Közgazdasági Szemle, LVIII. évf., 2011. március (197–228. o.)

KOPPÁNY KRISZTIÁN

Vezethet-e a válság deflációs spirálhoz?

Modellszámítások a likviditási csapdában lévő Egyesült Államokra

Az Egyesült Államok pénzpiaci kamatszintje 2008 utolsó negyedéve óta gyakorlatilag nulla százalékon áll, a világ legnagyobb gazdasága likviditási csapdában van. A nominális kamatláb alsó határértékének elérése a monetáris politika lehetőségeit jelentősen korlátozza, s ez súlyos következményekkel járhat a gazdasági egyensúly és stabilitás szempontjából: egy likviditási csapdában lévő gazdaság könnyen deflációs spirálba kerülhet. Az ilyen helyezetek kialakulásának és elkerülésének lehetőségét a szerző a Közgazdasági Szemle 2007. novemberi számában tárgyalta. Az elméleti megközelítés ebben a tanulmányban empirikus elemzéssel egészül ki, amelynek során arra a kérdésre keressük a választ: vezethet-e a válság deflációs spirálhoz az Egyesült Államokban.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: E31, E52, E58.

A likviditási csapda[1] a keynesi gazdaságelmélet egyik sarokköve (*Keynes* [1936/1965]), amely hosszú száműzetés után az 1990-es évek végén került ismét néhány makroközgazdász érdeklődésének középpontjába. A téma újrafelfedezése elsősorban a japán válságnak, valamint Paul Krugman ehhez kapcsolódó írásainak volt köszönhető (*Krugman* [1998*a*], [1998*b*], [1998*c*], [1999]). A 2000-es évek elejét jellemző alacsony inflációs ráták és kamatlábak lehetséges következményeinek kutatása tovább fokozta az érdeklődést, amely azután a gazdasági körülmények megváltozásával lassan lecsillapodott.

A sors furcsa és a szerző szempontjából szerencsés fintora, hogy az általa 2007-ben tárgyalt kérdések egy évvel a tanulmány megjelenését követően megint égetően aktuálissá váltak (*Koppány* [2007]). A 2008-ban kirobbant világgazdasági válság következtében a fejlett országok nagy részében az irányadó jegybanki ráták s ezzel együtt a rövid távú pénzpiaci kamatlábak újra a nulla alsó küszöbérték közelébe kerültek, a deflációs tendenciák pedig 2009 elején jóval valószínűbbnek tűntek, mint a 2002–2003-as fenyegetettség

* A szerző köszönettel tartozik *Horváth Zoltánnak* a felmerülő matematikai problémák megoldásával kapcsolatos tanácsaiért, valamint a tanulmány anonim lektorának értékes észrevételeiért. A modell feltevéseivel kapcsolatos, a választott elemzési keretet alapjaiban módosító, ugyanakkor rendkívül előremutató lektori javaslatot ebben az írásban nem lehetett maradéktalanul figyelembe venni. Ez jövőbeli kutatás tárgya lesz. A tanulmány a szerző 2009 nyarán benyújtott PhD-értekezésének, valamint az ezt követően végzett, 2010 nyarán lezárult kutatásainak eredményeit foglalja össze. Hasznos tanácsaikért köszönet illeti az előbb említett értekezés témavezetőjét és opponenseit, *Solt Katalint*, *Mellár Tamást* és *Meyer Dietmart* is.

[1] Mint sok más dologban, az Egyesült Államok jelenlegi helyzetét, a nominális kamatláb alsó határértékét és a likviditási csapda fogalmát illetően sincs egyetértés a közgazdászok körében, ezért a címben és az absztrakt első mondatában szereplő határozott kijelentés csak megfelelő definíciós környezetben és modellfeltételek között érvényes. A jelenséggel kapcsolatos viták ismeretében (lásd *Koppány* [2007]) célszerű már most rögzítenünk, hogy zárt gazdaságra vonatkozó modellkeretünkben – ahol a monetáris politika kizárólagos eszköze a kamatláb – a nulla nominális kamatszint állapotát tekintjük likviditási csapdának.

Koppány Krisztián a győri Széchenyi István Egyetem Nemzetközi és Elméleti Gazdaságtan Tanszékének adjunktusa.

idején (*Decressin–Laxton* [2009]). Kiváltképpen igaz ez a válságot elindító Egyesült Államokra, ahol 2009 első felében a kamatszint átlagosan 0,1-0,2 százalék volt, a *Kumar és szerzőtársai* [2003] által kifejlesztett deflációs „sebezhetőségi" index értéke pedig a 2003. évi érték duplájára emelkedett.

Paul Krugman 2009 elején többször is hangot adott deflációs félelmeinek, likviditási csapdával kapcsolatos aggodalmairól pedig már egy évvel korábban is beszámolt (*WSJ online* [2007]).[2] Az *1. ábrán* szereplő diagramok a New York Times elektronikus változatában olvasható blogbejegyzéseiből származnak. Krugman a következő gondolatmenettel magyarázza és kapcsolja össze a grafikonokat.

A kibocsátási résre vonatkozó előrejelzések az *1. ábra* felső részén a nyolcvanas évek elején tapasztalthoz hasonló gazdasági visszaesést prognosztizálnak. Akkoriban az átlagos árszint növekedési üteme 10-ről nagyjából 4 százalékra, vagyis hozzávetőleg 6 százalékkal csökkent. Ha ugyanezt a dezinflációs folyamatot vetítjük ki az előttünk álló évekre, akkor a 2009 elején 2,5 százalék körüli maginflációs ráta körülbelül –3,5 százalékig eshet vissza a válság következtében (*Krugman* [2009*a*]).[3]

A monetáris politika a negatív kibocsátási résre és a túlzottan alacsony inflációs rátára az alapkamat csökkentésével reagál. Ezt az összefüggést formalizálja a Taylor-szabály, amelynek együtthatói a jegybank múltbeli kamatreakciói alapján becsülhetők. Az *1. ábra* alsó része egy ilyen becslés tényadatokhoz való illeszkedését, valamint a kamatszint regressziós egyenlet segítségével előre jelzett várható jövőbeli pályáját mutatja. Jól látható, hogy az Egyesült Államok irányadó jegybanki kamatlába 2008 végére gyakorlatilag elérte alsó határát, a negatív kibocsátási rés és a dezinflációs nyomás megfelelő ellensúlyozásához azonban a Taylor-szabály szerint a jegybankpénz kamatlábának még alacsonyabb, negatív értékeket kellene felvennie (*Krugman* [2009*b*]).

A 2008 utolsó negyedéve óta nulla közeli pénzpiaci és rövid lejáratú állampapír-piaci kamatlábak alapján kijelenthetjük, hogy a nominális kamatszint alsó határa effektívvé vált, az Egyesült Államok likviditási csapdába került. Az amerikai gazdaság aktuális helyzete a szerző korábbi tanulmányában tárgyalt kérdéseket nemcsak rendkívül időszerűvé teszi, hanem magától értetődően kiváló lehetőséget kínál az ott elért eredmények alkalmazására is.

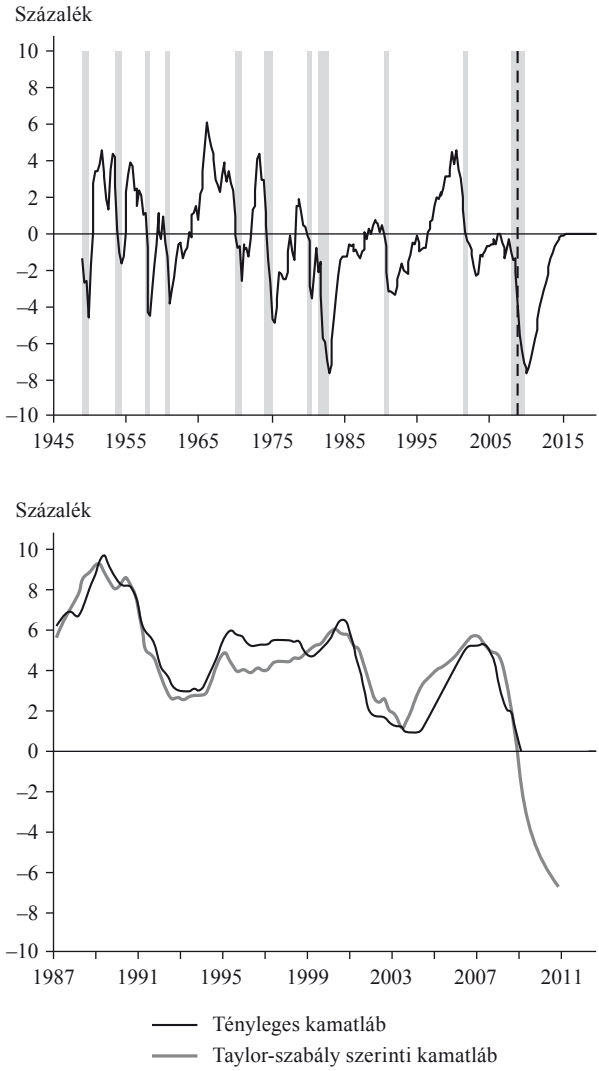
Koppány [2007] egyrészt visszaigazolt több, a likviditási csapda szakirodalmában gyakran javasolt megelőzési és kezelési módot,[4] másrészt a monetáris politika hitelessége

[2] Nem Krugman volt az egyedüli, aki a 2008 őszén bekövetkezett összeomlást jóval megelőzően figyelmeztetett a likviditási csapda veszélyeire (lásd például a Telegraph honlapján 2008. január 25-én megjelent, Joseph Stiglitzcel készített interjút – *Telegraph* [2008]).

[3] A jelenlegi krízist gyakran hasonlítják az 1930-as évek világgazdasági válságához, holott több jelentős eltérés is van a két helyzet között. A Krugman által prognosztizált defláció például jócskán elmarad az 1930-as évek elején tapasztalt árszintcsökkenéstől. *Orphanides* [2004] részletesen elemzi az időszak makrogazdasági és pénzpiaci adatait. A tanulmányában bemutatott diagramokról jól látszik, hogy az Egyesült Államok fogyasztói árindexe 1933 elejére az 1929-es szintnek nagyjából a 75 százalékára esett. További lényeges különbség a mai helyzethez képest, hogy ez a jelentős mértékű defláció akkoriban nem nullaszázalékos kamatszint mellett következett be, sőt az árszint negatív tendenciája éppen a belföldi monetáris szabályozás lehetőségeit korlátozó aranystandard elhagyása és a rövid lejáratú kamatok nullára csökkenése után fordult meg. Az 1930-as évek válságának magyarázata és az ez időszakban folytatott monetáris politika megítélése mindmáig komoly viták tárgya, ezekbe a gazdaságtörténeti kérdésekbe e tanulmány keretei között nem kívánunk belefolyni. A különböző nézetekről jó összefoglalást ad *Snowdown–Vane* [20056] (76–82. o.).

[4] Nemrégiben Olivier Blanchard, az IMF vezető közgazdásza és két kollégája (*Blanchard és szerzőtársai* [2010]) fontolgatta a likviditási csapda egyik megelőzési lehetőségét: jegybankoknak a szokásos 2 százaléknál magasabb szinten kellene rögzíteniük inflációs célkitűzésüket. A javaslatot eredetileg Krugman fogalmazta meg 1998-ban a likviditási csapdában vergődő Japán számára (*Krugman* [1998*a*]), amelynek lényege, hogy az inflációs célkitűzés magasabb szinten történő rögzítésével a nominális kamatláb átlagos (egyensúlyi) értéke is emelkedik, növelve ezzel az expanzív monetáris politika mozgásterét. Ha a gazdasági válság kitörésekor magasabb lett volna az infláció és a nominális kamatláb, akkor a központi bankok hatékonyabb kamatcsökkentési lépéseket tudtak volna tenni, amelyek révén kevésbé esett volna vissza a GDP, s kevésbé romlott volna a fiskális pozíció.

1. ábra
Kibocsátási rés (felül) és irányadó jegybanki kamatláb (alul) az Egyesült Államokban



Forrás: http://krugman.blogs.nytimes.com, felső ábra *Krugman* [2009*a*], alsó ábra *Krugman* [2009*b*].

és a deflációs spirál lehetősége közötti kapcsolat vizsgálata során egy fontos új eredményt mutatott fel: minél hitelesebb egy jegybank, vagyis minél jobban képes inflációs célkitűzésével lehorgonyozni a gazdasági szereplők várakozásait, annál alacsonyabb a likviditási csapda és a deflációs spirál kockázata. Bár a nulla kamatszint elérésének valószínűsége sosem csökkenthető nullára, a deflációs spirál lehetősége elméletileg kizárható: megfelelő mértékű jegybanki hitelesség esetén a gazdasági rendszer még likviditási csapdában is megőrzi stabilitását. Vajon az Egyesült Államok monetáris politikájának hitelessége eléri-e a deflációs spirál kizárásához szükséges kritikus mértéket?

Ezt a kérdést a 2007-es modell egy módosított, dinamikai szempontból bonyolultabb változatával vizsgáljuk meg. A módosítások nyomán a korábbi egydimenziós rendszerünk kétdimenzióssá változik, ami kiváló lehetőséget teremt a síkbeli lineáris rendszerek esetében megszokott stabilitásvizsgálatok elvégzésére és a közgazdasági elemzésekben elterjedt szemléltető eszközök alkalmazására. Növekszik továbbá modellünk valószerűsége és empirikus magyarázó ereje. Először a módosított elemzési keretet és annak dinamikai tulajdonságait ismertetjük, majd megmutatjuk, hogy az inflációs cél hitelessége és a deflációs spirál lehetősége között korábban feltárt elméleti összefüggések ebben a modellváltozatban is érvényesek.

A hasonló modellekkel végzett elemzések, valamint a saját becsléseink alapján adódó paraméterértékek alkalmat adnak a likviditási csapda gyakorlati jelentőségével és a deflációs spirál lehetőségével kapcsolatos következtetések levonására is. Ezt használjuk ki elemzésünk harmadik részében. Modellünk statisztikai tulajdonságainak és az alkalmazott ökonometriai módszerek bemutatása után elsősorban arra keressük a választ, hogy a Fed hitelessége meghaladja-e a fent említett kritikus mértéket, s a becsült paraméterértékek mellett a kamatláb alsó határának elérése fenyegethet-e a kamatpolitika stabilizáló erejének elvesztésével és deflációs spirál kialakulásával az Egyesült Államokban. A tanulmányt a következtetések összefoglalásával zárjuk.

Az elemzési keret

Bár az itt alkalmazott elemzési keret *Koppány* [2007]-től valójában csak egyetlen egyenletben tér el, nem tekinthetünk el a teljes modell bemutatásától.

Modellünk diszkrét idejű, ahol a változók alsó indexei mutatják, hogy az adott változó mely periódusbeli értékére hivatkozunk. Az endogén változók jelölése a következő: π_t az átlagos árszint előző időszakhoz viszonyított százalékos emelkedését, vagyis a t-edik periódus inflációs rátáját, π_t^e az árak előző időszakhoz viszonyított várt emelkedését, vagyis a t-edik periódusra várt inflációs rátát, x_t, r_t^e és i_t pedig rendre a t-edik időszaki kibocsátási rést, várt reálkamatlábat és nominális kamatszintet jelöli.

A modellben két determinisztikus és két sztochasztikus exogén változó szerepel. Az előbbi csoportba sorolható a potenciális kibocsátáshoz tartozó és a monetáris politika számára adottságként jelentkező r^* hosszú távú egyensúlyi reálkamatláb (természetes kamatláb), valamint a jegybank által kijelölt (vagy számára kívülről meghatározott) π^* inflációs cél. A gazdaságot érő átmeneti sokkhatásokat ε_t és u_t változókkal jelöljük. Az ε_t a t-edik periódus inflációs rátáját közvetlenül befolyásoló ársokkok és/vagy kínálati sokkok egyenlege, az u_t pedig a t-edik időszakban jelentkező, a makrokeresletet és ezáltal a kibocsátási rést befolyásoló keresleti sokkokat jelöli, amelyekről feltételezzük, hogy egymástól független, autokorrelálaltan, nulla várható értékű, adott σ_ε és σ_u szórású, normális eloszlású valószínűségi változók. Az endogén és exogén változók mindegyikét százalékban mérjük, a periódusok negyedéveket jelentenek.[5]

A magatartási egyenletek érzékenységi és súlyparamétereit α, β_x, β_r, γ_π, γ_x és ϕ görög betűkkel jelöljük. Ezek jelentését az egyenletek tárgyalása során ismertetjük.

