

ÁBEL ISTVÁN–KÓBOR ÁDÁM

A monetáris restriktió hatása strukturális VAR keretben

Egy egyszerű, jól ismert és több országra sikerrel alkalmazott strukturális vektor-autoregressziós (SVAR) modellt becsültünk magyar adatokkal, amelyek válság előtti és a válságot is magában foglaló időszakokat egyaránt tartalmaztak. Az árfolyam monetáris restriktióra (kamatemelésre) adott válaszána empirikus jellemzőit kerestük. A válság előtti és alatti időszak együttes vizsgálata alapján azt tapasztaltuk, hogy a monetáris politika árfolyamra gyakorolt hatása a hagyományos elméletnek megfelelő tendenciát mutat. A számítások nem cáfolták meg a makroökonómia stilizált modelljét. Az árfolyam-alakulás számtalan korábbi vizsgálata jó néhány anomáliát, az elmélet alapján várhatótól eltérő jellemzőt tárt fel. Figyelmünket a monetáris sokkoknak az árfolyamra gyakorolt hatására fordítva, azt tapasztaltuk, hogy a vizsgált keretben ilyen anomália tartósan nem érvényesül. Ez azzal magyarázható, hogy a modell a monetáris sokkra adott választ nem egyetlen pillanatra szűkítve, hanem lefutásában érzékelteti. A strukturális vektor-autoregressziós modell bármennyire leegyszerűsítő is, érzékelteti, hogy az elméletben feltárt hatások nem feltétlenül azonnaliak, hanem a valóságban időben elhúzódhatnak, a többi változóval való kölcsönhatásban alakulhatnak.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E52, C32, C53.

A kamat, az árfolyam és más makroökonómiai változók közötti összefüggések vizsgálata örökzöld téma. A pénzügyi válság közepette lezajló események azonban sokakban megkérdőjeleznek minden korábbi közgazdasági logikát. Egyrészt elterjedt nézet, hogy a válság idején érvényét veszti a korábbi viszonylag nyugalmas állapotokra kidolgozott elmélet. Sokan pedig azt gondolják, hogy maga a válság pusztá lehetősége és az általa okozott meglepetés arra világít rá, hogy előtte sem volt érvényes a gondolkodás keretétől szolgáló elmélet, hiszen nem szolgált támaszul a valóságos folyamatok megértéséhez.

Ebben az írásban a forint árfolyamára ható tényezők közül a kamatra összpontosítjuk a figyelmünket, és ezt egy egyszerű makrogazdasági megfontolásokat tükröző modell keretében mutatjuk be. Ugy is mondhatnánk, hogy a gyakran emlegetett gazdasági fundamentumok egy szeletével foglalkozunk. A megközelítés és a modell felépítése akár iskolai szemléltető példának is minősíthető. Nem térünk el egy korábban már alkalmazott és jól bevált felépítéstől. Számítási eredményeink a modellben vázolt összefüggéseket nem cáfolták meg. A válságot is magában foglaló időszakra vonatkozó alkalmazással az a célunk,

* A cikkben közölt gondolatok nem feltétlenül egyeznek meg a Nemzetközi Valutaalap és a Világbank álláspontjával. A szerzők köszönetet mondanak a munkához nyújtott segítségért *Vonnák Baláznak*. Köszönet illeti több lektorunkat az írás végleges elkészítéséhez nyújtott értékes észrevételeikért és tanácsokért.

hogy a korábban alkalmazott megközelítés iránti bizalmat megerősítsük, mivel az megrendülni látszott.

A forma és az ehhez választott változók saját kényelmi megfontolásainkat és a bemutatás egyszerűsítését szolgálják. Reméljük, hogy e megközelítés precízebb alkalmazásához kedvet adunk olyanoknak is, akik számára hozzáférhető az ehhez szükséges kifinomult tisztított és korrigált adatháttér.¹ Bár szemléltető célzatú a megközelítésünk, mégis hisszük, hogy a megállapításaink lényege nem változna, ha más, esetleg kifinomultabb adatokból és összetettebb technikával dolgoznánk.² E hitünk további indoklást igényel, amire a következtetésekkel és a további kutatási irányokkal foglalkozó záró részben térünk vissza.

Elemzésünk keretét *Kim–Roubini* [2000] modellje szolgál. Ez a modell egy strukturális vektor-autoregressziós (SVAR) modell, vagyis olyan többváltozós modell számszerűsítünk, ahol a változók közötti összefüggésekre a makroökonómiából vett összefüggéseket tükröző korlátozásokat érvényesítünk. Kim és Roubini írása fejlett országokban (Németország, Japán, Anglia, Franciaország, Olaszország és Kanada) vizsgálja a monetáris politika hatását a gazdaságra az 1974–1992-es időszak havi adatai alapján.³ E modellt más országokra is számszerűsítették, így például *Brischetto–Voss* [1999] Ausztráliára alkalmazta (ők Kim és Roubini kéziratára hivatkoznak, így lehetséges, hogy e hivatkozás évszáma megelőzi cikkük publikálási évét). Ebben az írásban ugyanezt a modellt számszerűsítjük Magyarország adataira.

