-1).
- TAYLOR, J. B. [1995]: The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9. No. 4. 11–26. o. <http://dx.doi.org/10.1257/jep.9.4.11>.
- TAYLOR, J. B. [1999]: A Historical Analysis of Monetary Policy Rules. Megjelent: *Taylor, J. B. (szerk.): Monetary Policy Rules*. NBER Conference Report Series. University of Chicago Press, 319–341. o. <http://dx.doi.org/10.7208/chicago/9780226791265.001.0001>.
- TAYLOR, J. B. [2001]: The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *American Economic Review*, Vol. 91. No. 2. 263–267. o. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.91.2.263>.

- TAYLOR, J. B. [2002]: The monetary transmission mechanism and the evolution of monetary policy rules. Working Papers of the Central Banks of Chile, No. 87.
- TÓTH MÁTÉ BARNABÁS [2011]: Measuring the Cyclical Position of the Hungarian Economy: A Multivariate Unobserved Components Model. MNB Műhelytanulmány.
- TRECROCI, C.–VASSALLI, M. [2010]: Monetary Policy Regime Shifts: New Evidence from Time-Varying Interest Rate Rules. *Economic Inquiry*, Vol. 48. No. 4. 933–950. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1465-7295.2009.00222.x>.
- TREHAN, B.–WU, T. [2007]: Time-Varying Equilibrium Real Rates and Monetary Policy Analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 31. No. 5. 1584–1609. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jedc.2006.04.009>.
- VALENTE, G. [2003]: Monetary Policy Rules and Regime Shifts. *Applied Financial Economics*, Vol. 13. No. 7. 525–535. o. <http://dx.doi.org/10.1080/0960310021000025001>.
- VARGA BALÁZS [2011]: Időben változó együtthatójú ökonometriai modellek. *Statisztikai Szemle*, 89. évf. 7–8. sz. 813–838. o.
- VĀŠÍČEK, B. [2010]: Monetary Policy Rules and Inflation Process in Open Emerging Economies: Evidence for 12 New EU Members. *Eastern European Economics*, Vol. 48. No. 4. 36–58. o. <http://dx.doi.org/10.2753/eee0012-8775480402>.
- VONNÁK BALÁZS [2007]: The Hungarian monetary transmission mechanism: An assessment. MNB Working Papers, 3. sz. <https://www.mnb.hu/letoltes/wp2007-3.pdf>.
- WESCHE, K. [2003]: Monetary Policy in Europe: Evidence from Time-Varying Taylor Rules. Bonn Econ Discussion Papers, bgse21_2003.
- WOODFORD, M. [2003]: *Interest and Prices*. Princeton University Press, Princeton–Oxford.
- WOOLDRIDGE, J. M. [2012]: *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 5. kiadás. South-Western College Publishing, Nashville, TN.
- YÜKSEL, E.–OZCAN, K. M.–HATİPOĞLU, O. [2012]: A Survey on Time Varying Parameter Taylor Rule: A Model Modified with Interest Rate Pass Through. *Economic Systems*, Vol. 37. No. 1. 122–134. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecosys.2012.08.002>.