A modell egyenletei a következők:

$$\pi_t = \alpha x_{t-1} + \pi_t^e + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$x_t = \beta_x x_{t-1} - \beta_r (r_{t-1}^e - r^*) + u_t \tag{2}$$

[5] A modell ettől eltérően, éves léptékben is értelmezhető. A monetáris transzmisszió időigénye így ugyan jobban közelítené a gyakorlatban megfigyelhető egy-két éves időtávot, az évente egyszeri jegybanki kamatdöntés azonban meglehetősen valószerűtlen feltételezés lenne.

$$i_t = \max[0,\ r^* + \pi^e_{t+1} + \gamma_\pi(\pi_t - \pi^*) + \gamma_x x_t] \tag{3}$$

$$r^e_t = i_t - \pi^e_{t+1} \tag{4}$$

$$\pi^e_{t+1} = \phi\pi^* + (1 - \phi)\ \pi_t, \tag{5}$$

ahol α, β_x, β_r, r^*, γ_π, γ_x, π^* és ϕ valós konstansok, továbbá $\alpha > 0$, $\beta_r > 0$, $\gamma_\pi > 0$, $0 < \beta_x < 1$, $\gamma_x \geq 0$, $\pi^* > -r^*$ és $0 \leq \phi < 1$.

Az (1) egyenlet egy hagyományos, várakozásokkal bővített Phillips-görbe (*PC*), amely a gazdaság árigazodási mechanizmusát írja le: az adott időszak inflációs rátáját (π_t) az adott periódusra várt infláció (π^e_t), az előző időszak kibocsátási rése (x_{t-1}), valamint az adott időszakban jelentkező ársokkok határozzák meg. Az α paraméter az inflációs ráta kibocsátási résre való érzékenységét jelenti.

Az (1) egyenlet szerint az áralkalmazkodás igen egyszerű: ha nem jelentkeznek olyan ársokkok, amelyek a folyamatok alakulását esetleg ellentétesen befolyásolnák, akkor a pozitív kibocsátási rés várakozásokon felüli, a negatív kibocsátási rés ezzel szemben a várakozások szintjétől elmaradó áremelkedési ütemet eredményez a következő időszakban. A tényleges GDP-nek a potenciális kibocsátástól való minden egy százalékpontos eltérése (a várakozásokhoz képest) α százalékos inflációs többletet vagy ilyen mértékű inflációcsökkenést vált ki a kibocsátási rés előjelétől függően.

A (2) egyenlet egy kibocsátási résre vonatkoztatott *IS* függvény, amely szerint az adott időszak kibocsátási rése (x_t) az előző periódusbeli kibocsátási réstől (x_{t-1}), az előző időszakra várt reálkamatlábtól (r^e_{t-1}), valamint az adott periódusban jelentkező keresleti sokkhatásoktól (u_t) függ. A β_r paraméter a kibocsátási rés reálkamatlábra vonatkozó érzékenységét jelenti, β_x pedig az autoregresszív tag együtthatója. Az egyensúlyi reálkamatlábat (r^*) meghaladó r^e_{t-1} csökkenti, míg r^* alatti r^e_{t-1} érték növeli a kibocsátási rést. Amennyiben a várt reálkamatláb aktuális értéke megegyezik a természetes kamatlábbal, és nem jelentkeznek keresleti sokkhatások, a kibocsátási rés a nullához tart.

A (3) egyenlet a monetáris politika reakciófüggvényét, a nominális kamatszint (i_t) alakulását írja le. Az itt szereplő maximumfüggvény második argumentumában a Taylor-szabály jelenik meg, első argumentuma pedig azt biztosítja, hogy a kamatszint ne csökkenhessen nulla alá.

A jegybank a kamatlábat a pozitív tartományban az adott időszaki inflációs ráta (π_t) és kibocsátási rés (x_t) alapján határozza meg. A reakciófüggvény magasabb inflációhoz és kibocsátási réshez magasabb nominális kamatszintet rendel, ezzel az *IS* függvényen és a Phillips-görbén keresztül megvalósuló transzmissziós mechanizmussal negatív visszacsatolást vált ki az inflációs rátára és a kibocsátási résre vonatkozóan.

A ($\pi_t - \pi^*$) tag az aktuális infláció célértéktől (π^*) való eltérését, a γ_π és γ_x paraméterek pedig rendre a jegybank inflációs eltérésre és kibocsátási résre való érzékenységét fejezik ki. Nagyobb γ_π és γ_x értékek esetén ugyanakkora inflációs többlet, illetve kibocsátási rés nagyobb nominális kamatlábat, vagyis erőteljesebb monetáris restrikciót eredményez. Feltételezzük, hogy az inflációs cél folyamatos, vagyis π^* a vizsgálat időhorizontján változatlan, és nem feltétlenül nyilvános.[6]

Mint látható, a kamatszabály az inflációs várakozásokat is tartalmazza. A jegybank tisztában van azzal, hogy a nominális kamatráta változása a makrokereslet s ezen keresztül az infláció alakulását csak akkor tereli a potenciális kibocsátás, illetve a meghirdetett

[6] A monetáris politika gyakorlatában jelenleg széles körben alkalmazott inflációs célkitűzéses rendszerben a célértéket nyilvánosan meghirdetik, az elméleti taxonómia azonban nemcsak az explicit, hanem a nyilvánosan ki nem hirdetett, implicit inflációs céllal jellemezhető rezsimeket is az inflációs célkitűzéses rendszerek közé sorolja (*Kuttner* [2004]). A tanulmányban empirikusan elemzett Egyesült Államok monetáris politikája implicit inflációs célértékkel operál (*Leigh* [2008]).

célérték felé, ha a reálkamatláb is a megfelelő irányban és mértékben változik, vagyis ha a kamatszabály megfelel a Taylor-elvnek. Amennyiben a nominális kamatláb megválasztása mindig az inflációs várakozások aktuális szintjének figyelembevételével történik, ez az elv a kikötéseinknek megfelelő bármilyen paraméterválasztás esetén teljesül.

Az egyensúlyi reálkamatláb a monetáris szabályban is megjelenik, feltételezzük ugyanis, hogy a jegybank képes ennek nagyságát pontosan megbecsülni, vagyis ismert számára r^* értéke. Az inflációs ráta célértéknek megfelelő szinten való stabilizálása kizárólag ebben az esetben valósítható meg.

A (4) egyenlet a Fisher-tétel várt reálkamatlábra (r_t^e) vonatkozó közelítő változata, miszerint a várt reálkamatláb adott periódusbeli értéke az adott időszaki nominális kamatláb (i_t) és az egy periódussal későbbre várt és a jelenlegi árszínvonal százalékos eltéréseként értelmezett inflációs várakozás (π_{t+1}^e) különbsége.

A (3) és (4) egyenletek alapján jól látszik, hogy a jegybank végső soron nem is a nominális kamatlábat, hanem közvetve az inflációs cél fokozatos eléréséhez, majd fenntartásához szükséges várt reálkamatláb nagyságát, pályáját határozza meg (legalábbis addig, amíg a gazdaság aktuális állapotának megfelelő reálkamatszint biztosítása nem ütközik a nominális kamatláb értékének alsó korlátjába).

A monetáris politika teljes transzmissziós mechanizmusa – ha azt a kamatdöntés meghozatalától a végső célra, vagyis az inflációs rátára kifejtett hatás érvényesüléséig lezajló hatáslánccként értelmezzük – modellünk első négy egyenletének értelmében pontosan kétperiódusnyi: a t-edik időszakra vonatkozó kamatdöntés a következő, $(t + 1)$-edik periódus kibocsátási résére, ez utóbbi pedig csak a $(t + 2)$-edik időszak áralakulására van hatással.[7]

Végül az (5) egyenlet az inflációs várakozások alakulását írja le. Eszerint a következő időszakra várt inflációt (π_{t+1}^e) egyrészt a múltbeli áralakulás, vagyis az adott időszaki tényleges inflációs ráta (π_t), másrészt a jegybank inflációs célkitűzése (π^*) határozza meg. Hiteles monetáris politika esetén a kitűzött célérték nominális horgonyként funkcionál, vagyis képes befolyásolni az inflációs várakozásokat (*László* [2002]). A hitelesség foka modellünkben a ϕ súlyparaméter nagyságától függ ($0 \leq \phi < 1$). Minél magasabb ϕ értéke, annál nagyobb hatással van a várt inflációra a jegybank célkitűzése. Egy nullához közeli paraméterérték ezzel szemben a célkitűzés alacsony hitelességére utal. Ilyenkor a gazdaság szereplői sokkal inkább múltbeli tapasztalataikra támaszkodnak inflációs várakozásaik kialakításakor. A $\phi = 0$ esetén az inflációs várakozások statikusak, ilyenkor a következő időszak várt inflációja megegyezik az adott időszak inflációs tényadatával.

A jegybanki hitelesség inflációs várakozásokra gyakorolt hatásának általunk alkalmazott, leegyszerűsített kezelése nem egyedülálló a szakirodalomban. Várakozási egyenletünk pontosan megfelel *Svensson* [2000] elméleti, valamint *Gerlach–Svensson* [2003] empirikus elemzésében megfigyelhető megoldásnak. Modellünk a hitelesség felépülésének, illetve leromlásának folyamatát nem magyarázza, az inflációs cél teljesülésébe vetett bizalom mértéke a ϕ paraméter által exogén módon adott. Az ebből adódó korlátokat következtetéseink levonásakor természetesen figyelembe kell vennünk.

Az (1)–(5) egyenletek által meghatározott elemzési keret $\phi = 0$ esetben megegyezik *Reifschneider–Williams* [2000] modelljével, így annak módosított változataként is felfogható. Ezt a viszonyítási pontot a későbbiekben ki fogjuk használni.

Jól látható, hogy jelenlegi modellünkben valójában egyedül az *IS* függvény formulája módosult *Koppány* [2007]-hez képest: az egyenlet kibővült egy autoregresszív kompo-

[7] Modellünk eltekint a kamatlábak lejárati szerkezetének kezelésétől, így az *IS* függvényben szereplő várt reálkamatláb és a (3) kamatszabály bal oldalán álló nominális kamatláb azonos időtávra vonatkozik. A valóságban a makrokereslet alakulását sokkal inkább magyarázzák a hosszú lejáratú kamatlábak, mint a rövid lejáratú pénzpiaci hozamok, amelyek befolyásolására a jegybank közvetlenebbül képes.

nenssel, illetve az azonos időszaki reálkamatláb helyett most az egy periódussal korábbi szerepel a képletben. Ezek a változások egyrészt fokozzák a keresleti sokkhatások perszisztenciáját, másrészt növelik a monetáris transzmisszió időigényét. Az elsőre aprónak tűnő módosítások dinamikai tulajdonságait jelentősen megváltoztatják.

A modell elemzése

A (3) kamatszabályban szerepelő maximumfüggvény miatt a matematikai elemzést két részre bontjuk. Először eltekintünk a nominális kamatszint alsó határától. Ennek az egyszerűsített, lineáris rendszernek a dinamikai tulajdonságai érvényesülnek abban az esetben, ha a kamatláb a gazdaság alkalmazkodási mechanizmusa során nem ütközik bele a nulla alsó határértékbe (normáleset). Ezt követően azt a tartományt is figyelembe vesszük, ahol a nominális kamatláb átmenetileg nulla vagy nulla értéken állandósul (likviditási csapda esete).

Normáleset

Normálesetben az (1)–(5) egyenletek által leírt modell a *Függelék a)* részében bemutatott módon a következő kétváltozós mátrixformára redukálható:[8]

$$\begin{bmatrix} x_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \mathbf{A}\begin{bmatrix} x_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \mathbf{a}, \text{ ahol } \mathbf{A} = \begin{bmatrix} \beta_x - \beta_r\gamma_x & -\beta_r\gamma_\pi \\ \alpha & 1-\phi \end{bmatrix} \text{ és } \mathbf{a} = \begin{bmatrix} \beta_r\gamma_\pi\pi^* \\ \phi\pi^* \end{bmatrix}.$$

A modell stabilitásának feltétele, hogy az **A** együtthatómátrix λ sajátértékei abszolút értékben 1-nél kisebbek legyenek. A sajátértékek a karakterisztikus egyenletből meghatározhatók:

$$\lambda^2 - (\text{tr}\mathbf{A})\lambda + \det\mathbf{A} = 0, \text{ ahol}$$

$$\text{tr}\mathbf{A} = \beta_x - \beta_r\gamma_x + 1 - \phi, \text{ valamint}$$

$$\det\mathbf{A} = (\beta_x - \beta_r\gamma_x)(1 - \phi) + \alpha\beta_r\gamma_\pi.$$

A paraméterek értékétől függően valós és komplex sajátértékek egyaránt adódhatnak. A modell stabilitásának az együtthatómátrix nyomával és determinánsával kifejezett általános feltételeit valós és komplex gyökök esetén a *Függelék b)* részében közöljük. A viszonylag összetett formulákra való tekintettel ezek strukturális paraméterekkel való felírását mellőzzük. A stabilitási feltételek teljesülését a továbbiakban mindig a konkrét paraméterértékek mellett ellenőrizzük. Kiindulásképpen a *Reifschneider–Williams* [2000] által alkalmazott $\alpha = 0{,}25$, $\beta_x = 0{,}6$, $\beta_r = 0{,}35$, $\gamma_x = 0{,}5$, $\gamma_\pi = 0{,}5$, $r^* = 2{,}5$, $\pi^* = 2$ és $\phi = 0$ paraméterekkel dolgozunk.[9]

A rendszer fixpontját az $(\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}\mathbf{a}$ mátrixművelet eredményeként – vagy a közgazdasági elemzésekben megszokott módon – az endogén változók nyugalmi vonalainak metszéspontjaként is meghatározhatjuk. A $\Delta x = 0$ és $\Delta\pi = 0$ egyenesek paraméteres egyenletei rendre a következők:

$$\pi = \pi^* - \frac{1 - \beta_x + \beta_r\gamma_x}{\beta_r\gamma_\pi}x, \text{ valamint} \qquad (6)$$

[8] Tekintettel arra, hogy a változók várható pályáját vizsgáljuk, a nulla várható értékű keresleti és ársokkokat a mátrixegyenletekben nem szerepeltetjük.

[9] *Reifschneider–Williams* [2000] az itt bemutatásra kerülő egyensúlyi és stabilitásvizsgálatot nem közli.

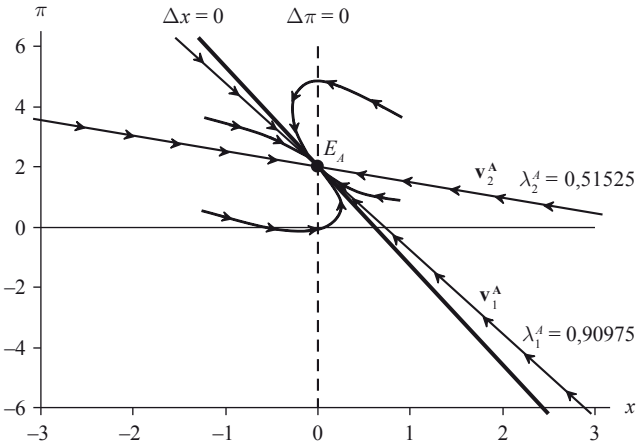
$$\pi = \pi^* + \frac{\alpha}{\phi} x, \text{ ha } \phi > 0. \tag{7}$$

Amennyiben az inflációs célkitűzés egyáltalán nem játszik szerepet a várakozások alakításában ($\phi = 0$), akkor $\Delta\pi = 0$ egy $x = 0$-hoz húzott függőleges egyenes.

A *2. ábra* koordináta-rendszere (amelynek vízszintes tengelyén a kibocsátási rés, függőleges tengelyén pedig az inflációs ráta értékét mérjük) a Reifschneider–Williams-paraméterértékek mellett mutatja a (6) egyenlettel megadott $\Delta x = 0$ egyenes (vastag folytonos vonal) és a $\Delta\pi = 0$ egyenes (vastag szaggatott vonal) diagramját. A két egyenes metszéspontja (E_A) adja a rendszer fixpontját, amelynek vízszintes és függőleges koordinátái rendre $x = 0$ és $\pi = \pi^*$, vagyis (0, 2).

A fenti paraméterválasztás mellett az **A** együtthatómátrix mindkét sajátértéke valós és abszolút értékben 1-nél kisebb ($\lambda_1^A = 0{,}90975$ és $\lambda_2^A = 0{,}51525$), E_A tehát stabil egyensúlyi megoldás.