A válság megrázó napjaiban sokan gondolhatták, hogy a fundamentumok nem magyarázzák a kamat és az árfolyam összefüggéseit, hiszen azok is bajba kerültek, akiknek jók a fundamentumai. Ebben az írásban azt mutatjuk be, hogy egyszerű makroökonómiai keretbe illesztve empirikusan vizsgálható a kamat (általánosabban a monetáris politikai sokk) és az árfolyam közötti összefüggés a magyar gazdaság válságokat is magában foglaló elmúlt időszakában. A magyar esetben adódó eredmények nem térnek el lényegesen egy bármely más gazdaság esetében várható lazább makroösszefüggésektől. Ezt a képet persze lehet elnagyoltnak vagy túlzottan általánosnak minősíteni.

A kamat és az árfolyam között itt kapott összefüggés azonban ennek ellenére sem egysíkú, megmutatja a hatások összetetten változó módosulásait, és érzékelteti a változók közötti késleltetési struktúra jellegzetességeit. Így például a nagyon rövid távú és a hosszabb távú hatásokat tekintve a kamatemelés (monetáris restriktió) hatása az árfolyamra általában és jellegzetesen különböző. Bár itt rövid távú hatásokat említünk, ezeket ne tévesszük össze a gyorsan lezajló egyedi eseményekkel! Az általunk leírt hatások tendenciaszerű, átlagosan érvényesülő mechanizmust tükröznek, és nem magyarázzák a napi/pillanatnyi szinten megvalósuló egyedi jelenségeket. Az idővel csillapuló hatás minden rendszer jellemzője, de itt ennél összetettebb és irányokat is váltó hatásokat tudunk bemutatni. Mindez persze nem újdonság, hiszen néhány korábbi magyar alkal-

¹ A kifinomultabb adatkezelés lehetősége nem pusztán azt jelenti, hogy az általunk használt adatok pontatlanok lennének, hanem azt, hogy bármelyik általunk használt változó többféle adatsorral reprezentálható. Többféle kamatláb létezik, a pénzmennyiségre is többféle meghatározás adható, az infláció esetében is eldönthető, hogy a maginfláció vagy a fogyasztói árindex vizsgálata célszerű. Hasonlóképpen sokféle nyersanyag- vagy energiaár szerepeltethető az általunk használt olajár helyett. A lehetséges változók közötti körültekintő választással esetleg hosszabb idősorokat lehet vizsgálni, ami a becslési eredményeket jelentősen javíthatja.

² A becsléshez az Eviews programot használtuk. A becslült strukturális vektor-autoregressziós (SVAR) modell hét változót tartalmaz. Ennél csak akár néhány változóval is többet tartalmazó modell becslése komoly nehézséget jelentene, de a modellben alkalmazott strukturális korlátozások megválasztásában további játéklehetőség lehet.

³ Kim és Roubini megközelítése rokon *Sims* [1992] elemzésével, aki eggyel kevesebb változóval (nála a külföldi kamat nem szerepel) és eggyel kevesebb országra (Olaszország nála nem szerepel) végzett el, egy hasonló vizsgálatot. *Sims* strukturális korlátozásokat nem alkalmaz, modellje egy VAR modell. *Sims* [1992] írásához fűzött hozzászólásában *Eichenbaum* [1992] a monetáris változók e más értelmezéseit taglalta.

mazás is foglalkozik az árfolyam-reakciók késleltetési struktúrájával SVAR vagy VAR modellben. Ezek közül Vonnák Balázs írásait említjük itt (*Vonnák* [2005], [2006], [2007] és [2009]), amelyekre írásunk második felében visszatérünk. A korábbi hasonló eredmények összevetése mostani eredményeinkkel azt támasztják alá, hogy az itt alkalmazott makroökonómiai megfontolások jól használható keretet adnak a válságot is magában foglaló időszak empirikus elemzéséhez.

A monetáris sokkra adott árfolyam-reakció időbeli lefolyását nem kezelő empirikus elemzések gyakran szembesülnek olyan becslési eredménnyel, ami ellentmond a szokásos elméleti megfontolásoknak. Ilyen jelenségeket anomáliaként azonosítanak. Az impulzusokra adott reakciók időbeli lefutását kezelő modellek azonban – így a VAR modellek népes családja is – éppen erre koncentrálnak: a gazdasági változók csillapított válaszreakcióinak időbeli lefutását számszerűsíti. *Kim–Roubini* [2000] ezt az előnyt aknázza ki, és empirikus alapon cáfolja, hogy az anomáliák tartósan érvényesülő, elméletileg is értelmezhető torzulást okoznának a makromodellek időtávjának szempontjából. Mivel az anomáliák ilyen következményeinek cáfolata kiemelt hangsúlyt kap írásukban, érdemes itt ezeket röviden áttekinteni.

Az anomáliákról

Kim–Roubini [2000] kimutatja, hogy az árfolyamnak a monetáris sokkokra adott reakciója megfelel a hagyományos makroelméletnek, nem jelez az elméletileg indokolttal ellentétes megmagyarázhatatlan jelenségeket (*anomaly, puzzle*). Az árfolyam-elméletekről alapos áttekintést ad *Taylor* [1995], ismertetve az empirikus elemzésekben gyakran adódó meglepetéseket is. Ezekről az anomáliákról *Froot–Tahler* [1990] egyszerűbb áttekintést ad. Ilyen jelenségek egyszerűbb késleltetési struktúrájú empirikus elemzésekben gyakran előfordulnak. A magyar empirikus árfolyamelemzésekben is gyakran szerepel például a fedezetlen kamatparitásnak ellentmondó anomália (*uncovered interest parity puzzle*), vagy sokszor említik a határidős felár anomáliáját (*forward premium puzzle*).