2. ábra
A stabil egyensúlyi helyzet fázisdiagramja



A *2. ábrába* berajzolt, E_A ponton átmenő vékony fekete $\mathbf{v}_1^{\mathbf{A}}$ és $\mathbf{v}_2^{\mathbf{A}}$ egyenesek meredeksége a λ_1^A és λ_2^A sajátértékekhez tartozó sajátvektorok irányával azonos. A nyilak a kibocsátási rés és az inflációs ráta változását jelzik az egyenesek mentén, illetve az azok által határolt tartományokban. Ha tehát a kamatszint alsó határának elérésével nem kell számolni, akkor a fenti paraméterkombináció esetén az inflációs ráta hosszú távon mindig visszatér a jegybanki célkitűzés, a GDP pedig a potenciális kibocsátás szintjére.

Likviditási csapda

Likviditási csapda akkor alakul ki, ha a (3) kamatszabály maximumfüggvényének második argumentuma kisebb vagy egyenlő nulla:

$$r^* + \pi_{t+1}^e + \gamma_\pi(\pi_t - \pi^*) + \gamma_x x_t \leq 0.$$

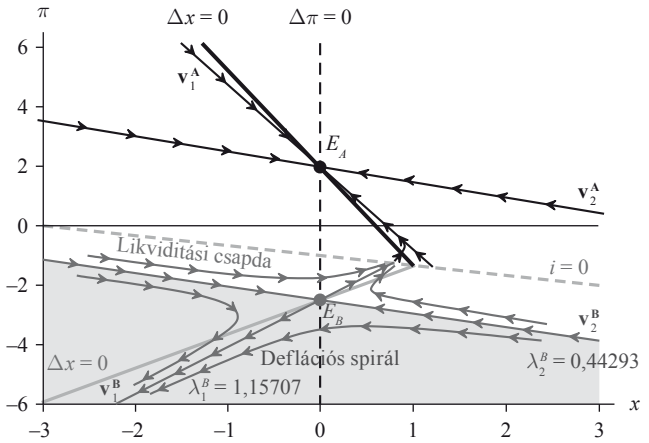
Az (5) behelyettesítése, majd átrendezés után kapjuk a nulla kamatszintet eredményező (x, π) tartomány határvonalát jelentő egyenes egyenletét:

$$\pi_t = \frac{(\gamma_\pi - \phi)\pi^* - r^*}{1-\phi+\gamma_\pi} - \frac{\gamma_x}{1-\phi+\gamma_\pi} x_t. \tag{8}$$

A (8) egyenlet diagramja az előző szakaszban megadott paraméterértékek esetén a *3. ábrán i* = 0-val jelölt szürke szaggatott vonal. Az egyenesen, illetve az az alatti *kibocsátási rés–inflációs* ráta kombinációk esetén a gazdaság likviditási csapdában van.

3. ábra

A modell fázisdiagramja a kamatláb alsó határának figyelembevételével



Likviditási csapdában a következő mátrixforma adódik:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \mathbf{B}\begin{bmatrix} x_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \mathbf{b}, \text{ ahol } \mathbf{B} = \begin{bmatrix} \beta_x & \beta_r(1-\phi) \\ \alpha & 1-\phi \end{bmatrix} \text{ és } \mathbf{b} = \begin{bmatrix} \beta_r(\phi\pi^* + r^*) \\ \phi\pi^* \end{bmatrix},$$

amely alapján a stabilitásvizsgálathoz szükséges tr**B** és det**B**, valamint λ_1^B és λ_2^B és sajátértékek, illetve a rendszer fixpontjának meghatározását szolgáló $\Delta x = 0$ és $\Delta\pi = 0$ egyenesek egyenlete egyaránt könnyen származtatható. A $\Delta\pi = 0$ egyenes egyenlete ugyanaz, mint az előző szakaszban tárgyalt normálesetben, míg a $\Delta x = 0$ egyenesé a következőképpen módosul:

$$\pi = \frac{1-\beta_x}{\beta_r(1-\phi)} x - \frac{\phi\pi^* + r^*}{1-\phi}. \tag{9}$$

A *3. ábrán* a pozitív kamatszintek és a likviditási csapda esetét együtt bemutató fázisdiagram látható. A nulla kamatszint elérését jelentő (8) határvonal felett a korábban kifejezett, negatív meredekségű (6) egyenes, alatta pedig a vastag szürke folytonos vonallal rajzolt, pozitív merekedségű (9) egyenes érvényes. Ez utóbbi $\Delta\pi = 0$-val vett metszéspontja jelenti modellünk másik, $i = 0$ tartományban adódó fixpontját (E_B).[10]

A *Függelék b)* részében levezetett egyensúlyi feltételek likviditási csapdában is érvényesek, ezek azonban az alkalmazott paraméterértékek mellett nem teljesülnek maradéktalanul. Ennek oka, hogy nem mindegyik sajátérték kisebb 1-nél abszolút értékben ($\lambda_1^B = 1{,}15707$ és $\lambda_2^B = 0{,}44293$). Éppen ezért E_B nem stabil egyensúlyi megoldás.

[10] Az előzőkben tárgyalt esethez hasonlóan E_B koordinátáit ugyancsak meghatározhatjuk (**I** – **B**)$^{-1}$**b** alapján is: a kibocsátási rés egyensúlyi értékére nullát, az inflációs rátáéra pedig a természetes kamatláb –1-szeresét, –2,5-et kapunk.

A *3. ábrán* szürke színnel jelöltük a sajátvektorokkal azonos irányú, E_B-n átmenő egyeneseket. Az ezekre, valamint az általuk határolt tartományokba rajzolt nyilak a kibocsátási rés és az inflációs ráta változásának irányát szemléltetik. Jól látható, hogy E_B fixpontba irányuló konvergencia kizárólag az abszolút értékben 1-nél kisebb sajátértékhez tartozó, és $\mathbf{v}_2^{\mathbf{B}}$-vel jelölt nyeregvonalon valósul meg. Az e fölötti tartományban a gazdaság $\mathbf{v}_1^{\mathbf{B}}$ mentén végső soron kilép a likviditási csapdából, majd a kibocsátási rés és az inflációs ráta értéke a normálesetben érvényes stabil egyensúlyi pontba konvergál. Ez alatt viszont mindkét endogén változó $-\infty$-be tart. A nyeregvonal jelenti tehát a deflációs spirált kiváltó *kibocsátási rés–inflációs ráta* kombinációk, vagyis a kamatpolitika gazdaságstabilizáló képességének határát. Amennyiben a gazdaságot ért sokkhatás(ok)ra a kibocsátási rés és az inflációs ráta értéke a deflációs spirál tartományába kerül, akkor onnan a gazdaság a kamatszabályozás eszközeivel (a további sokkhatások értékét nullának tekintve) többé nem vezethető vissza a célértéknek megfelelő inflációval és nulla kibocsátási réssel jellemezhető stabil makrogazdasági egyensúly állapotába.

A hitelesség növekedésének hatása

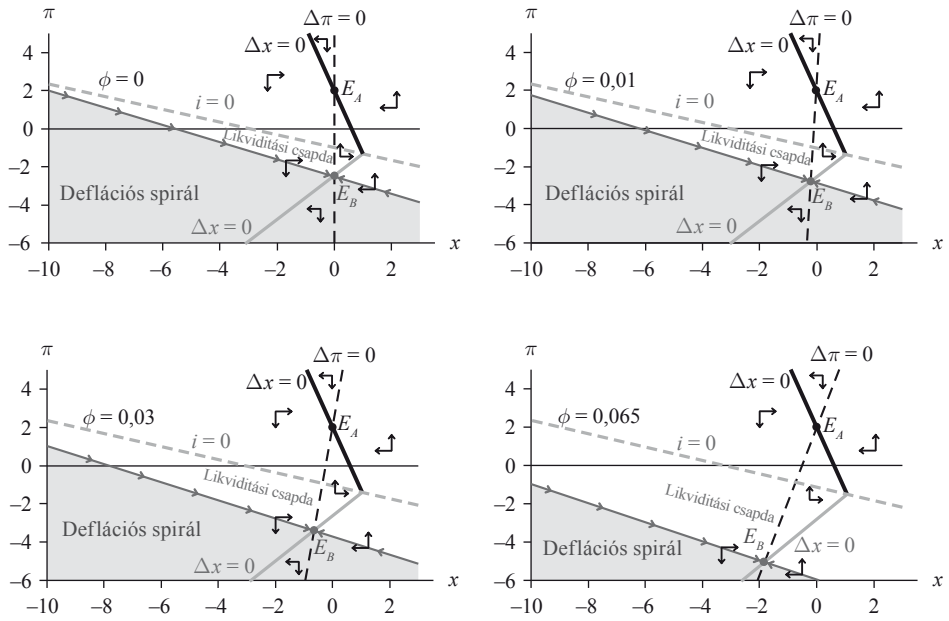
Vizsgáljuk meg ezek után, miként befolyásolja a monetáris politika szempontjából rendkívül veszélyes, instabil tartományt a jegybank inflációs céljának hitelessége! A *4. ábra* diagramjai azt mutatják, hogyan módosítja ϕ növekedése az előbbiekben alkalmazott segédegyenesek, határvonalak és egyensúlyi pontok helyzetét, valamint a rendszer stabilitását.

A hitelesség növekedésének hatása legszemléletesebben a nyugalmi vonalak elmozdulásán mutatható meg. A ϕ paraméter értéke a $\Delta\pi = 0$ egyenes meredekségét, valamint $\Delta x = 0$ likviditási csapda tartományában értelmezett félegyenesének meredekségét és függőleges tengelymetszetét befolyásolja. A ϕ paraméter növelésével a korábban függőleges, $0 < \phi < 1$ esetén pozitív meredekségű $\Delta\pi = 0$ egyenes a függőleges tengelymetszete körül elfordul, s egyre laposabb lesz. Növekszik viszont a meredeksége $\Delta x = 0$ emelkedő félegyenesének, s egyben jobbra lefelé el is toldódik. A változások nyomon követhetők a *4. ábrán*, amely balról jobbra, majd lefelé haladva egyre növekvő, rendre 0; 0,01; 0,03 és 0,065 hitelességi paraméter mellett mutatja a segédegyenesek diagramját, valamint a likviditási csapda és a deflációs spirál tartományát (a többi paraméter értéke megegyezik a korábban megadottal).

A diagramokon jól látható, hogy a hitelesség növekedése az E_A stabil egyensúlyi pont helyzetét nem befolyásolja, mivel $\Delta x = 0$ pozitív kamatszintek esetére érvényes, felső félegyenese változatlan, $\Delta\pi = 0$ pedig csupán E_A körül fordul el. Nem így a likviditási csapdában érvényes E_B fixpontét! A leírt és a diagramokon is nyomon követhető változások következtében E_B a hitelesség növekedésével egyre inkább balra lefelé, vagyis a szokásos makrogazdasági körülményeket jelentő pozitív kamatlábak tartományától egyre távolabb tolódik. Az E_B fixponttal együtt a rajta áthaladó nyeregvonal is egyre nagyobb biztonságot nyújtó távolságba kerül. A hitelesség növekedése tehát – éppúgy, mint a *Koppány* [2007]-ben alkalmazott, egyszerűbb modellváltozatban – a deflációs spirál bekövetkezésének kockázatát csökkenti.

Ismét felmerül a kérdés: lecsökkenthető-e nullára a deflációs spirál bekövetkezésének valószínűsége a jegybanki hitelesség fokozásával. Kizárható-e ezáltal az állandósult likviditási csapda és a gazdasági instabilitás lehetősége? A grafikus megjelenítés nyújtotta lehetőségeket kihasználva a kérdés egyszerűen megválaszolható. A *4. ábra* diagramjain látható, hogy a deflációs tartomány határvonalának balra lefelé való eltolódása annak köszönhető, hogy ϕ növelésével $\Delta\pi = 0$ és $\Delta x = 0$ meredeksége közelít egymáshoz, s ezáltal metszéspontjuk E_A-tól, valamint a likviditási csapda határától egyre távolabb kerül. Az

4. ábra
A hitelesség növekedésének hatása a deflációs spirál tartományára



ábrák jól mutatják, hogy míg az $i = 0$ egyenes alig érzékeny a hitelesség változására, addig a deflációs spirál tartományának határvonala ϕ kismértékű növelése következtében is jelentős mértékben elmozdul.

A deflációs spirállal szembeni tökéletes biztonság eléréséhez azt a kritikus ϕ^* paraméterértéket kell megkeresnünk, amely mellett $\Delta\pi = 0$ és $\Delta x = 0$ alsó félegyenese egymással párhuzamossá válik. Ebben az esetben a két segédegyenes nem metszheti egymást. Ennél magasabb hitelesség esetén a nyugalmi vonalak meredeksége eltérő, tehát metszéspontjuk (E_B) ugyan létezik, de nem a likviditási csapda tartományában. A következőkben megmutatjuk, hogy amennyiben E_B az $i = 0$ határvonal fölé kerül, egyben stabil fixponttá is válik, amely kizárja a deflációs spirál kialakulásának lehetőségét.

A kritikus hitelesség (ϕ^*) paraméteres alakja legegyszerűbben a két nyugalmi vonal meredeksége alapján határozható meg. A deflációs spirál kizárásához (9) egyenes meredekségének meg kell haladnia (7) egyenes meredekségét, vagyis

$$\frac{\alpha}{\phi} < \frac{1-\beta_x}{\beta_r(1-\phi)},$$

majd átrendezve

$$\phi^* = \frac{\alpha\beta_r}{1-\beta_x+\alpha\beta_r} < \phi. \tag{10}$$

Vizsgáljuk meg ezek után E_B stabilitását $\phi^* < \phi$ esetben! Könnyen belátható, hogy a paraméterekre tett általános kikötések értelmében likviditási csapdában csak valós sajátértékek adódhatnak, vagyis a *Függelék b)* részében levezetett stabilitási feltételek közül kizárólag ($F7$)–($F9$) teljesülését kell vizsgálnunk. A korábban alkalmazott

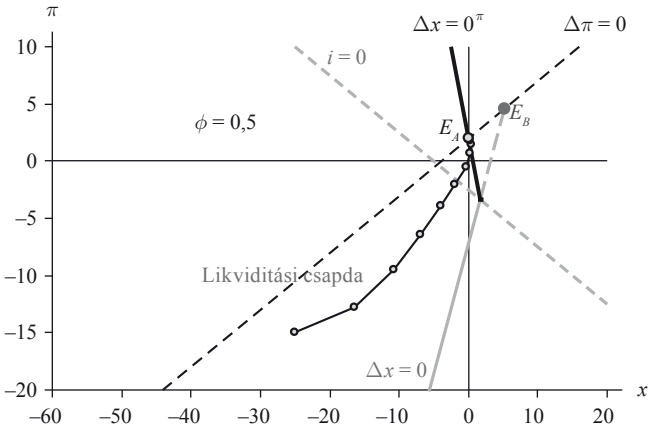
Reifschneider–Williams-féle paraméterkombináció esetén (*F*7) és (*F*8) bármilyen 0 és 1 közötti ϕ érték mellett teljesül, (*F*9) azonban csupán a (10) által meghatározott kritikus értéknél magasabb hitelesség esetén. Egyszerűen megmutatható, hogy (*F*9) valójában ekvivalens (10)-zel.[11]

A deflációs tartomány eliminálásának szükséges és elégséges feltétele tehát, hogy az inflációs cél hitelessége, súlya az inflációs várakozások alakításában érje el a fenti, α, β_x és β_r paraméterek által meghatározott, ϕ^*-gal jelölt kritikus értéket, amely az Reifschneider–Williams-modellben

$$\phi^* = \frac{0,25 \cdot 0,35}{1 - 0,6 + 0,25 \cdot 0,35} = 0,17948.$$

Az *5. ábrán* a 0,17948-as kritikus értéket jóval meghaladó $\phi = 0,5$ esetben láthatjuk az egyensúlyi pontok helyzetét. A $\Delta x = 0$ nyugalmi vonal alsó, likviditási csapdában érvényes segédegyenesét egy szaggatott vonallal meghosszabbítottuk. Ennek és a $\Delta\pi = 0$ egyenesnek a metszéspontja adja E_B-t. Tekintettel arra, hogy az E_B fixpont a fázissík $i > 0$ tartományában helyezkedik el és stabil, E_B a likviditási csapda tartományának bármely pontjából indított iterációt magához, vagyis az $i = 0$ tartományon kívülre vonz, ahogyan az az *5. ábrán* is látható. A kritikus hitelesség felett a fázissíknak nincs olyan tartománya, amelyben a nulla kamatszint állandósul, s az inflációs ráta és a kibocsátási rés pedig $-\infty$-be tart.

5. ábra
Kritikus érték feletti hitelesség



Modellszámítások becsült paraméterekkel

Mindeddig a *Reifschneider–Williams* [2000] által alkalmazott paraméterkombinációval dolgoztunk. A jegybanki reakciófüggvény paraméterei megfeleltek Taylor *ad hoc* módon felállított, egyszerű kamatszabályának (*Taylor* [1993]), amely a nyolcvanas évek végén, kilencvenes évek elején – tehát egy viszonylag rövid időtartamra vonatkoztatva – valóban meglepően jól írta le a jegybankpénz kamatának alakulását az Egyesült Államokban. Taylor szabálya negyedéves adatok vizsgálatán alapult. Ezt egészítette ki *Reifschneider–*

[11] (*F*9)-be **B** mátrix nyomát és determinánsát behelyettesítve átrendezés után pontosan (10) adódik.

Williams [2000] az áralakulási egyenlet és az *IS* függvény paramétereinek éves amerikai adatok hosszú távú idősorai alapján adódó becslési eredményeivel. Az így kapott hibrid paraméterkombináció értelemszerűen kizárólag illusztrációs célokat szolgálhat, az alapján még az Egyesült Államokra sem vonhatók le korrekt következtetések a deflációs spirál lehetőségét illetően.

Fontos továbbá, hogy a fenti becslések olyan modellel készültek, amely a monetáris politika inflációs várakozásokra gyakorolt hatását figyelmen kívül hagyja. Nem ismerjük tehát az elemzésünk szempontjából kulcsfontosságú ϕ paraméter becsült értékét, amelyet a modell többi paramétere által meghatározott, előzőkben kifejezett kritikus értékkel összevetve megállapítható lenne, hogy a jegybank hitelessége elégséges-e a deflációs spirál lehetőségének kizárásához, vagy sem.

A tanulmány utolsó része az Egyesült Államok negyedéves adatai alapján készített becsléseinket és modellszámításainkat mutatja be.[12] Saját becsléseink alapján vélhetően jobban értékelhető, hogy mennyire volt megalapozott a kilencvenes évek végén, kétezres évek elején megmutatkozó likviditási csapdával szembeni félelem. Vajon ez a fenyegetés magában hordozta a deflációs spirál kialakulásának lehetőségét is? Vagy ami most ennél sokkal fontosabb: a jelenlegi helyzet fenyegethet-e deflációs spirál kialakulásával? Mielőtt e kérdésre megpróbálunk választ keresni, modellünk statisztikai tulajdonságait és a becslések során alkalmazott módszereket kell összefoglalnunk.

A modell ökonometriai tulajdonságai és a becslések során alkalmazott módszerek

A korábban felírt redukált mátrixformák alapján jól látszik, hogy a fent alkalmazott elméleti keret egy rendkívül egyszerű vektor autoregresszív (VAR) struktúra, amely az egyes változókat a saját és a másik változó múltbeli értékével magyarázza. Ökonometriai modellünk mind pozitív, mind pedig nulla nominális kamatlábak esetén a következő alakot ölti:

$$\pi_t = a_0 + a_1 x_{t-1} + a_2 \pi_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{11}$$

$$x_t = b_0 + b_1 x_{t-1} + b_2 \pi_{t-1} + u_t, \tag{12}$$

ahol a_0, a_1, a_2, b_0, b_1 és b_2 redukált paraméterek pozitív nominális kamatlábak esetén megegyeznek a korábbi **a** vektor és **A** mátrix, likviditási csapdában pedig a **b** vektor és **B** mátrix elemeivel,[13] vagyis normálesetben

$$a_0 = \phi\pi^* \,,\; a_1 = \alpha \,,\; a_2 = 1 - \phi,$$

$$b_0 = \beta_r \gamma_\pi \pi^*,\; b_1 = \beta_x - \beta_r \gamma_x,\; b_2 = -\beta_r \gamma_\pi$$

likviditási csapdában az a_0, a_1 és a_2, paraméterek az előzőkkel azonosak, a b_0, b_1 és b_2 paraméterek pedig

$$b_0 = \beta_r(\phi\pi^* + r^*),\; b_1 = \beta_x,\; b_2 = \beta_r(1 - \phi).$$

[12] Bár a mai globalizált világban teljesen zárt gazdaságot meglehetősen nehéz találni, az Egyesült Államok még mindig a nagy zárt gazdaság szokásos tankönyvi mintapéldája. Ezért talán nem követünk el nagy hibát, ha modellünket az Egyesült Államokra vonatkoztatjuk.

[13] Az *a* és *b* paraméterjelöléseket a strukturális egyenletek sorrendje alapján, a görög betűs jelölésekhez illeszkedve osztottuk ki, ezért az előző alfejezetekben használt koordináta-rendszerek tengelyei szerint rendezett változók mátrixegyenleteiben a *b* paraméterek a mátrixok és vektorok felső sorát, az *a* paraméterek pedig az alsó sort alkotják, vagyis $\begin{bmatrix} x_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 & b_2 \\ a_1 & a_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_0 \\ a_0 \end{bmatrix}$.

A redukált paraméterek értelmezése, strukturális paraméterekkel kifejezett tartalma a *Függelék a)* részének redukált egyenletei alapján is jól nyomon követhető.

Tekintettel arra, hogy mindegyik egyenletben a másik magyarázó változónak csupán a múltbeli értéke jelenik meg, szimultaneitási hibát nem követünk el a (11) és a (12) egyenletek közönséges legkisebb négyzetek módszerével (OLS) való becslése során (*Ramanathan* [2003], 497., 565–567. o.). Modellünk empirikus teszteléséhez ezért az egyszerű legkisebb négyzetek módszerét alkalmazzuk.

Bár az ökonometriai vizsgálat nem okoz különösebb technikai nehézségeket, kétségek támaszthatók afelől, hogy egy kétváltozós és elsőrendű (csupán egyperiódusnyi késleltetést tartalmazó), vagyis a lehető legegyszerűbb VAR-struktúra alapján meg tudjuk-e egyáltalán ragadni a változók kapcsolatát és alakulását. *Mellár* [2003] (98. o., 32. lábjegyzet) szerint egy ilyen alacsony dimenziójú rendszer pusztán egy többváltozós modell „marginalizációjának" fogható fel, amelyből csak óvatos következtetéseket vonhatunk le a strukturális paraméterekre.

Esetünkben ezen egyszerű struktúra alkalmazása kényszerű kompromisszum eredménye. Egy elméleti oldalról viszonylag jól kezelhető elemzési keret könnyen a tapasztalati adatokhoz rosszul illeszkedő, ökonometriai szempontból meglehetősen bizonytalan eredményeket generáló modellnek bizonyulhat. Egy empirikusan jól illeszkedő struktúra ugyanakkor olyan bonyolult kapcsolatrendszert jelenthet, amely rendkívül megnehezíti a modell matematikai kezelését, s ezáltal könnyen elveszhet az egyszerűbb megközelítésből egyértelműen adódó elméleti üzenet. A tanulmány elméleti kiindulópontjából adódóan inkább az első alternatívát választottuk, bár a jobb empirikus magyarázóerő és a megbízhatóbb becslési eredmények érdekében a tanulmány legvégén mégiscsak kilépünk az (1)–(5) modell keretei közül.

Identifikációs problémák

Az előzők alapján a redukált paraméterek értéke az inflációs ráta és a kibocsátási rés idősorainak ismeretében egyszerűen megbecsülhető. A modell strukturális paramétereinek meghatározása azonban nem minden esetben egyértelmű.

Jól látható, hogy likviditási csapdában ilyen probléma nem áll fenn: a hat darab redukált paraméterből egyértelműen kifejezhető a hat darab strukturális paraméter értéke, vagyis a modell éppen identifikált. Tekintettel azonban arra, hogy a nominális kamatláb az általunk vizsgált több mint negyedszázados időintervallumnak csak az utolsó öt-hat negyedévében csökkent az alsó határ közvetlen közelébe, s ez alapján megbízható becslések nem készíthetők, a likviditási csapdában érvényes változatra a regressziós elemzések során nem támaszkodhatunk. Ezért a továbbiakban – ha az ettől való eltérést külön nem jelezzük – az ökonometriai modellel kapcsolatos megállapításaink mindegyike normálesetre vonatkozik!

A redukált együtthatók strukturális paraméterekkel felírt egyenletei alapján jól látható, hogy pozitív nominális kamatlábak esetén egyrészről a β_x, a β_r, a γ_π és az γ_x nem határozható meg egyértelműen, az r^* pedig egyáltalán nem is szerepel a paraméterek között, vagyis ebből a szempontból modellünk alulidentifikált; másrészről a π^* értékéhez kétféleképpen is vissza lehet térni a redukált paraméterek felhasználásával:

$$\pi^* = \frac{a_0}{1-a_2}, \text{ illetve } \pi^* = -\frac{b_0}{b_2}.$$

Ily módon π^*-ra a (11) Phillips-görbe (*PC*) és a (12) aggregált keresleti (*AD*) egyenlet alapján két egymástól eltérő becslésünk is lehet, vagyis e tekintetben viszont modellünk túlindentifikált.

A túlidentifikáltság problémája kizárólag akkor jelentkezik, ha az inflációs célkitűzés szintjét nem ismerjük eleve, vagyis π^* nem explicit módon adott, valódi exogén változó. Az Egyesült Államok esetében pontosan ez az helyzet, a Fed ugyanis nem hirdeti meg nyilvánosan inflációs célját.

Az implicit célkitűzésre több szerző készített becsléseket. A legtöbb tanulmány az elmúlt évekre 2-3 százalékos értéket valószínűsít.[14] Eljárhatnunk úgy is, hogy egy ezeknek megfelelően megválasztott, kívülről adott π^*-gal dolgozunk, vagy pedig saját magunk becsüljük meg a modellünk alapján adódó implicit célértéket. Tanulmányunkban ez utóbbit választottuk.[15]

A π^*-gal kapcsolatos identifikációs problémát könnyen kiküszöbölhetjük, ha a Phillips-görbét és az aggregált keresleti egyenletet együttesen kezelve a teljes modellt becsüljük, s az inflációs célértéket is bevonjuk a regresszióba. Az ilyen becsléseket a modell egyfajta transzformáltjával végezzük, ahol az inflációs ráta helyett annak inflációs céltól vett eltérését, az inflációs torzítást *(inflation bias)* szerepeltetjük: $\pi_t^b = \pi_t - \pi^*$. Ennek hatására a regressziós egyenletekből eltűnnek a konstans tagok:

$$\pi_t^b = a_1 x_{t-1} + a_2 \pi_{t-1}^b + \varepsilon_t, \tag{13}$$

$$x_t = b_1 x_{t-1} + b_2 \pi_{t-1}^b + u_t, \tag{14}$$

ahol a_1, a_2, b_1 és b_2 paraméterek tartalma a korábbival megegyező. Ez a transzformált alak használható abban az esetben is, ha az inflációs cél becslésére nincs szükség, mert π^* értéke explicit módon adott. A két egyenlet együttes becsléséből adódó vagy az explicit módon adott π^*-gal korrigált inflációs értékek alapján a regressziós elemzés a (13) és (14) egyenletre külön-külön is elvégezhető.

Az aggregált keresleti egyenlet esetén jelentkező alulidentifikáltságot az elméleti eredmények megtartása érdekében nem a függvényforma módosításával, hanem a jegybanki reakciófüggvény, a Taylor-szabály (*TR*) becslésével kezeljük.[16] Modellünk kamatszabálya redukált paraméterekkel:

$$i_t = c_0 + c_1 \pi_t + c_2 x_t + v_t, \tag{15}$$

ahol $c_0 = r^* + (\phi - \gamma_\pi)\pi^*$, $c_1 = 1 - \phi + \gamma_\pi$ és $c_2 = \gamma_x$.

Az elméleti modell kamatszabályához képest eltérést a jobb oldalon megjelenő (nulla várható értékűnek, normális eloszlásúnak és autokorrelálatlannak feltételezett) v_t eltérésváltozó jelent, amelyet a kamatszintet érintő sokkhatásként is felfoghatunk. Kamatsokk

[14] Modellünkben az egyszerűség kedvéért a vizsgálat időhorizontján változatlan inflációs célértéket feltételezünk. *Leigh* [2008] a Volker–Greenspan-korszak adatait vizsgálva szignifikáns eltéréseket mutat ki az egyes részperiódusok implicit inflációs célértékei között. A nyolcvanas évek elején nagyjából 3 százalékos, a nyolcvanas évek végén, kilencvenes évek legelején 3-4 százalék körüli értéket becsül, amely az 1990–1991-es recessziót követően 1-2 százalékra csökken. A 2001–2004 közötti periódusban a célkitűzés 2-3 százalékra emelkedik, ami az évtized elején jelentkező, az alsó kamatküszöb elérésével kapcsolatos aggodalommal magyarázható.

[15] Az inflációs cél becsülni kívánt paraméterként való szerepeltetése egy explicit célkitűzéssel rendelkező gazdaság vizsgálata során is hasznos, sőt szükséges lehet. Egyrészt ez alapján tesztelhető, hogy valóban az explicit célkitűzés jelenti-e a nominális horgonyt a várakozások szempontjából, vagy pedig egy ettől eltérő, torz érték szolgál az áralakulás hosszú távú vonzáspontjául. Másrészt az inflációs célérték a legtöbb országban nem pontszerűen, hanem sávosan meghatározott, így π^* értéke nem teljesen egyértelmű. Kiváltképpen akkor, ha az inflációs cél nem egy középértékhez rendelt szimmetrikus toleranciasáv formájában, hanem csupán egy alsó és egy felső határértékkel meghatározott.

[16] Egy hasonló modellel végzett empirikus elemzés során *Leeper–Zha* [2001] az *IS* függvény és a kamatszabály elválaszthatatlanságát okozó identifikációs problémát kalibrált paraméterekkel kezeli, s korábbi kutatások eredményei alapján ad értéket bizonyos paramétereknek. Esetünkben is kézenfekvő lenne például a Taylor-szabálynak megfelelő γ_π = 0,5 és γ_x = 0,5 restrikció, amely mellett a redukált paraméterek becsült értékeiből kiindulva β_x és β_r egyértelműen meghatározható. A Taylor-szabály paramétereinek esetlegessége miatt azonban a jegybanki reakciófüggvény esetében is inkább saját becsléssel próbálkozunk, s az így adódó eredmények felhasználásával határozzuk meg a strukturális paramétereket.

jelentkezése esetén a tényleges nominális kamatszint eltér a jegybank által szándékolt értéktől, vagy a jegybank tér el szándékosan a kamatszabálytól.

Tekintettel arra, hogy az aggregált keresleti egyenlet az *IS* függvény, a Fisher-tétel, a várakozási egyenlet és kamatszabály összevonásával adódik, v_t bevezetése módosítja (12) és (14) eltérésváltozóját is. Az aggregált keresleti függvény új eltérésváltozóját η-val jelöljük.

$$x_t = b_0 + b_1 x_{t-1} - b_2 \pi_{t-1} + \eta_t, \text{ illetve} \tag{16}$$

$$x_t = b_1 x_{t-1} + b_2 \pi^b_{t-1} + \eta_t, \tag{17}$$

ahol $\eta_t = u_t - \beta_r v_{t-1}$.

A redukált paraméterek becsült értékei alapján π^* és a (13) becsléséből egyértelműen adódó ϕ felhasználásával a kamatszabályból kifejezhetők a γ_π, és γ_x érzékenységi paraméterek. A (17) egyenlet becsléséből adódó b_1 és b_2 együtthatók, valamint a $b_1 = \beta_x - \beta_r\gamma_x$ és $b_2 = -\beta_r\gamma_\pi$ összefüggések felhasználásával pedig meghatározhatók az *IS* függvény strukturális paraméterei. A természetes kamatláb becsült értékét $r^* = c_0 + (\phi - \gamma_\pi)\pi^*$ alapján kaphatjuk.

Adatigény

A becslések előzőkben bemutatott módon való elvégzéséhez mindössze három változó, az inflációs ráta, a kibocsátási rés és a nominális kamatláb idősoraira van szükségünk. Tekintettel arra, hogy a jegybanki reakciófüggvény szempontjából inkább a nagyobb frekvenciájú adatok tekinthetők relevánsak, becsléseinket negyedéves időskálán készítjük.

Az adatoknál a Federal Reserve Bank of St. Louis internetes felületére támaszkodunk.[17] Az áremelkedés ütemét az itt közölt mérőszámok közül többel is kifejezhetjük, s a kamatszintet is mérhetjük különféle típusú és futamidejű kamatlábakkal.[18] A Federal Reserve Bank of St. Louis negyedéves reál GDP-tényadatai mellett a potenciális GDP-re vonatkozó becsléseit is közli. A kibocsátási rés a két idősor alapján származtatható.[19]

A Dickey–Fuller-próbát mindegyik általunk használt változóra elvégeztük, s ez egyik idősor esetében sem utal egységgyök jelenlétére, az idősorok tehát stacionáriusak.