A kamatparitás különféle (határidős, fedezetlen stb.) felírási módozataitól függően adódó, formailag eltérő, de gyakran nagyon hasonló jellegű anomália azt fejezi ki, hogy az árfolyam reakciója a monetáris politikai sokkra eltér az elméletileg feltételezettől. A kamatparitás ugyanis azt indokolná, hogy kamatemelésre az árfolyam gyengül, a magasabb kamatkülönbség éppen a várható árfolyamgyengülésből adódó veszteséget ellensúlyozza.

Ilyen jelenséggel a Közgazdasági Szemlében is többen foglalkoztak (megemlítjük *Barabás* [1996], *Schepp* [2003], *Darvas–Schepp* [2007] írásait). Ezek a jelenségek azonban tipikusan adott időpontban megfigyelt eltérésre koncentrálnak. Az árfolyam reagálása azonban eltérő irányú és mértékű lehet rövid és hosszabb távon. Az árfolyam ugyanis igen gyorsan reagál a megváltozott feltételekre, miközben más gazdasági jellemzők alkalmazkodása jelentős késleltetéssel megy végbe. A különböző változók eltérő sebességű alkalmazkodásából következik a „túllövés” jelensége. *Dornbusch* [1976] árfolyam-túllövéses modellje ezt a jelenséget írja le. A sokkhatásra az árfolyam szinte azonnal reagálva szükségszerűen túlreagál, mivel a többi változó késleltetett alkalmazkodása után kialakuló állapot már nem az az egyensúly, amihez a kezdeti árfolyam-reakció kialakult, ennél kisebb változást indokolna. E modell szerint az árfolyam-reakció lefutását az jellemzi, hogy a kezdeti erős kilengést egy fokozatosan csillapuló korrekció követ.

Kim–Roubini [2000] emellett sorra veszi még a *likviditási, az ár- és az árfolyam-anomáliát* mint az empirikus irodalomban szereplő, de a makroökonómiai elmélettel ellentétes jelenségeket. Az elmélet a pénzmennyiség (likviditás) és a kamatláb között negatív korrelációt

feltételez, míg számos empirikus vizsgálat ezzel ellentétes eredményre jutott (ezt nevezik likviditási anomáliának). Ár- vagy inflációs anomáliáról akkor beszélhetünk, ha a monetáris szigorítás hatására a termelés ugyan csökken, de az infláció nem csökken, hanem növekszik. Az árfolyam-anomália pedig azt jelenti, hogy például az euró kamatának növekedésére az euró erősödik a forinttal szemben, de a forintkamat emelkedésére a forintárfolyam ezzel ellentétesen reagál, nem erősödik, hanem gyengül.

Az áranomália kapcsán *Kim–Roubini* [2000] megemlíti *Sims* [1992] érvelését, amely szerint ilyen jelenséget tapasztalhatunk akkor, ha a kamatemelésre növekvő inflációs nyomás körülményei között kerül sor, amikor e nyomás hatására részben emelkednek az árak, részben éppen a kamatemelés következtében csökken az inflációs nyomás. Ekkor nehéz különválasztani a kamatemelés várhatóan inflációt mérséklő hatását, és az inflációs nyomás (inflációs várakozások) áremelő hatását. Hasonló érvelés hozható fel az árfolyam-anomália jelenségére is. Ha a modellben szerepeltetünk olyan változót, amely tükrözi az inflációs nyomás vagy inflációs várakozások tendenciáit, akkor ez segíthet a keveredő hatások különválasztásában. Erre a célra mi a világpiacon olajár szerepeltettük a modellben, de nyilván érdemes lenne magának az inflációs várakozásoknak a kifinomultabb leírásával is próbálkozni. Szinte minden jegybank gyakorlata, így a Magyar Nemzeti Banké is, hogy rendszeresen figyeli az inflációra, a kamatra és az árfolyamra vonatkozó várakozásokat. Ehhez támpontot adnak különféle rendszeres (kérdőíves) felmérések, de a hozamgörbék elemzéséből is hasznos információk nyerhetők erre vonatkozóan. Ezeknek az információknak a modellben történő szerepeltetése egy ígéretes továbbfejlesztési irány. Mi azonban ebben az írásban megmaradtunk *Kim–Roubini* [2000] által alkalmazott specifikációnál, vagyis az olajár szerepeltettük a modellben.

A változókról

A becslésnél a *Kim–Roubini* [2000] modelljében szereplő változók magyar megfelelőiként a következő változókat használtuk: R a három hónapos Bubor-kamatláb, M a hazai M0 nominális pénzmennyiség, CPI a fogyasztói árszint (hazai infláció), az IP az ipari termelés, OIL az olaj dollárban kifejezett ára, FR az euró három hónapos Libor-kamatlába, ES pedig az euró forintban kifejezett ára:

$$y_t = (R_t, M_t, CPI_t, IP_t, OIL_t, FR_t, ES_t)^t,$$

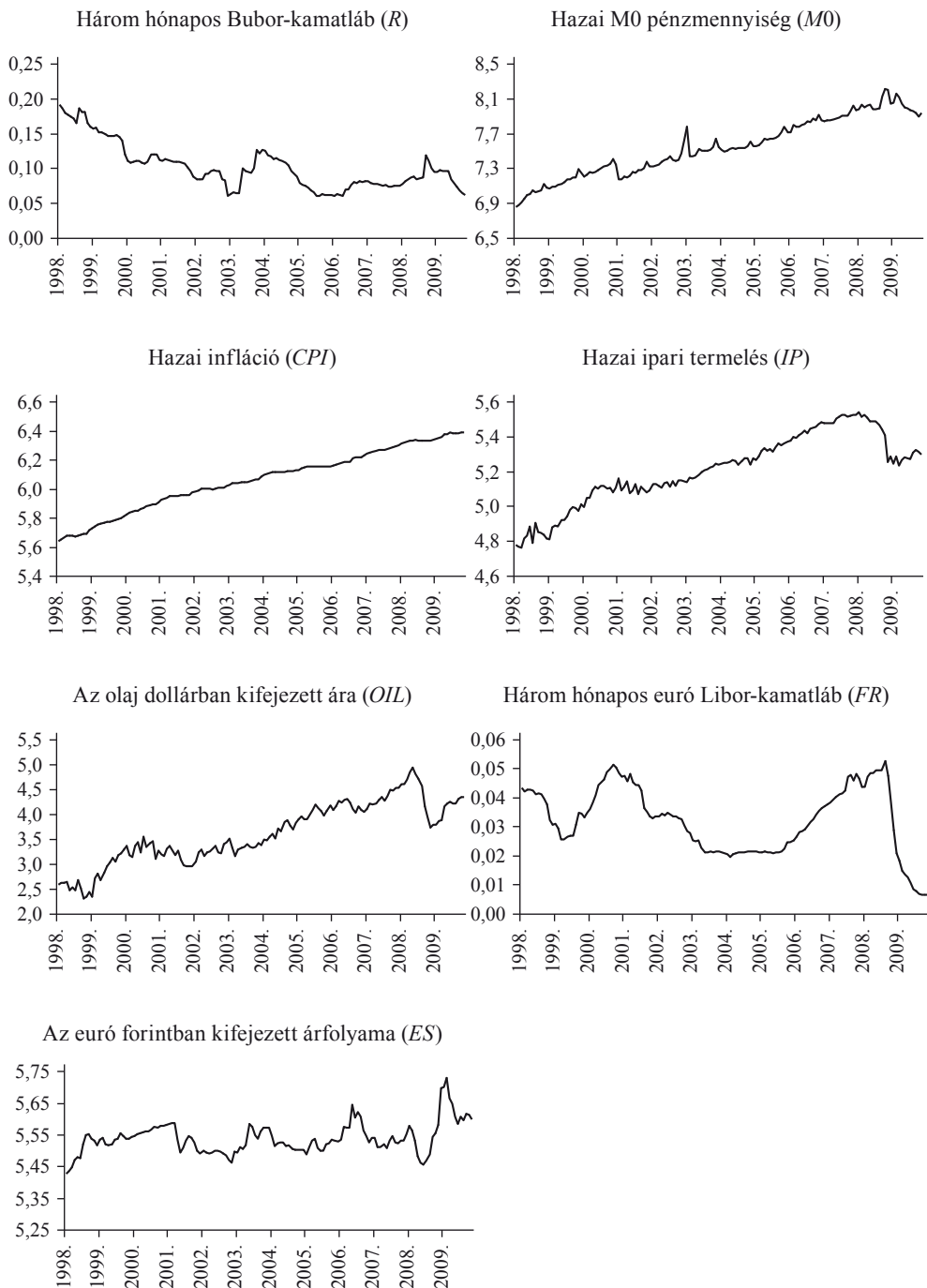
ahol t a megfigyelési időszak indexe, a felső T pedig a vektor transzponáltját jelöli.

A becslés során az 1998 februárjától 2009 decemberéig tartó időszak havi adataival dolgoztunk, az adatokat az MNB, illetve Bloomberg honlapjáról töltöttük le. Ezen időszak megválasztása annyiban esetleges, hogy az összes változóra 1998 februárjáig visszamenőleg sikerült havi adatot találni. A becslési időszak bár nem túl hosszú, de így is tartalmaz sokféle érdekes fejleményt a forint árfolyamának alakulásával kapcsolatban. Ez alatt az időszak alatt változott az árfolyamrendszer, változott a monetáris politika keretrendszere, és változott a gazdasági környezet is. Mégis, mint látni fogjuk, a modellben stilizált alapvető makroökonómiai összefüggések e változások ellenére sem veszítették el empirikusan alátámasztható magyarázó erejüket.

A gazdasági adatok gyakran tükröznek valamiféle növekedési folyamatot, ezért szokás, hogy ezek logaritmusát vizsgálják az elemzésnél. Hasonlóan a szakirodalom többségéhez (például *Kim–Roubini* [2000], illetve *Brischetto–Voss* [1999]) a kamatláb kivételével mi is a változók logaritmusának szintjével dolgoztunk, míg a kamatlábat változatlanul hagytuk. A havi rendszerességnél gyakrabban megfigyelhető adatok esetében a hónap végi megfigyelésekkel dolgoztunk. Az adatsorok alakulását az 1. ábrán láthatjuk.