Regressziós eredmények

A korábban használt $\alpha = 0{,}25$, $\beta_x = 0{,}6$, $\beta_r = 0{,}35$ Reifschneider–Williams-paraméterértékek az Egyesült Államok 1960 és 1998 közötti éves adatain alapuló regressziószámítás eredményei. Az általunk választott becslési időszak egy jóval későbbi időtartományt ölel fel, 1982 első negyedévétől 2008 harmadik negyedévéig terjed. Ennek oka, hogy a súlyos világgazdasági sokkhatásokkal terhelt 1970-es éveket nem, az 1998 utáni, napjainkig terjedő időszak adatait viszont bele szerettük volna vonni az elemzésbe. Ezzel persze az összehasonlítás lehetőségét rontjuk, az általunk kapott eredmények viszont feltehetően jobban tükrözik a nyolcvanas évektől kezdődő, hatékony inflációellenes küzdelemmel és alacsony inflációval jellemezhető korszak makrogazdasági viszonyait.

[17] http://research.stlouisfed.org/fred2/categories.

[18] A kamatszabályt nem kizárólag a monetáris politika erőteljes kontrollja alatt álló irányadó kamatokra, hanem a jegybank által jóval közvetettebben befolyásolt, más rövidebb lejáratú kamatlábakra is vonatkoztathatjuk.

[19] Bár *Woodford* [2007] szerint a potenciális kibocsátásra vonatkozó becslések egyre pontosabbak, a kibocsátási rés nagyságát és előjelét illetően még ma is jelentős a bizonytalanság. Ennek ellenére számtalan elméleti és empirikus elemzés használja ezt a kategóriát.

A vizsgált periódus pontos kezdő és végpontjának megválasztása a következőképpen indokolható. A hetvenes évek nagy ársokkjait követően az IMF World Economic Outlook Database alapján nagyjából 1982-re csökkent az éves átlagos inflációs ráta egy számjegyűre. A korábbi, magas áremelkedési ütemekkel jellemezhető időszakok bevonása a vizsgálatba jelentősen torzítaná a Fed implicit inflációs célértékére vonatkozó becslésünket.

Mintánk a válság kitörése és a kamatszint nullára való lecsökkenése miatt zárul 2008 harmadik negyedévével. Az ezt követő időszakok adatainak felhasználásával a gazdaság likviditási csapdában való viselkedése alapján következtethetnénk a paraméterek értékére, ez azonban a rendkívül rövid idősor miatt nem lenne megalapozott. Annak ellenére, hogy a paramétereket a pozitív kamatszintekkel jellemezhető gazdaság adatai alapján becsüljük meg, a további elemzések során feltételezzük, hogy ezek az együtthatók likviditási csapdában is változatlanok maradnak.

Az *1. táblázat* a (11) és (16) egyenletek egymástól független becslésének eredményeit mutatja. Mint látható, három különböző inflációs mérőszám alapján is elvégeztük a regressziószámítást. A *CPILFESL* rövidítés az élelmiszer- és energiaáraktól megtisztított fogyasztói árindexet, a *JCXFE* az ugyancsak élelmiszer- és energiaárakat nem tartalmazó,[20] több árindex kombinációjaként előállított Personal Consumption Expenditures (*PCE*) árindexet, a *GDPCTPI* pedig a lánctípusú GDP-árindexet jelöli. Az árindexeket mindhárom esetben az előző év azonos időszakának árszintjéhez viszonyítva számítottuk ki a $\pi_t = 100\ln(P_t/P_{t-4})$ közelítő formulával, ahol P_t az adott időszak végén, P_{t-4} pedig a négy negyedévvel, vagyis az előző év azonos negyedévének végén érvényes árszintet jelöli. A kibocsátási rést a tényleges (Y_t) és a potenciális GDP (Y_t^*) idősorai alapján, $x_t = 100\ln(Y_t/Y_t^*)$ módon számítottuk.

A rendkívül egyszerű modell ellenére mind a Phillips-görbe, mind az aggregált keresleti egyenlet meglepően jó illeszkedést, 0,9 feletti korrigált R^2 értéket mutat mindhárom árindexszel. Az együtthatók általában 1 százalékos, de legrosszabb esetben is 10 százalékos szinten szignifikánsan különböznek nullától. Ez utóbbi csoportba tartozik az inflációs ráta kibocsátási résre vonatkozó érzékenysége, amelyhez mindhárom inflációs mérőszám esetén 0,05 és 0,1 közötti *p*-érték tartozik. Az α paraméter 0,02-0,03 körüli értéke jóval elmarad az *Reifschneider–Williams* [2000] által becsült 0,25-től. Ez egyrészt a másként megválasztott becslési időszaknak, másrészt az eltérő léptéknek is betudható: az adott periódus inflációs rátája negyedéves időskálán jóval kisebb mértékben reagál az előző időszak kibocsátási résére, mint éves lépték esetén.

A (11) és a (16) egymástól független becslését a két egyenletből adódó implicit inflációs célértékek összehasonlítása érdekében végeztük el. Az *1. táblázat* π^* oszlopa azt mutatja, hogy a fogyasztói maginflációs rátával és a GDP-árindexszel számolva a Phillips-görbe (*PC*) és az aggregált keresleti (*AD*) függvények becsléséből szinte egyforma inflációs célkitűzések adódnak, s a *JCXFE* árindex esetén is csupán 0,3 százalékpontos az eltérés. Az implicit inflációs célértékek nincsenek távol az *Reifschneider–Williams* [2000] által alkalmazott $\pi^* = 2$ százalékos értéktől, s minden esetben beleesnek a korábban hivatkozott *Leigh* [2008] által becsült 2-3 százalékos sávba.

A Phillips-görbe (*PC*) becslései alapján a hitelességi paraméter értékére is következtethetünk, de ennek nagyságát majd a teljes modell becslése után elemezzük.

A *Reifschneider–Williams* [2000]-rel való összehasonlításhoz szükséges további paraméterek a korábban tárgyalt identifikációs problémák miatt kizárólag az aggregált keresleti (*AD*) függvények becslése alapján nem határozhatók meg. A redukált paraméterekre kapott értékek előjele és nagyságrendje mindenesetre közgazdaságilag elfogadható.

[20] A teljes fogyasztói kosarat magukban foglaló, volatilisabb inflációs rátákkal nem kaptunk olyan jó regressziós eredményeket, mint a maginflációs mutatókkal.

1. táblázat
A (11) Phillips-görbe (*PC*) és a (12) aggregált keresleti (*AD*) függvény független becslésének eredményei

Eredményváltozó	Magyarázó változók együtthatói			Korrigált R^2	Standard hiba	π^*
	konstans	x_{t-1}	π_{t-1}			
			CPILFESL			
π_t (*PC*)	0,26878***	0,03426*	0,90818***	0,92294	0,35578	2,92715
	(0,09539)	(0,01740)	(0,02860)			
x_t (*AD*)	0,56916***	0,90160***	–0,19050***	0,93945	0,56271	2,98777
	(0,15088)	(0,02753)	(0,04523)			
			JCXFE			
π_t (*PC*)	0,10198*	0,01968*	0,95309***	0,97460	0,20605	2,17374
	(0,05574)	(0,01186)	(0,01987)			
x_t (*AD*)	0,38078**	0,89769***	–0,15370***	0,93379	0,58841	2,47742
	(0,15917)	(0,03387)	(0,05675)			
			GDPCTPI			
π_t (*PC*)	0,23745***	0,02400*	0,90255***	0,94525	0,23752	2,43660
	(0,07033)	(0,01293)	(0,02625)			
x_t (*AD*)	0,72628***	0,86812***	–0,29608***	0,94232	0,54922	2,45301
	(0,16264)	(0,02989)	(0,06070)			

Megjegyzés: zárójelben az együttható standard hibája.
* 10 százalékos, ** 5 százalékos, *** 1 százalékos szinten szignifikáns.

Az inflációs célra nyilvánvalóan a *PC* és *AD* sorokban feltüntetett számpárok közötti értékeket kapunk, amennyiben a π^* paramétert is bevonjuk a regresszióba, s a korábban ismertetett módon a teljes modellt becsüljük. A *2. táblázat* ebben az esetben mutatja a (13) és (17) egyenletek regressziós eredményeit. Az implicit inflációs célkitűzésre *CPILFESL* indexszel számolva nagyjából 3 százalékos, a másik két árindex esetén pedig 2,45 százalékos célérték adódik. Az egyenletek illeszkedése továbbra is jó, az együtthatók szignifikánsak, értékeik pedig nagyjából megegyeznek az *1. táblázatban* szereplő redukált paraméterekéivel.

A *PC* második együtthatója alapján ϕ becsült értékei egyértelműen meghatározhatók. A 0,05 és 0,09-0,1 körüli értékek arra utalnak, hogy az inflációs várakozások kialakításában meglehetősen kis súllyal jelenik meg a jegybank inflációs célkitűzése.[21] Ebben nagy szerepe lehet annak, hogy a cél konkrét értéke nem nyilvánvaló a gazdasági szereplők számára. Az amerikai jegybank csupán azt deklarálja, hogy (egyik) célja az árstabilitás elérése és fenntartása, de az árstabilitásra vonatkozóan nincs számszerű definíció, legfeljebb az a homályos elképzelés vezérelheti a gazdaság szereplőit, hogy ez a fejlett gazdaságok gyakorlatában általában 2-3 százalék körüli értéket jelent.

A kapott ϕ értékek tehát nem utalnak magas fokú jegybanki hitelességre, a Reifschneider–Williams-paraméterek esetére korábban kiszámított 0,18 körüli kritikus hitelességet

[21] Negyedéves léptékű vizsgálatnál persze az inflációs ráta egy időszakkal késleltetett értékének $(1 - \phi)$ paramétere mindig igen magas, 1-hez közeli értéket vesz fel, tehát a ϕ sohasem térhet el jelentősen nullától. Vizsgálatunk szempontjából azonban a hitelesség szintjét érintő néhány tizedes vagy százados elérések is rendkívül fontosak, hiszen jelentősen megváltoztathatják a folyamatok kimenetelét. Jelenlegi vizsgálataink szempontjából valójában nem is a hitelesség abszolút szintje az érdekes, hanem a kritikus hitelességhez viszonyított mértéke.

2. táblázat
A (13) Phillips-görbe (*PC*) és a (17) aggregált keresleti (*AD*) függvény együttes becslésének eredményei

Eredményváltozó	Magyarázó változók		Korrigált R^2	Standard hiba
	x_{t-1}	π^b_{t-1}		
	CPILFESL (implicit inflációs cél: 2,97630)			
π^b_t (*PC*)	0,03476**	0,90787***	0,91414	0,35411
	(0,01685)	(0,02836)		
x_t (*AD*)	0,90136***	–0,19035***	0,93050	0,56003
	(0,02665)	(0,04485)		
	JCXFE (implicit inflációs cél: 2,45062)			
π^b_t (*PC*)	0,02069*	0,95141***	0,96523	0,20544
	(0,01171)	(0,01962)		
x_t (*AD*)	0,89738***	–0,15317***	0,92489	0,58562
	(0,03338)	(0,05594)		
	GDPCTPI (implicit inflációs cél: 2,45140)			
π^b_t (*PC*)	0,02416*	0,90244***	0,93625	0,23639
	(0,01260)	(0,02606)		
x_t (*AD*)	0,86807***	–0,29604***	0,93334	0,54660
	(0,02912)	(0,06026)		

3. táblázat
A (15) Taylor-szabály becslésének eredményei

Eredményváltozó	Magyarázó változók együtthatói			Korrigált R^2	Standard hiba
	konstans	π_t	x_t		
		CPILFESL			
FEDFUNDS	–0,82124*	2,04584***	0,28136***	0,71952	1,47343
	(0,41995)	(0,12872)	(0,07214)		
TB3MS	–0,54931	1,81026***	0,25133***	0,70503	1,34936
	(0,38459)	(0,11788)	(0,06607)		
		JCXFE			
FEDFUNDS	–0,89005**	2,45361***	0,65443***	0,75063	1,38934
	(0,39209)	(0,14235)	(0,08049)		
TB3MS	–0,60720*	2,16990***	0,58099***	0,73482	1,27942
	(0,36107)	(0,13109)	(0,07412)		
		GDPCTPI			
FEDFUNDS	–0,60889	2,42125***	0,40776***	0,49941	1,96846
	(0,64704)	(0,24738)	(0,10981)		
TB3MS	–0,35406	2,13948***	0,36232***	0,48767	1,77834
	(0,58455)	(0,22348)	(0,09920)		

legalábbis jócskán alulmúlják. Természetesen az α, β_x *és* β_r paraméterek becsült értékei alapján adódó kritikus értékek ettől esetünkben eltérhetnek, az előbb kiemelt reláció mindenesetre jól előrevetíti a későbbi eredményeket.

Tekintettel arra, hogy a kritikus hitelesség meghatározásához szükséges β_x *és* β_r becsült értékei az aggregált keresleti (*AD*) függvény redukált paramétereiből nem fejthetők vissza egyértelműen, a kamatlábak alakulásából származó információkat használjuk fel az identifikációs probléma megoldásához.

A *3. táblázat* a kamatszabály becslésének eredményeit mutatja az amerikai irányadó jegybanki kamatláb (*FEDFUNDS*) és a három hónapos lejáratú kincstári váltó (*TB3MS*) kamatlábainak átlagos negyedéves értékeivel számolva. Az eredmények egyaránt az inflációs ráta és a kibocsátási rés együtthatójának szignifikanciáját mutatják mind a hat esetben. A konstans néhol inszignifikáns, ennek ellenére mindenütt megtartjuk, hiszen a mögöttes strukturális paraméterek nullától jelentősen eltérő értékei esetén is könnyen adódhat nulla közeli c_0 együttható. Az R^2 értékek jóval alacsonyabbak, mint a *PC* és az *AD* egyenletek esetében, a legnagyobb magyarázó erővel a *JCXFE* árindexszel készített regresszió bír.

A kamatszabály együtthatóira kapott becslések alapján (π^* és ϕ ismeretében) kifejezethetők az r^*, γ_π és γ_x paraméterek becsült értékei. Ez utóbbiak felhasználásával immáron meghatározhatjuk a kritikus hitelesség kiszámításához szükséges β_x és β_r becsléseit, majd magukat a kritikus hitelességeket is.

Stabilitásvizsgálat becsült paraméterekkel

A strukturális paraméterek becsült értékeit a *4. táblázat* mutatja. Mindhárom inflációs mutatóval és mindkét kamatlábbal adódó paraméteregyüttest, vagyis az előzőkben kiszámolt összes regresszió eredményét közöljük. A paraméterek előjele és nagysága mind a hat esetben megfelelő, mindegyik paraméterkonstelláció közgazdaságilag reálisnak tekinthető.

4. táblázat

A strukturális paraméterek becsült értékei és a kritikus hitelességek

Paraméter	*CPILFESL*		*JCXFE*		*GDPCTPI*	
	FEDFUNDS	*TB3MS*	*FEDFUNDS*	*TB3MS*	*FEDFUNDS*	*TB3MS*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
α	0,03476	0,03476	0,02069	0,02069	0,02416	0,02416
ϕ	0,09213	0,09213	0,04859	0,04859	0,09756	0,09756
β_x	0,94842	0,95438	0,96410	0,97041	0,94755	0,95478
β_r	0,16727	0,21094	0,10196	0,12570	0,19492	0,23931
γ_π	1,13796	0,90238	1,50219	1,21849	1,51880	1,23704
γ_x	0,28136	0,25133	0,65443	0,58099	0,40776	0,36232
π^*	2,97623	2,97626	2,45045	2,45051	2,45135	2,45138
r^*	2,29142	1,86223	2,67194	2,25967	2,87509	2,43924
ϕ^*	0,10132	0,13847	0,05549	0,08077	0,08237	0,11335

Az α, π^* és ϕ becsléseit már korábban elemeztük. A β_x együtthatóra egymáshoz nagyon közeli, 0,94755 és 0,97041 közötti értékek adódnak. A kibocsátási rés β_r reálkamatláb-érzékenysége, a kamatszabály γ_π és γ_x paramétere, valamint az r^* egyensúlyi reálkamatláb nagysága az alkalmazott inflációs mérőszám és a kamatláb típusától, valamint a kamatszabály jellegétől függően meglehetősen változatos értékeket vesz fel rendre a [0,10196; 0,23931], [0,90238; 1,5188], [0,25133; 0,65443], illetve [1,86223; 2,87509] intervallumokban.

A *Függelék b)* részében levezetett stabilitási feltételeket mindegyik paraméteregyüttes esetén megvizsgáltuk. Az **A** együtthatómátrix sajátértékei mindegyik paraméterkombináció mellett abszolút értékben 1-nél kisebb komplex számok, tehát teljesül az (*F*12) stabilitási feltétel, vagyis pozitív nominális kamatlábak esetén mindegyik paraméterkombináció stabil egyensúlyi megoldást eredményez.