1. ábra

A modell változói, 1998. február–2009. december
(havi adatok, a kamatlábak kivételével logaritmizált formában)



A modell szerkezete⁴

A SVAR modellek dinamikus strukturális modellek, amelyek legáltalánosabb felírásában a modell minden változója endogén:

$$B_0 y_t = \sum_{i=1}^P B_i y_{t-i} + u_t, \quad (1)$$

ahol y_t az endogén változók vektora, B_i mátrix pedig az i -edik késleltetéshez tartozó paramétereket tartalmazza. A modellben a strukturális sokkokat az u_t valószínűségi vektorváltozó képviseli. Ez utóbbi változóról feltételezzük, hogy elemei függetlenek, vagyis a különböző gazdasági jellemzőkkel kapcsolatba hozható sokkok megkülönböztethetők. Például a kamatsokk vagy az olajársokk önálló, egymástól függetlenül vizsgálható jelenség. Az u_t változó szórásnégyzetmátrixát jelölje D :

$$D = E(u_t u_t^T). \quad (2)$$

A különböző gazdasági sokkok szórása eltérő, az elemzésnél emiatt általában a szórással normált (nulla várható értékű és egységnyi szórással) sokkok z_t változóját szokás alkalmazni:

$$z_t = D^{-1/2} u_t. \quad (3)$$

Az (1) modell átrendezése és a (3) alak behelyettesítése után adódik a modell redukált alakja:

$$y_t = \sum_{i=1}^P B_0^{-1} B_i y_{t-i} + B_0^{-1} D^{1/2} z_t. \quad (4)$$

A (4) alakú felírás első tagjában szereplő mátrixok az autoregresszív paraméterek mátrixa, ezt szokás A mátrixnak jelölni:

$$A_i = B_0^{-1} B_i. \quad (5)$$

Ennek felhasználásával a (4) redukált forma így írható:

$$y_t = \sum_{i=1}^P A_i y_{t-i} + v_t, \quad (6)$$

ahol a

$$v_t = B_0^{-1} D^{1/2} z_t = S z_t$$

és

$$S = B_0^{-1} D^{1/2}. \quad (7)$$

A modellt a (6) alakban tudjuk becsülni, de a célunk az, hogy a (3) alakban szereplő strukturális sokkoknak az endogén változókra gyakorolt hatását azonosítsuk. Ezt az összefüggést a (4) egyenlet mutatja.

A (6) alakban végzett becslés eredményeit tehát le kell fordítanunk a (4) egyenletben szereplő paraméterekre. A (6) redukált alak becslésénél a reziduumok kovarianciamátrixára adódó eredményből dekompozícióval visszazámolható az S mátrix, ugyanis:

$$E(v_t v_t^T) = SE(z_t z_t^T) S^T = S S^T = \Omega_v. \quad (8)$$

⁴ A modell bemutatásánál eltérünk a *Kim-Roubini* [2000] által alkalmazott felírástól, ehelyett egy ennél áttekinthetőbb és általánosabb módszert követünk, melyet *Vance* [2009]-ből vettünk (154–163. o.), de hasonló található *Brischetto-Voss* [1999] írásában is.

A (8) egyenlőségben felhasználtuk a (2) és (3) definíciós azonosságokat. A (7) jelölést (8)-ba beírva, látható a becslés kovarianciamátrixa és a modellben szereplő paramétermátrixok közötti kapcsolat:

$$\Omega_v = (B_0^{-1})D(B_0^{-1})^T.$$

A mintából becsülhető a VAR-reziduumok Ω_v kovarianciamátrixa. Ez az $n \times n$ -es mátrix szimmetrikus, n darab szórás- és $n(n-1)/2$ darab kovarianciaértéket tartalmaz, vagyis $n(n+1)/2$ darab 1-től eltérő paramétert tartalmazhat. A (7) egyenlet jobb oldalán szereplő B_0 mátrix főátlójának elemeinek értéke 1. A D mátrix pedig (az u_t vektorváltozó szórásnégyzetmátrixa) diagonális mátrix, vagyis feltételezzük, hogy a sokkok egymástól függetlenek, és így elvileg n különböző elemet (paramétert) tartalmazhat. Így e mátrixoknak – az Ω_v szórás mátrixban tükrözött információ alapján történő – empirikus meghatározásához legalább $n(n-1)/2$ paraméterkorlátozást (nulla elemet) kell érvényesítenünk a B_0 mátrixban ahhoz, hogy a mátrix fennmaradó elemei identifikálhatók legyenek. A korlátozások nélkül n^2 elemet tartalmazó mátrixban csak $n(n+1)/2$ elemet tudunk maximális esetben meghatározni a Ω_v kovarianciamátrix alapján, ezért a B_0 mátrix többi elemére korlátozásokat kell érvényesítenünk. E korlátozások száma tehát legalább $n(n-1)/2$ kell, hogy legyen.⁵

A változók közötti egyidejű hatások és a paraméterkorlátozások

A strukturális modell identifikációját lehetővé tevő itt alkalmazott korlátozások megegyeznek Kim–Roubini [2000], valamint Brischetto–Voss [1999] tanulmányában alkalmazottakkal.⁶ E korlátozásokkal modellünk B_0 mátrixa a (9) alakot ölti:

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} & 0 & 0 & -b_{15} & 0 & -b_{17} \\ -b_{21} & 1 & -b_{23} & -b_{24} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -b_{34} & -b_{35} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -b_{45} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -b_{65} & 1 & 0 \\ -b_{71} & -b_{72} & -b_{73} & -b_{74} & -b_{75} & -b_{76} & 1 \end{bmatrix}. \quad (9)$$

A B_0 mátrix (9) egyenletben szereplő alakja tartalmazza azokat a paraméterkorlátozásokat, amelyek a modell identifikációját biztosítják.⁷ Illusztrációként az ilyen módon kialakított VAR modell R kamatlábra vonatkozó egyenletét kifejtjük az (1) összefüggésnek megfelelően. A késleltetések számát 2-nek választottuk a becslések során (a később ismer-

⁵ Esetünkben hét változóval dolgozunk, vagyis a minimálisan szükséges korlátozások száma 21. Mint látni fogjuk, közgazdasági megfontolások alapján valójában ennél több, vagyis 26 korlátozást alkalmazunk (a nullás elemek száma a becslőt B_0 mátrixban: 26). A modell identifikációja ebből a szempontból tehát megfelelő – ezt a későbbiekben tárgyalásra kerülő becslési eredmények is alátámasztják.

⁶ Brischetto–Voss [1999] a Kim–Roubini-modellt alkalmazza Ausztráliára, Kim és Roubini akkor még nem publikált tanulmányára hivatkozva.

⁷ A modell becslése, az impulzus–válasz–függvények számítása során rekurzív eljárásokat alkalmaznak a programok. A változók sorrendjének megváltoztatása változtat a (9) mátrix alakján, és ez valamelyest befolyásolhatja a becslési eredményt. Brischetto–Voss [1999] Ausztráliára végzett becslésénél a változókat más sorrendben veszi úgy, hogy a (9) mátrix a lehető legközelebb legyen a modell rekurzív alakjához, amikor a diagonális felett a lehető legkevesebb elem tér el nullától. Számításainkat megismételtük ennek megfelelő változó sorrendet alkalmazva, de az impulzusra adott válasz alakja ettől nem változott meg lényegesen.

tetésre kerülő statisztikai próbák erre adták a legjobb eredményt),⁸ és a késleltetések figyelembevétele miatt az idő t indexét is jelöljük a (10) alakban. A mátrix–vektor szorzatoknak csak az R kamatláb egyenletéhez tartozó elemét részletezzük:

$$\begin{bmatrix} 1 \cdot R_t - b_{12}M_t - b_{15}OIL_t - b_{17}ES_t \\ \vdots \end{bmatrix} = -B_1y_{t-1} - B_2y_{t-2} + \begin{bmatrix} u_{ES,t} \\ \vdots \end{bmatrix},$$

azaz

$$\begin{bmatrix} R_t \\ \vdots \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{12}M_t + b_{15}OIL_t + b_{17}ES_t \\ \vdots \end{bmatrix} - B_1y_{t-1} - B_2y_{t-2} + \begin{bmatrix} u_{ES,t} \\ \vdots \end{bmatrix}. \quad (10)$$

A (10) alakban történő felírás segít majd a becslési eredmények későbbi értelmezésében.

A B_0 MÁTRIX ELSŐ SORA, azaz a modell első egyenlete a jegybank kamatdöntését (reakcióját) leíró függvény, amely szerint a kamatlábat a likviditás (pénzmenyiség), az árfolyam és az inflációs várakozások tükrében határozza meg a jegybank. A modellben a likviditást a pénzmenyiség ($M0$), az árfolyamot az euró forintárfolyama (ES), az inflációs várakozásokat pedig az olajár (OIL) változói reprezentálják. De nem szerepel ebben az egyenletben az infláció változója (CPI -vel jelölt fogyasztói árszint), a termelés (IP) és a döntés pillanatában éppen érvényes eurókamatláb (FR) szintje sem ($b_{13} = b_{14} = b_{16} = 0$). Ez utóbbi változóknak megfelelő elemek a B_0 mátrix első sorában nullák. A monetáris politika ilyen alakú reakciófüggvénye azt tükrözi, hogy a kamatdöntéseknél figyelembe vett árváltozási (inflációs) és termelési információk bizonyos késéssel állíthatók elő, így ezek nem állnak rendelkezésre a döntés pillanatában [ezek az adatok nem valós idejű (*real-time*) adatok]. A jegybank emiatt sem lehet képes egy hónapon belül látni az inflációs és termelési folyamatokat és reagálni azokra. A késleltetett áttételes hatások természetesen megjelennek a modellben, és így azokat a sokkok kapcsán később vizsgálni fogjuk.

Az euró kamata (FR) nem szerepel a reakciófüggvényben, bár ez jelentősen rövidebb késéssel megismerhető ($b_{16} = 0$). A mellőzés oka, hogy e változó semmi lényeges információt nem tartalmaz a jegybank számára azon túl, amit már az ES árfolyam-alakulással kapcsolatban amúgy is figyelembe vett. Az árfolyam szerepeltetése a monetáris politika reakciófüggvényében nem jelenti azt, hogy árfolyamcélzást feltételeznénk. Egyrészt a vizsgált időszakban a monetáris politika a gazdaságpolitikai keretrendszer több lényeges váltásán ment keresztül. Az inflációs célzás rendszerét idősorunk kezdő időpontjánál később vezették be. A modell nem mikro- vagy viselkedési/döntési mechanizmusokat, hanem a gazdaság mozgásának jellemzőit próbálja leírni, függetlenül attól, hogy a háttérben milyen szereplők és miféle motívumok alapján kívánják az egyes részfolyamatokat befolyásolni. Amit a modell vizsgál, az a sokféle kölcsönhatás makroéredményének feltárása, és ezt is meglehetősen elnagyolt formában teszi. Az árfolyam a modellben a gazdaság pillanatnyi általános állapotának döntést befolyásoló tényezői szerepeltetésének eszköze. Az árfolyam-alakulás összefügg az inflációs várakozások alakulásával, ami inflációt célzó keretrendszerben is indokolja az árfolyam szerepeltetését a jegybank reakciófüggvényében. Az olajár (OIL) szerepeltetése hasonlóképpen egyaránt érzékelteti az inflációs várakozások, valamint az energiaköltséggel összefüggő olyan kínálati feszültségek hatásait, amit a jegybank mérlegel a kamatpolitika alakításánál.