A **B** együtthatómátrix sajátértékei az összes esetben pozitív valós számok, amelyek közül az egyik rendre 0 és 1 közötti, a másik viszont – egy eset kivételével – nagyobb 1-nél. Az (5) oszlop paraméterei mellett mindkét sajátérték 1-nél kisebb! Az (*F*7)–(*F*9) stabilitási feltételek ebben az egy esetben teljesülnek maradéktalanul, ez a paraméterkombináció tehát likviditási csapdában is stabil egyensúlyi megoldást eredményez.

Az (1)–(4) és (6) paraméteregyüttes esetén az (*F*7) és az (*F*8) feltételek teljesülnek ugyan, a tényleges és a kritikus hitelesség közötti, a stabilitáshoz szükséges relációt meghatározó (*F*9) [strukturális paraméterekkel felírva (10)] feltétel azonban nem, likviditási csapdában tehát a *3. ábrán* bemutatotthoz hasonló megoldást kapunk, ahol az E_B fixponton átmenő nyeregvonal jelenti az instabil tartomány határát. Ezekben az esetekben a deflációs spirál lehetősége nem zárható ki.

A *4. táblázat* utolsó sorában az egyes paraméterkombinációk esetén adódó kritikus hitelességeket is feltüntettük. A ϕ és ϕ^* értékek összevetéséből is jól látszik, hogy a jegybanki hitelesség egyedül az (5) oszlopban haladja meg a deflációs spirál kizárásához szükséges minimális értéket.

A *6. ábrán* látható koordináta-rendszerek a fázistér instabil tartományát mutatják a különböző paraméteregyüttesek esetén. A diagramok címében a *4. táblázat* kapcsolódó oszlopának sorszámát, valamint a becslés során felhasznált inflációs rátát és kamatlábat tüntettük fel. Az (5) paraméteregyütteshez tartozó ábrán értelemszerűen nem látható instabil terület, a többi diagramon a korábbiakhoz hasonlóan szürke árnyalattal jelöltük a deflációs spirál tartományát. Az egyes koordináta-rendszerekben az 1982 első negyedéve és 2008 harmadik negyedéve közötti tényadatokat is ábrázoltuk.

A *4. táblázat* és a *6. ábra* alapján jól látszik, hogy minél nagyobb a kritikus és a tényleges hitelesség közötti eltérés, annál közelebb van a deflációs spirál határvonala a kibocsátási rés és az inflációs ráta szokásos, stabil egyensúly közeli értékeihez, vagyis annál nagyobb valószínűséggel kerülhet a gazdaság deflációs spirálba.

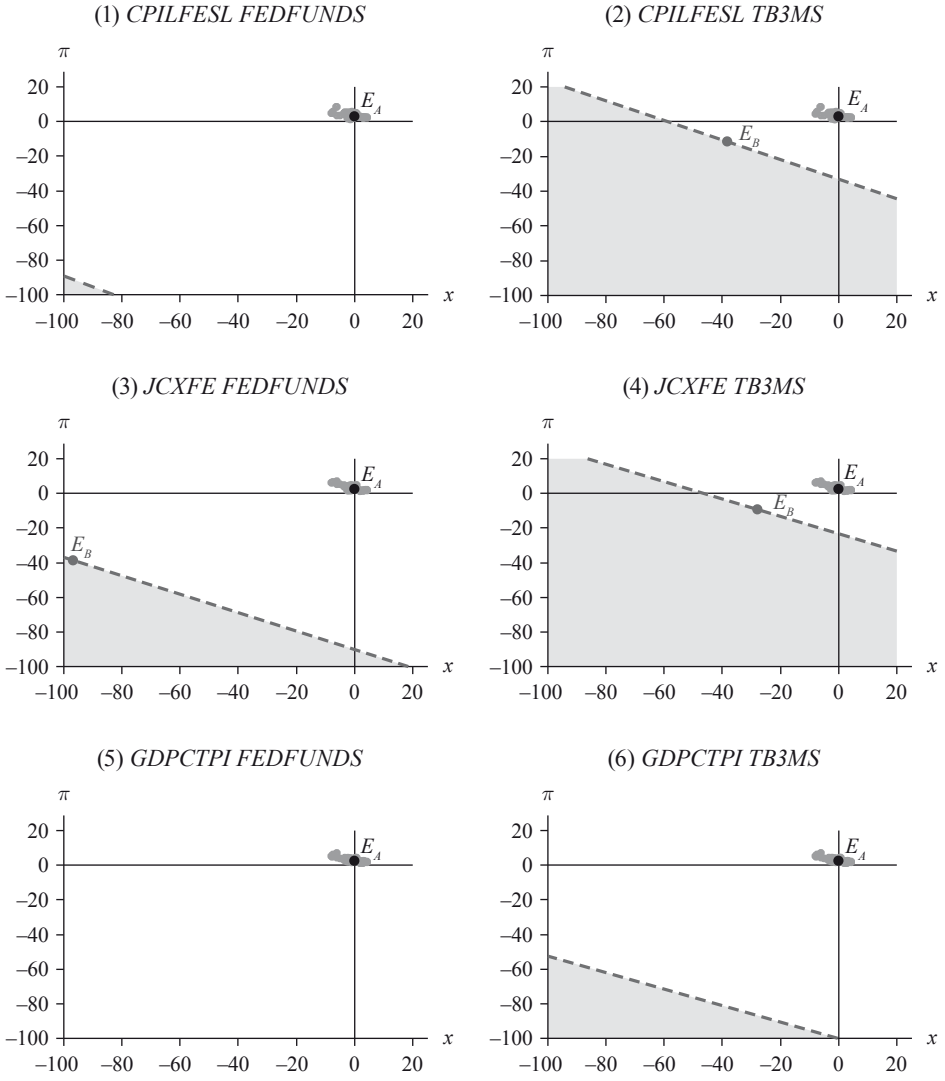
Amennyiben a különböző kamatlábakkal kapott eredményeket hasonlítjuk össze, akkor láthatjuk, hogy a jegybanki reakciófüggvény γ_π és γ_x paraméterei a páratlan sorszámú oszlopokban rendre magasabbak, mint a jobbra mellettük lévő páros sorszámúakban. Nem meglepő, hogy a jegybank sokkal közvetlenebb kontrollja alatt álló irányadó jegybanki kamatláb rugalmasabban reagál az inflációs ráta és a kibocsátási rés változásaira, mint a három hónapos állampapír-piaci hozam. A rugalmasabb kamatpolitika melletti, páratlan oszlopokban szereplő kritikus hitelességek sorra alacsonyabbak, mint a kisebb érzékenységi paraméterek mellett adódó ϕ^* értékek.

A kritikus hitelességek ellentétesen mozognak az egyensúlyi reálkamatláb nagyságával: alacsonyabb r^*-hoz rendszerint magasabb ϕ^* tartozik. (Ez némiképpen az előzőkből is következik, hiszen a természetes kamatláb becsült értéke nem független a γ_π érzékenységi paraméterre vonatkozó becsléstől: minden egyéb változatlansága mellett magasabb γ_π nagyobb r^*-gal jár együtt.)

Empirikus eredményeink tehát jól igazolják a *Koppány* [2007]-ben levont elméleti következtetéseket: a makrogazdasági környezet változásaira határozottabban reagáló kamatpolitika mellett jóval alacsonyabb a deflációs spirál kockázata.

A kérdés már csak az, hogy melyik inflációs mérőszámmal és melyik kamatlábbal adódó paraméterkombinációt tekintsük mérvadónak, hiszen mint látható, a változók megválasztása rendkívül érzékenyen érinti a deflációs spirál tartományát. Annak ellenére, hogy

6. ábra
Instabil tartományok különböző inflációs rátákkal
és kamatlábakkal készített becslések esetén



Megjegyzés: a diagramok címében a *4. táblázat* kapcsolódó oszlopának sorszámát, valamint a becslés során felhasznált inflációs rátákat és kamatlábakat tüntettük fel.
CPILFESL: élelmiszer- és energiaáraktól megtisztított fogyasztói árindex, *JCXFE:* élelmiszer- és energiaárakat nem tartalmazó több árindex kombinációjaként előállított PCE-árindex, *GDPCTPI:* lánctípusú GDP-árindex, *FEDFUNDS:* amerikai irányadó jegybanki kamatláb, *TB3MS:* három hónapos állampapír-piaci hozam.

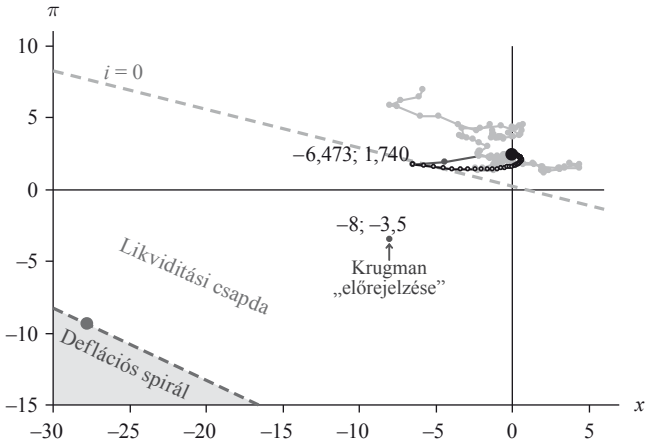
az (5) esetben modellünk likviditási csapdában is stabil, a Taylor-szabály *GDPCTPI* árindexszel számított regressziói csak 0,5 körüli vagy az alatti R^2 értéket adtak. A másik két inflációs mérőszámmal ennél sokkal jobb illeszkedést kaptunk.

A *CPILFESL* és a *JCXFE* árindex diagramjain látható, hogy általában csak katasztrofális mértékű keresleti és kínálati sokkhatások együttes bekövetkezése idézhet elő olyan *kibocsátási rés–inflációs ráta* kombinációkat, amelyek a gazdaságot deflációs spirálba sodorják.

Mekkora lehet egy ilyen sokkhatás valószínűsége? A kibocsátási rés és az inflációs ráta becsléseinkből adódó reziduális szórását alapul véve, az instabil tartományba kerülés valószínűsége még a legveszélyesebbnek tűnő (4) paraméterkombináció esetén is elenyésző.[22]

A *7. ábrán* a (4) paraméteregyüttes diagramja kinagyítva látható. Az infláció–kibocsátási rés hurkok az 1982 első negyedéve és 2009 első negyedéve közötti tényadatokat mutatják. Az iterációt a 2009 első negyedévi pontból indítva, a kibocsátási rés és az inflációs ráta várható pályáját a sötét körök szemléltetik. A deflációs spirál határát a trajektória messze elkerüli, s annak bármely pontjából számítva gyakorlatilag nulla az instabil tartományba kerülés valószínűsége.[23]

7. ábra
Az instabil tartomány határa a (4) esetben



Kérdés persze, hogy a reziduális szórásokból ki szabad-e indulnunk. A (4) paraméterekkel 2008 negyedik negyedévére és 2009 első negyedévére előre jelzett értékek és a tényadatok eltérése olyan sokkhatásokra utal, amelyek együttes bekövetkezési valószínűsége a reziduális szórások alapján ugyancsak gyakorlatilag nulla, mégis megtörtént. A deflációs spirál valószínűségével kapcsolatos állításainkat – mint minden statisztikai kijelentést – csupán a rendelkezésünkre álló múltbeli adatok alapján fogalmazhatjuk meg. A „ki gondolta volna?” típusú kérdések, s hogy előre jelezhető-e a múltbeli folyamatok alapján a jövő – amelyeket a 2008 őszén lezajlott események után minden bizonnyal elemzők sora tett fel magának –, az ökonometriai vizsgálatok létjogosultságát feszegetik.

[22] Az ε és η eltérésváltozók szórása (4) becslés esetén $\sigma_\varepsilon = 0{,}20414$, illetve $\sigma_\eta = 0{,}58284$. Ha az eltérésváltozókról feltesszük, hogy egymástól független (ε és η közötti korreláció –0,04228), nulla várható értékű és adott szórású normál eloszlású valószínűségi változók, akkor a 2009 első negyedévi tényadatoknak megfelelő $x = -6{,}472$ és $\pi = 1{,}74$ pontból az instabil tartományba kerülés valószínűsége olyan kicsi, amit még a meglehetősen nagy pontosságú értékközlésre képes számítógép is nullaként tüntet fel.

[23] A számítások során nem vettük figyelembe, hogy deflációs spirál nemcsak egyszeri sokkok, hanem negatív sokkhatások sorozata következtében is kialakulhat, valamint hogy a sokkhatások is erősen autokorrelálhatnak. Ezek némileg módosíthatják az előző eredményeket, a deflációs spirál valószínűsége azonban ezekben az esetekben is elenyésző marad.

Aggodalmainkat némiképpen csökkenheti, hogy még a tanulmány bevezető részében felvázolt – bár ugyancsak múltbeli összefüggéseken alapuló s nem kevésbé bizonytalan – Krugman-féle vészforgatókönyv is meglehetősen messze van a deflációs spirál határától (lásd *7. ábra*).

Előrejelzés autoregresszív eltérésváltozókkal és kamatsimítással

Az eddigi regressziók során figyelmen kívül hagytuk az eltérésváltozók autokorrelációját. A legjobb illeszkedést mutató, a *JCXFE* árindex és a *FEDFUNDS* kamatlábak idősoraival készített, *2. táblázatban* közölt *AD*-becslések és a *3. táblázatban* szereplő *TR*-becslések eltérésváltozói erősen autokorreláltak. A késleltetett eredményváltozót tartalmazó árigazodási és aggregált keresleti egyenlet esetén Durbin-féle *h*-próbával (*Ramanathan* [2003] 466–467. o.), a Taylor-szabálynál pedig Durbin–Watson-próbával (uo. 404–405. o.) teszteltük az elsőrendű autokorrelációt. A tesztstatisztikák értékei (h_{PC} = 0,38559, h_{AD} = 4,61309, $d_{TR\,FL}$ = 0,28366 és $d_{TR\,BL}$ = 0,30266) alapján *AD*, valamint az előre- és hátratekintő kamatszabály esetén el kell utasítanunk az autokorrelálatlanság hipotézisét. A *PC* eltérésváltozóinál ez a hipotézis nem vethető el. A továbbiakban az aggerált keresleti egyenes és a Taylor-szabály eltérésváltozóiról feltételezzük, hogy elsőrendű autoregresszív folyamatot [AR(1)] követnek, vagyis a keresleti és kamatsokkok nem egyszeri, hanem több perióduson át jelentkező, egyre csillapodó külső hatásként jelennek meg modellünkben.

A kamatszabály esetében egy másik változtatást is bevezetünk. A szakirodalomban igen elterjedt (lásd például *Clarida és szerzőtársai* [1999] vagy *Kuttner* [2004] írását) és a monetáris politika gyakorlatához jól illeszkedik az a feltevés, amely szerint a kamatszint csak részlegesen, fokozatosan alkalmazkodik a gazdasági környezethez. A jegybankok valóban nagyon megfontoltan, általában csak kis lépésekben változtatják a kamatlábat.

Ennek megfelelően a nulla alsó határt figyelembe vevő kamatszabályunkat a következőképpen módosítjuk:

$$i_t = \max[0,\ \gamma_i i_{t-1} + (1-\gamma_i)(r^* + \pi^e_{t+1} + \gamma_\pi(\pi_t - \pi^*) + \gamma_x x_t 8)] + v_t \tag{18}$$

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + e^i_t, \tag{19}$$

ahol γ_i a kamatsimítás mértékét kifejező paraméter, ρ_v az előző periódus eltérésváltozójának (kamatsokkjának) együtthatója, a kamatszabály új eltérésváltozója e^i_t, amelyről feltételezzük, hogy fehér zaj.

A keresleti sokkhatások elsőrendű autokorrelációját figyelembe vevő *IS* függvény képlete a (2) képlethez képest annyival egészül ki, hogy

$$u_t = \rho_v u_{t-1} + e^x_t, \tag{20}$$

ahol e^x_t-ről ugyancsak feltesszük, hogy jól viselkedő eltérésváltozó.