A B_0 MÁTRIX MÁSODIK SORA a likviditási függvényt képviseli, egy egyszerű pénzkeresleti alakban, ahol az $M0$ pénzaggregátum keresletét az R kamatláb, a CPI infláció és az IP

⁸ A késleltetések számának megválasztásához támpontul szolgáló információs kritérium értékeit a *Függelék F3. táblázata* ismerteti. Ebből azt láthatjuk, hogy az R és $M0$ változók esetében kapott értékek 1 késleltetés az IP változó esetében 2 késleltetés, a CPI esetében 1 és 3 késleltetés, az ES és FR változók esetében pedig az 1 és 2 késleltetés adná a jobb eredményt, míg az összes változót együttvéve az Akaike-kritérium szerint 2 késleltetés javasolt.

termelés befolyásolja közvetlenül, de nem szerepel az egyenletben a három másik változó egyidejű hatása ($b_{25} = b_{26} = b_{27} = 0$). A SVAR módszerből adódóan a modell tartalmazza minden változó minden más változóra és önmagára gyakorolt közvetett és áttételes hatásait. Ebben a likviditási függvényben az *IP* termelés változója képviseli a makroszintű jövedelem változásának hatását a likviditási (pénzmenyiség iránti) keresletre.

A B_0 MÁTRIX HARMADIK SORA az *áregyenletet* tartalmazza. Ebben a formában a *CPI ár-szintet* a reálgazdasági kereslet és a kínálat alakulása befolyásolja. A kínálatnak az áralakulásra gyakorolt egyidejű hatását az *IP* termelési változó képviseli. Az energia ára közvetlen költségtényezőként egyaránt hat a termelésre és az árakra. Az árfolyam is nyilván inflációs tényező, de hatása késleltetett és részleges [begyűrűző (*pass-through*) csillapított és nem azonnali], ezért $b_{37} = 0$. Hasonlóképpen késleltetett a pénzügyi változók hatása ($b_{31} = b_{32} = b_{36} = 0$).

A B_0 MÁTRIX NEGYEDIK SORA a reálgazdaság *termékkínálati egyenlete*. Ebben nem szerepel semmilyen pénzügyi (kamat-, pénz-, árfolyam-) vagy inflációs tényező. Ezek a tényezők késleltetett és áttételes hatással vannak a kínálat alakulására ($b_{41} = b_{42} = b_{43} = b_{46} = b_{47} = 0$). Közvetlen egyidejű hatás (*kínálati* vagy *költségsokk*) szerepét az olajár (*OIL*) változója játssza.

A B_0 MÁTRIX ÖTÖDIK SORA azt jelenti, hogy az olajár (*OIL*) alakulását a magyar gazdaság semmilyen változója nem befolyásolja, az számunkra külső adottság ($b_{51} = b_{52} = b_{53} = b_{54} = b_{56} = b_{57} = 0$). A mátrix hatodik sora azt a feltételezést tükrözi, hogy a (külföldi) eurókamatlábat az olajár alakulásával összefüggő kínálati és költségsokkok befolyásolják, de a magyar gazdaság jellemzői nem ($b_{61} = b_{62} = b_{63} = b_{64} = b_{67} = 0$). Ezzel gyakorlatilag sorra vettük mind a 26 paraméterkorlátozást, ami a modell többi paraméterének statisztikai meghatározhatóságához (identifikáció) bőven elegendő, hiszen ahhoz minimálisan 21 korlátozás kellett volna.

A B_0 MÁTRIX UTOLSÓ SORÁBAN szerepel a forintárfolyam (*ES*), vagyis egy euró forintára. A feltételezésünk pedig ezzel kapcsolatban az, hogy erre minden hat, sőt még annál is több minden, mint amivel itt foglalkozunk. A hatások pedig igen gyorsak, a jelzett változók mindegyike azonnali hatással szerepel, amit persze kiegészít a késleltetett és áttételes hatások sokasága. Az árfolyam Kim és Roubini kifejezésével előrettekintő tényezőár, ezért minden változó várakozásokon alapuló azonnali hatást is gyakorol rá.