A makrogazdasági folyamatok pontosabb előrejelzéséhez használt modellünket az (1), (2), (20), (18), (19), (4) és (5) egyenletek adják, amelyeket a regressziószámításhoz a következők szerint rendezünk. Az (5) várakozási egyenlet (1)-be való helyettesítésével a (11)-nek megfelelő Phillips-görbét kapjuk, a kínálati oldal egyenlete tehát a korábbiakhoz képest nem változik:

$$\pi_t = \phi\pi^* + ax_{t-1} + (1-\phi)\,\pi_{t-1} + \varepsilon_t. \tag{21}$$

Noha a (4) Fisher-tétel és az (5) várakozási egyenlet nem módosul, a (18)–(19) kamatszabály és a (20) egyenlettel kiegészített *IS* függvény jelentős változásokat jelentenek a

keresleti oldalon. A kibocsátási rés empirikus vizsgálatok során használt egyenletét ezért most a következők szerint fejezzük ki. Az (5) várakozási egyenlet, a (4) Fisher-tétel és a (2) IS függvény felhasználásával a kibocsátási résre az alábbi egyenlet adódik:

$$x_t = \beta_r(\phi\pi^* + r^*) + \beta_x x_{t-1} - \beta_r(1-\phi)\pi_{t-1} - \beta_r i_{t-1} + u_t, \tag{22}$$

ahol u_t a (20)-nak megfelelően AR(1) folyamatot követ. A (22) egyenlet eltérésváltozója a kizárólag a keresleti sokkhatásokat mutatja, szemben a korábbi modellváltozattal, ahol a kibocsátási rés egyenletének η eltérésváltozóját keresleti és kamatsokkok egyaránt befolyásolták. A (21) és a (22) egyenlet alapján az is jól látható, hogy most nem a tényleges inflációs ráta és az inflációs célkitűzés különbségeként származtatott inflációs torzítást, hanem az eredeti inflációs tényadatokat használjuk a becslés során.

Tekintettel arra, hogy az 1982 első negyedéve és 2008 harmadik negyedéve közötti mintánk pozitív kamatszintekre vonatkozik, a Taylor-szabályt a (23) egyenlet alapján becsüljük:

$$i_t = \gamma_i i_{t-1} + (1-\gamma_i)[r^* + (\phi - \gamma_\pi)\pi^* + (1 - \phi + \gamma_\pi)\pi_t + \gamma_x x_t] + v_t, \tag{23}$$

ahol v_t (19) szerint alakul.

Iteratív legkisebb négyzetek módszerével a következő becslési eredmények adódnak modellünk egyenleteire és strukturális paramétereire (zárójelben a *t*-statisztikákat közöljük):

$$\underset{(1,00764)}{\hat{\pi}_t} = \underset{(1,00764)}{0,04427} \cdot \underset{(1,71099)}{2,00415} + \underset{(0,75353)}{0,01991} x_{t-1} + (1 - \underset{(1,00764)}{0,04427})\pi_{t-1} \qquad \bar{R}^2 = 0,97506$$

$$\hat{x}_t = \underset{(0,35458)}{0,01321} \cdot (\underset{(1,00764)}{0,04427} \cdot \underset{(1,71099)}{2,00415} + \underset{(0,81235)}{1,68759}) + \underset{(18,46140)}{0,89496} x_{t-1} +$$

$$+ \underset{(0,35458)}{0,01321} \cdot (1 - \underset{(1,00764)}{0,04427})\pi_{t-1} - \underset{(5,14764)}{0,01321} i_{t-1} + \underset{(5,14764)}{0,50004}\hat{u}_{t-1} \qquad \bar{R}^2 = 0,94598$$

$$\underset{(19,38825)}{\hat{i}_t} = \underset{(19,38825)}{0,80569} i_{t-1} + (1 - \underset{(19,38825)}{0,80569})\big[(\underset{(0,81235)}{1,68759} + (\underset{(1,00764)}{0,04427} - \underset{(5,31783)}{1,79192}) \cdot \underset{(1,71099)}{2,00415} +\big]$$

$$+ (1 - \underset{(1,00764)}{0,04427} + \underset{(5,31783)}{1,79192})\pi_t + \underset{(4,86914)}{1,07475} x_t\big] + \underset{(3,29637)}{0,25472}\hat{v}_{t-1} \qquad \bar{R}^2 = 0,95993$$

A becsült együtthatók tehát a következők:

$\phi = 0,04427;$	$\beta_x = 0,89496;$	$\gamma_i = 0,80569;$	$\rho_u = 0,50004;$
$\pi^* = 2,00415;$	$\beta_r = 0,01321;$	$\gamma_\pi = 1,79192;$	$\rho_v = 0,25472.$
$\alpha = 0,01991;$	$r^* = 1,68759;$	$\gamma_x = 1,07475;$	

A paraméterek előjele és nagyságrendje ismét megfelelő. A hitelességi súlyparaméter és az áralakulási egyenlet α paramétere nagyjából azonos a korábbi becslések során kapott értékekkel, az inflációs célértékre adódó 2 százalék körüli becslés azonban némileg alacsonyabb az előző 2,45 és 3 százalék körüli eredményeknél.

A kibocsátási rés és a kamatláb paramétereiben az autoregresszív hibatagok és a kamatsimítás bevezetése miatt jelentősebb változások figyelhetők meg. A β_x, β_r és r^* együtthatók értéke csökkent, a két utóbbié olyannyira, hogy azok már nem is tekinthetők nullától szignifikánsan különbözőnek. β_r inszignifikanciáját minden bizonnyal a kibocsátási rés magyarázó változói közötti multikollinearitás okozza. (Az inflációs ráta és a nominális kamatláb közötti korrelációs együttható 0,77447.) Tekintettel azonban arra, hogy jelen esetben nem elsősorban az együtthatók nagyságrendjének értelmezése, hanem a modellel való előrejelzés a célunk, az inszignifikáns magyarázó változókat is megtartjuk. Erre elméleti okokból is szükségünk van, különben kiiktatnánk a kamatpolitika keresletszabályozó hatását. (Az mindenesetre jól látható, hogy a jegybanki kamatláb kibocsátási résre gyakorolt egy negyedéves időtávon megfigyelhető, közvetlen hatása nem jelentős.)

A kamatszabály 0,8 körüli γ_i simítóparamétere a hasonló vizsgálatok eredményeinek megfelelő értéket jelent (lásd például *Kuttner* [2004] és *Clarida és szerzőtársai* [1999] becsléseit). A γ_π és γ_x koefficiensek a kamatsimítás bevezetése miatt a korábbiaknál magasabbak.

Az eltérésváltozók $\rho_u = 0{,}50004$ és $\rho_v = 0{,}25472$ együtthatói alapján elmondható, hogy a keresleti sokkok hatása tartósabb, a kamatsokkoké kevésbé.

A *9. ábra* az 1982 első negyedéve és 2009 első negyedéve közötti tényadatokat, valamint a 1982 első negyedéve és 2008 harmadik negyedéve közötti minta alapján illesztett adatsorokat, és az előttünk álló másfél évtizedre vonatkozó előrejelzéseket mutatja. Az *5. táblázatban* a nulla kamatszinttel jellemezhető első két negyedév tényadatai, valamint a modell által ezekre az időszakokra becsült értékek láthatók. Ezek összevetése során jelentős eltérések mutatkoznak, amelyek 2008 utolsó és 2009 első negyedévben az amerikai gazdaságot ért, főleg keresleti oldalon jelentkező jelentős negatív sokkhatásokra utalnak.

Az *5. táblázatban* szereplő 2008 utolsó és 2009 első negyedévi előrejelzéseknél még nem vettünk figyelembe az alsó kamatkorlátot. Így szerepelhet 2009 első negyedévében negatív nominális kamatszint, amely jól mutatja, hogy az Egyesült Államok likviditási csapdában van.

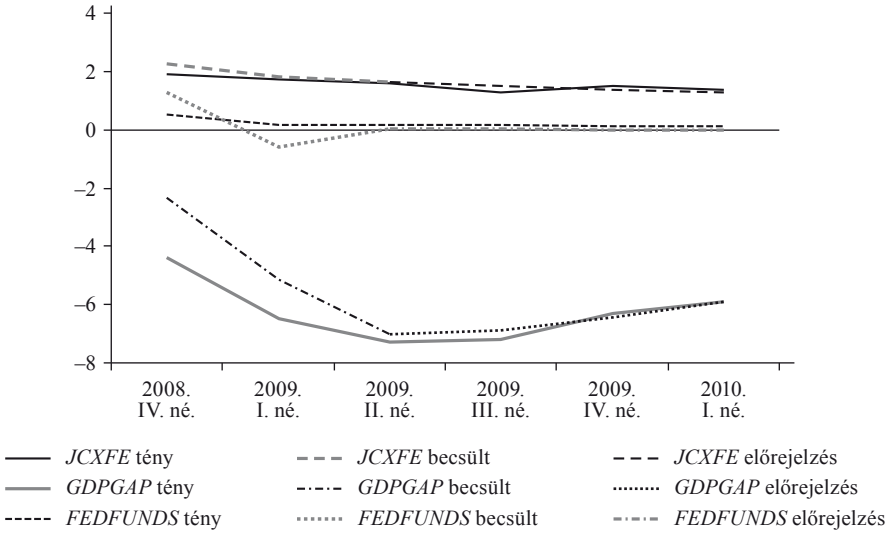
5. táblázat

Tényadatok és előrejelzések, 2008. IV. né. és 2010. I. né. között

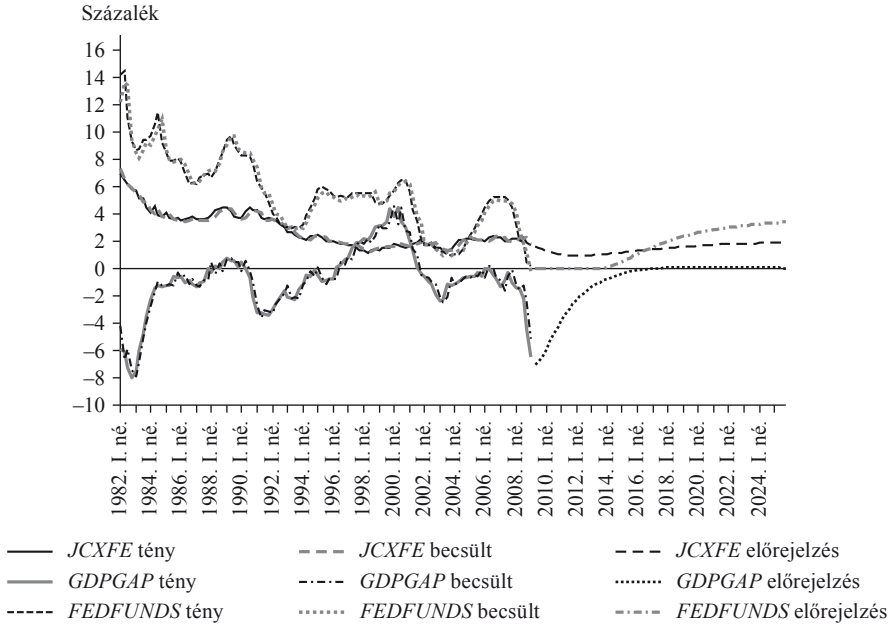
Időpont	Tényadatok			Előjelzések		
	π_t	x_t	i_t	$\hat{\pi}_t$	$\hat{x}_t$	$\hat{i}_t$
2008. IV. né.	1,918	–4,400	0,507	2,255	–2,356	1,271
2009. I. né.	1,740	–6,473	0,183	1,834	–5,152	–0,573
2009. II. né.	1,610	–7,291	0,180	1,623	–7,040	0,047
2009. III. né.	1,269	–7,211	0,157	1,500	–6,901	0,012
2009. IV. né.	1,506	–6,299	0,120	1,385	–6,454	0,003
2010. I. né.	1,375	–5,905	0,133	1,284	–5,897	0,001

8. ábra

Az előrejelzés és a tényadatok illeszkedése



9. ábra
Az előrejelző modell illeszkedése és az endogén változók várható alakulása
1982. I. né. és 2025. I. né. között



2009 első negyedévét követően a 2008 negyedik negyedéve és 2009 első negyedéve között jelentkező és a múltból örökölt sokkhatásokat a korábban definiált autoregresszív folyamatok szerint továbbgörgetve, a nulla alsó kamathatár figyelembevételével jeleztük előre a *JCXFE* maginflációs ráta, a kibocsátási rés és a jegybanki irányadó kamat várható alakulását. Ezeket mutatják a *9. ábra* szaggatott vonalai. Ha az előrejelzés készítése (2009 nyara) óta eltelt időszak tényadatait összehasonlítjuk a modell által előre jelzett értékekkel, akkor a *8. ábrán* jól látható, hogy a kapott eredmények meglehetősen pontosnak bizonyultak.

A hosszabb távon várható folyamatok a *9. ábráról* olvashatók le. A *JCXFE* árindex grafikonja szerint nemhogy deflációs spirál, de még átmeneti defláció sem várható, az inflációs ráta nagyjából egyszázalékos értéknél éri el mélypontját 2011–2012-ben. Ez az eredmény jelentősen eltér Krugman súlyos deflációt jósló forgatókönyvétől (*Krugman* [2009*a*]), s inkább ahhoz a Bernanke-féle várakozáshoz áll közelebb, amely szerint a pénzügyi és reálgazdasági krízis enyhítésére a fiskális és nem szokványos monetáris csatornákon (például vállalati és banki értékpapírokkal végrehajtott nyílt piaci műveleteken) keresztül az amerikai gazdaságba pumpált pénzek mellékhatásaként hamarosan az infláció emelkedése várható (*Bernanke* [2009]).[24]

A kibocsátási rés modellünk alapján előre jelzett pályája meglepően hasonlít az *1. ábra* alsó részén bemutatott, az Egyesült Államok kongresszusi költségvetési hivatalának

[24] A tanulmány elején ismertetett krugmani párhuzam a nyolcvanas évek eleji és mai reálgazdasági és inflációs folyamatok között talán túlzó, s eltekint néhány fontos, az akkori és a mostani gazdasági körülmények közötti különbségtől. A jelenleg érvényes, nulla körüli kamatszinthez és expanzív gazdaságpolitikai környezethez képest az 1980-as évtized elejét jellemző negatív kibocsátási rés és dezinfláció a magas kamatlábak és az infláció csökkentésére törekvő monetáris politika mellett következett be. Érdemes megfigyelni a reálkamatlábak nagyságában megmutatkozó eltéréseket: 1982 és 1984 között a Federal Funds Rate, valamint *CPILFESL* és a *JCXFE* maginflációs ráták különbségeként számított reálkamatlábak 3 és 8 százalék között mozogtak, ezzel szemben 2009 elején –1 és –2 százalék közötti negatív reálkamatlábakat mérhettünk.

(*Congressional Budget Office*, *CBO*) – *Krugman* [2009*a*] által is felhasznált – prognózisához, bár a kibocsátási rés legkisebb értéke kicsivel magasabban, körülbelül –7 százaléknál van, s a tényleges és a potenciális kibocsátás közötti olló esetünkben valamivel lassabban záródik. A tényleges GDP saját előrejelzésünk alapján csak nagyjából 2016-ra éri el a potenciális kibocsátás szintjét, míg az *1. ábrán* ez már 2014–2015-ben megtörténik. Az eltérés annak is betudható, hogy számításaink eltekintenek – az inflációs prognózisnál már említett – gazdaságösztönző lépések jövőben jelentkező hatásaitól. Ezek figyelembevételével minden bizonnyal a *9. ábrán* láthatónál gyorsabb kilábalás várható.

A *9. ábra* a nominális kamatszint előrejelzését is mutatja, amely szerint az amerikai gazdaság várhatóan 2013 végéig nullához közeli pénzpiaci kamatlábakkal lesz jellemezhető, hacsak az áremelkedési ütem pályáját érintő felfelé mutató kockázatok nem jelentkeznek, s ezek következtében a Fed elnöke által már 2009-ben kilátásba helyezett *exit strategy*, vagyis az infláció megfékezése érdekében szükséges restriktív lépések ennél hamarabb életbe nem lépnek (*Bernanke* [2009]). Utólag visszatekintve, 2009 nyarán túl korai volt, s elemzésünk alapján talán még ma is korai ezen gondolkodni.

Végül mit mondhatunk a deflációs spirál elméleti lehetőségéről a módosított modellfeltevések mellett? Az elemzési keret (18), (19) és (20) egyenletben bevezetett változtatásai ellenére likviditási csapdában továbbra is kiinduló modellünk mátrixegyenlete határozza meg a kibocsátási rés és az inflációs ráta alakulását. A **B** együtthatómátrix sajátértékei a becsült paraméterek mellett $\lambda_1^B = 0{,}95962$ és $\lambda_2^B = 0{,}89107$, vagyis stabil egyensúlyi megoldást kapunk, a deflációs spirál lehetősége tehát kizárt. A hitelesség mértéke – bár továbbra alacsony ($\phi = 0{,}04427$) – jócskán meghaladja a kritikus hitelességet ($\phi^* = 0{,}0025$).

Következtetések és további kutatási irányok

Az Egyesült Államokban a nominális kamatszint 2008 végén a nulla alsó határérték közvetlen közelébe csökkent, az amerikai gazdaság likviditási csapdába került, a defláció esélye pedig – több 2009 eleji tanulmány és szakértői vélemény szerint – a korábbiakhoz képest jelentősen megnövekedett.

Ez azonban még mindig meglehetősen alacsony kockázatot jelent, amely deflációs spirál kialakulásával semmiképpen sem fenyeget! A jelenleg alkalmazott 2-3 százalék körüli árstabilitási szintek mellett a likviditási csapda szakirodalma a deflációs spirál kockázatát szinte elhanyagolhatónak tekinti (*Yates* [2002]). A tanulmányunkban közölt eredmények igazolják ezt a szakirodalmi konszenzust: az elmúlt negyed évszázad adataival végzett empirikus vizsgálataink alapján nemhogy deflációs spirál bekövetkezésére, de a maginflációs mutatókkal készített előrejelzéseink szerint még átmeneti deflációra sem kell számítani a 2007–2008-ban kialakult válság következtében. Becsléseink rendre olyan paraméterkombinációkat határoznak meg, amelyek mellett a deflációs spirál lehetősége kizárt, vagy kialakulásának valószínűsége elhanyagolható.

Ez azonban nem a monetáris politika magas fokú hitelességének köszönhető! A deflációs spirál alacsony kockázata sokkal inkább modellünk többi paraméterének ebből a szempontból kedvező, stabilitást biztosító értékéből következik. A csupán implicit inflációs célkitűzéssel rendelkező és hitelesség tekintetében elsősorban a jegybankelnök személyére és szavahihetőségére építő Fed (lásd *Horváth* [2006] 29. o.) számításaink szerint alig képes befolyásolni az inflációs várakozásokat.[25] Eredményeink tehát kiválóan alátámaszt-

[25] Az itt bemutatott vizsgálatokat az eurózónára is elvégeztük. A hitelességi paraméterre kapott eredményeink hasonlók a *Gerlach–Svensson* [2003] által közölt értékekhez. A Gazdasági és Monetáris Unióra vonatkozó vizsgálatok közlése természetesen egy külön tanulmányt igényel, ezért itt csupán jelezzük, hogy a válság kitörését

ják azokat az elmúlt 10-12 év során újra és újra felszínre kerülő javaslatokat is, melyek szerint a monetáris politika inflációs várakozásokat befolyásoló képességét növelendő az Egyesült Államok számára célszerű lenne megfontolni egy nyilvánosan meghirdetett inflációs célérték bevezetését (*Bernanke–Mishkin* [1997], *Woodford* [2007]). Ennek lehetősége természetesen most is adott, bár az inflációs cél hitelességének kiépítése – ahogy arra már *Koppány* [2007]-ben is utaltunk – likviditási csapdában nem könnyű feladat. Ilyenkor épphogy a hitelesség romlásával kell számolni!

Ezen a ponton el is érkeztünk az alkalmazott elemzési keret egyik, korábban már említett korlátjához. Modellünk a jegybanki hitelességet a vizsgálat teljes időhorizontján változatlannak tekinti. Ez a feltevés bizonyos fokig védhető azzal, hogy egy hiteles jegybank, még ha likviditási csapdába kerül is, lassabban veszíti el céljának inflációs várakozásokat befolyásoló erejét, mert a kamatszint alsó határát viszonylag gyorsan képes elhagyni, az infláció mértékét pedig a célérték felé terelni. Egy hiteles jegybank ráadásul sokkal ritkábban kerül likviditási csapdába,[26] s ebből a szempontból hitelessége kevésbé veszélyeztetett.

Egy, az alsó kamathatár elérését megelőzően is alacsony hitelességű jegybank esetében azonban nagyon fontos lehet a likviditási csapdában bekövetkező esetleges további hitelességromlás, amely a deflációs spirál tartományát veszélyes közelségbe hozhatja. Természetesen a hitelesség bármilyen okból történő leépülése járhat ilyen következményekkel, ezért a kérdés nullánál magasabb kamatszinttel és magasabb kiinduló hitelességgel jellemezhető gazdaságok számára is fontos lehet. A válaszokat a hitelesség felépülésének és leromlásának folyamatát endogén módon kezelő modellváltozatok kidolgozása és elemzése adhatja meg. Kutatásaink ebben az irányban haladnak tovább.

Hivatkozások

Bernanke, B. [2009]: The Fed's Exit Strategy. The Wall Street Journal, július 21.

Bernanke, B. S.–Mishkin, F. S. [1997]: Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? Journal of Economic Perspectives, Vol. 11. No. 2. 97–116. o.

Blanchard, O.–Dell'Ariccia, G.–Maoro, P. [2010]: Rethinking Macroeconomic Policy. IMF Staff Position Note, február 12. SPN/10/03, http://www.imf.org/external/pubs/ft/spn/2010/spn1003.pdf.

Clarida, R.–Galí, J.–Gerlter, M. [1999]: The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. Journal of Economic Literature, Vol. 34. No. 4. 1661–1707. o.

Decressin, J.–Laxton, D. [2009]: Gauging Risks for Deflation. International Monetary Fund, IMF Staff Position Note, január 28., SPN/09/01. http://www.imf.org/external/pubs/ft/spn/2009/spn0901.pdf.

Gerlach, S.–Svensson, L. E. O. [2003]: Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators? Journal of Monetary Economis, 50. 1649–1672. o.

Horváth Ágnes (szerk.) [2006]: Monetáris politika Magyarországon. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.

Keynes, J. M. [1936/1965]: A foglalkoztatás, a kamat és a pénz általános elmélete. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.

Koppány Krisztián [2007]: Likviditási csapda és deflációs spirál egy inflációs célt követő modellben – a hitelesség szerepe. Közgazdasági Szemle, 11. sz. 974–1003. o.

Krugman, P. [1998*a*]: Japan's Trap. http//web.mit.edu/krugman/www/japtrap.html.

---

megelőző időszak adataival végzett modellszámításaink alapján az explicit inflációs céllal rendelkező Európai Központi Bank hitelessége jóval meghaladja a Fed hitelességét. A GMU-ra vonatkozó becslések alapján ráadásul minden esetben kritikus mértéket meghaladó hitelességet kaptunk.

[26] Magas ϕ esetén az inflációs várakozások visszatekintő komponens által okozott változékonysága alacsony, ezért egy hiteles jegybank kisebb mértékű kamatlépésekkel képes elérni ugyanazt a reálkamatlábat, mint egy kevésbé hiteles.

Krugman, P. [1998*b*]: It's Baaack! Japan's Slump and the return of the Liquidity Trap. Brookings Papers on Economic Activity, 2. 137–205. o.
Krugman, P. [1998*c*]: Japan: Still trapped. http//web.mit.edu/krugman/www/japtrap2.html.
Krugman, P. [1999]: Thinking about the Liquidity Trap. http://web.mit.edu/krugman/www/trioshrt.html.
Krugman, P. [2009*a*]: Risks of deflation (wonkish but important). http://krugman.blogs.nytimes.com/2009/01/10/risks-of-deflation-wonkish-but-important/.
Krugman, P. [2009*b*]: Zero lower bound blogging. http://krugman.blogs.nytimes.com/2009/01/17/zero-lower-bound-blogging/.
Kumar, M.–Baig, T.–Decressin, J.–Faulkner-MacDonagh, C.–Feyzioglu, T. [2003]: Defltaion: Determinants, Risks, and Policy Options. International Monetary Fund, Washington, IMF Occasional Paper, 221.
Kuttner, K. N. [2004]: The Role of Policy Rules in Inflation Targeting. Federal Bank of St. Louis Review, Vol. 86. No. 4. 89–111. o.
László Flóra (szerk.) [2002]: Monetáris politika Magyarországon. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
Leeper, E. M.–Zha, T. [2001]: Assessing Simple Policy Rules: A View from a Complete Macroeconomic Model. Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, IV. negyedév, 13–36. o.
Leigh, D. [2008]: Estimating the Federal Reserve's Implicit Inflation Target: A State Space Approach. Journal of Economic Dynamics & Control, Vol. 32. 2013–2030. o.
Mellár Tamás [2003]: Dinamikus makromodellek a magyar gazdaságra. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
Orphanides, A. [2004]: Monetary Policy in Deflation: The Liquidity Trap in History and Practice. The North American Journal of Economics and Finance, Elsevier, Vol. 15. No. 1. 101–124. o., http://www.federalreserve.gov/Pubs/FEDS/2004/200401/200401pap.pdf.
Ramanathan, R. [2003]: Bevezetés az ökonometriába alkalmazásokkal. Panem Könyvkiadó, Budapest.
Reifschneider, D.–Williams, J. C. [2000]: Three Lessons for Monetary Policy in a Low Inflation Era. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32. No. 4. 936–966. o.
Snowdon, B.–Vane, H. R. [2006]: Modern Macroeconomics: Its Origins, Evolution and Current State. Edward Elgar, Cheltenham.
Svensson, L. E. O. [2000]: How Should Monetary Molicy Be Conducted in an Era of Price Stability? NBER Working Paper, No. 7516.
Taylor, J. B. [1993]: Discretion versus Rules in Practice. Carnegie-Rochester Conference Series Public Policy, 39. december, 195–214. o.
Telegraph [2008]: US slides into dangerous 1930s 'liquidity trap'. 2008. január 25. http://www.telegraph.co.uk/finance/economics/2783215/Davos-2008-US-slides-into-dangerous-1930s-liquidity-trap.html
WSJ online [2007]: Krugman: No Liquidity Trap yet, but Risk Is Rising. The Wall Street Journal Online, december 17. http://blogs.wsj.com/economics/2007/12/17/krugman-no-liquidity-trap-yet-but-risk-isrising/.
Woodford, M. [2007]: The Case for Forecast Targeting as a Monetary Policy Strategy. Journal of Economic Perspectives, Vol. 21. No 4. 3–24. o.
Yates, T. [2002]: Monetary Policy and the Zero Bound to Interest Rates. European Central Bank Working Paper Series. Working Paper, No. 190.

Függelék

a) Redukált mátrixformák

Kiinduló modellünk egyenletei (a nulla várható értékű eltérésváltozókat elhagyva) pozitív nominális kamatlábak esetén (normáleset) a következők:

$$\pi_t = \alpha x_{t-1} + \pi_t^e, \tag{1}$$

$$x_t = \beta_x x_{t-1} - \beta_r (r_{t-1}^e - r^*) \tag{2}$$

$$i_t = r^* + \pi^e_{t+1} + \gamma_\pi(\pi_t - \pi^*) + \gamma_x x_t \tag{3}$$

$$r^e_t = i_t - \pi^e_{t+1}, \tag{4}$$

$$\pi^e_t = \phi\pi^* + (1-\phi)\,\pi_{t-1}. \tag{5}$$

A (3) egyenlet mindkét oldalából π^e_{t+1} -t kivonva a következő reálkamatláb-szabályt kapjuk:

$$r^e_t = r^* + \gamma_\pi(\pi_t - \pi^*) + \gamma_x x_t.$$

Ezt (2)-be r^e_{t-1} helyére beírva a következő dinamikus makrokeresleti függvény adódik:

$$x_t = (\beta_x - \beta_r\gamma_x)x_{t-1} - \beta_r\gamma_\pi\pi_{t-1} + \beta_r\gamma_\pi\pi^*. \tag{$F1$}$$

Az áralakulást leíró redukált összefüggést az (5) egyenlet (1)-be való helyettesítésével kapjuk:

$$\pi_t = \alpha x_{t-1} + (1-\phi)\pi_{t-1} + \phi\pi^*. \tag{$F2$}$$

Az ($F1$) és ($F2$) egyenletek által meghatározott redukált modell mátrixformában a következő:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \mathbf{A}\begin{bmatrix} x_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \mathbf{a}, \text{ ahol } \mathbf{A} = \begin{bmatrix} \beta_x - \beta_r\gamma_x & -\beta_r\gamma_\pi \\ \alpha & 1-\phi \end{bmatrix} \text{ és } \mathbf{a} = \begin{bmatrix} \beta_r\gamma_\pi\pi^* \\ \phi\pi^* \end{bmatrix}.$$

Likviditási csapdában a nominális kamatszint nulla, ily módon a (4) és az (5) felhasználásával $r^e_t = -\pi^e_{t+1} = \phi\pi^* + (1-\phi)\pi_{t-1}$. Ezt a (3) egyenletbe helyettesítve a keresleti oldalt leíró redukált egyenlet az ($F3$) szerint módosul:

$$x_t = \beta_x x_{t-1} + \beta_r(1-\phi)\pi_{t-1} + \beta_r(\phi\pi^* + r^*). \tag{$F3$}$$

A nominális kamatláb alsó határának elérése az áralakulási egyenletet nem érinti. Ennek megfelelően az ($F2$) és az ($F3$) alapján a likviditási csapdában érvényes mátrixforma:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \mathbf{B}\begin{bmatrix} x_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \mathbf{b}, \text{ ahol } \mathbf{B} = \begin{bmatrix} \beta_x & \beta_r(1-\phi) \\ \alpha & 1-\phi \end{bmatrix} \text{ és } \mathbf{b} = \begin{bmatrix} \beta_r(\phi\pi^* + r^*) \\ \phi\pi^* \end{bmatrix}.$$

b) A modell stabilitási feltételei

A *Függelék* előző részében felírt lineáris rendszerek fixpontja akkor stabil, ha együtthatómátrixaik sajátértékei abszolút értékben 1-nél kisebbek. Ennek formális feltételei a következőképpen vezethetők le.

A sajátértékek a $\lambda^2 - t\lambda + d = 0$ karakterisztikus egyenlet gyökei, ahol t az együtthatómátrix nyomát, d pedig annak determinánsát jelöli:

$$\lambda_{1,2} = \frac{t \pm \sqrt{t^2 - 4d}}{2}. \tag{$F4$}$$

A diszkrimináns előjelétől függően valós és komplex gyökök egyaránt adódhatnak, ezeket a következőkben külön esetekként kezeljük.

Valós sajátértékek. Amennyiben $t^2 - 4d \geq 0$, vagyis a diszkrimináns nem negatív, mindkét sajátérték valós lesz. A stabil egyensúly feltétele

$$-1 < \frac{t \pm \sqrt{t^2 - 4d}}{2} < 1,$$

amelyet két egyenlőtlenségre bontva és átrendezve:

$$t + \sqrt{t^2 - 4d} < 2 \text{ és} \tag{F5}$$

$$-t + \sqrt{t^2 - 4d} < 2. \tag{F6}$$

Ha a diszkrimináns nulla, akkor $t < 2$ és $-t < 2$, vagyis $|t| < 2$. Pozitív diszkrimináns esetén az (*F*5) és (*F*6) egyenlőtlenséget összeadva

$$2\sqrt{t^2 - 4d} < 4,$$

amelyből átrendezés és négyzetre emelés után $t^2 - 4d < 4$ adódik. Ugyancsak (*F*5) és (*F*6) alapján

$$|t| + \sqrt{t^2 - 4d} < 2,$$

ahonnan négyzetre emelést és átrendezést követően $|t| - d < 1$.

Az eddigieket összegezve: valós sajátértékek esetén a stabil egyensúly feltételei

$$0 \le t^2 - 4d < 4, \tag{F7}$$

$$|t| < 2 \text{ és} \tag{F8}$$

$$|t| - d < 1. \tag{F9}$$

Komplex sajátértékek. Ha karakterisztikus egyenlet diszkriminánsa negatív, komplex gyököket kapunk. A $t^2 - 4d < 0$ egyenlőtlenség átrendezésével, gyökvonás után a következő feltétel adódik:

$$|t| < 2\sqrt{d}. \tag{F10}$$

A karakterisztikus egyenlet gyökeit meghatározó (*F*4) formula

$$\lambda_{1,2} = \frac{t}{2} \pm \sqrt{\left(\frac{t}{2}\right)^2 - d}$$

alakra hozható, amely alapján a komplex sajátértékek

$$\lambda_{1,2} = \frac{t}{2} \pm \sqrt{d - \left(\frac{t}{2}\right)^2}\, j,$$

ahol *j* a komplex szám képzetes részének jele.

A stabil egyensúly feltétele, hogy $|\lambda_{1,2}| < 1$, vagyis

$$|\lambda_{1,2}| = \left(\frac{t}{2}\right)^2 + \left[d - \left(\frac{t}{2}\right)^2\right] = d < 1. \tag{F11}$$

Amennyiben $d < 1$, az (*F*10) egyenlőtlenség jobb oldala kisebb 2-nél, vagyis

$$2\sqrt{d} < 2.$$

Ily módon (*F*10) és (*F*11) együtt:

$$|t| < 2\sqrt{d} < 2. \tag{F12}$$