Becslési eredmények

Az 1. táblázatban mutatjuk be a paraméterek becsült értékeit és a becslés néhány statisztikai jellemzőjét. E becslés során a késleltetések számát 2-nek vettük [$P = 2$ az (1) egyenletben]. Választásunkat a különböző késleltetésekkel becsült VAR modellek Akaike- és Schwarz-féle információs kritériumok (lásd *Függelék F3. táblázat*) szerinti összevetésével támasztjuk alá. Ezek az értékek javulnak, ha a modell illeszkedése javul, aminek viszont a paraméterszám megnövekedése az ára. Egyes makrováltozók tekintetében (például ipari termelés vagy infláció) a két hónapos késleltetés rövidnek tűnhet, viszont a piaci változók esetében (például az árfolyam) két hónap valójában már hosszú időszak – ezt egyébként a bemutatott információs kritériumok pontosan alá is támasztják. Mivel a tanulmányunkban elsősorban az árfolyam alakulására összpontosítunk, így a két hónap ebből a megfontolásból is indokolt választás. Az 1. táblázatban közölt túlidentifikáltsági próba szerint a modellt meghatározó korlátozások semmilyen szokásos szignifikanciaszinten nem utasíthatók el.

A becsült paraméterek egyedi értékelése nem sokat árul el a gazdaság viselkedéséről, hiszen ezek csak az *azonnali hatásokat érzékeltetik*, de ezek előjele mégis ad valamiféle iránymutatást az értelmezéshez.

1. táblázat
Strukturált VAR becslési eredmények
 B_0 mátrix

Változó	<i>R</i>	<i>M</i>	<i>CPI</i>	<i>IP</i>	<i>OIL</i>	<i>FR</i>	<i>ES</i>
<i>R</i>	1	0,0194 (0,0385)			-0,0026 (0,0088)		0,5168 (0,3449)
<i>M</i>	-4,0257 (4,1211)	1	-2,1253* (1,1674)	-0,4609** (0,2094)			
<i>CPI</i>			1	0,0394** (0,0170)	-0,0002 (0,0036)		
<i>IP</i>				1	0,0649*** (0,0170)		
<i>OIL</i>					1		
<i>FR</i>					0,0026** (0,0012)	1	
<i>ES</i>	-5,7985 (7,9972)	0,5715 (0,8200)	0,0862 (1,2240)	0,4726 (0,6057)	-0,1010 (0,1211)	2,9222 (4,2194)	1

D mátrix

Változó	<i>R</i>	<i>M</i>	<i>CPI</i>	<i>IP</i>	<i>OIL</i>	<i>FR</i>	<i>ES</i>
<i>R</i>	0,0103						
<i>M</i>		0,0571					
<i>CPI</i>			0,0045				
<i>IP</i>				0,0224			
<i>OIL</i>					0,1109		
<i>FR</i>						0,0015	
<i>ES</i>							0,0518

R: a három hónapos Bubor-kamatláb, *M*: a hazai pénzmennyiség, *M0*: nominális pénzmennyiség, *CPI*: a fogyasztói árszint (hazai infláció), *IP*: az ipari termelés, *OIL*: az olaj dollárban kifejezett ára, *FR*: az euró három hónapos Libor-kamatlába, *ES*: az euró forintban kifejezett ára.

Zárójelben a becslés standard hibája.

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

Túlidentifikáltsági likelihoodarány-próba: öt szabadságfokú $\chi^2 = 7,1361$, szignifikanciaszint: 0,2107.

1. EGYENLET. A jegybank kamatdöntését (reakcióját) leíró függvényében szereplő három paraméter közül a b_{12} és a b_{17} előjele pozitív, a b_{15} pedig negatív ugyan, de statisztikailag egyik sem szignifikáns. Szem előtt tartva a (10) egyenletet,⁹ a becslési eredmény azt jelenti, hogy a jegybank akkor emeli a kamatlábat, amikor a monetáris aggregátumokban (likviditás) váratlan növekedést észlel, vagy amikor a forintárfolyam váratlanul leértékelődik (*ES* emelkedik). Az olajár-emelkedésre nem reagál ilyen határozottan. Ez esetleg értelmezhető úgy, hogy az energiaárak nem tartja a legfontosabb inflációs tényezőnek. Már csak azért sem például, mert az energiaár nem része a maginflációnak. Az energiaárak emelkedése viszont kétségtelenül vezethet olyan kínálati feszültséghez, ami növekedéslas-

⁹ Az értelmezésnél az előjelekre figyeljünk! Az 1. táblázatban közölt becslés a $-B_0$ mátrix elemeit közli, a (9) egyenletben viszont a B_0 mátrix elemei felírása, valamint a (10) egyenlet figyelembevételével a táblázatban szereplő pozitív együttható a viselkedési egyenletben is pozitív együtthatót jelent.

sulást okozhat, és emiatt egy előrettekintő monetáris politika a várható recessziós hatásokat kamatcsökkentéssel próbálná elkerülni. Ilyesfajta jegybanki reakció a magyar gazdaságban nem túl erős, de nem is zárható ki empirikusan. Empirikusan kimutatható viszont, hogy a jegybank restriktív kamatpolitikát folytat, ha jelentős árszintemelkedést (inflációt) érzékel (a *CPI* sokk hatására *R* impulzusválasza pozitív¹⁰).

2. EGYENLET. A likviditási függvényben szereplő paraméterek becsült értékei – a b_{21} , b_{23} , b_{24} – mindhárom esetben negatívak, ami [szintén a (10) összefüggésnek megfelelő formára hozva] azt fejezi ki, hogy a kamatláb növekedésének közvetlen hatása az, hogy csökkenti a pénzkeresletet. Ez az összefüggés kritikus jelentőségű, egyik fontos eleme annak, hogy a modellt fel lehessen használni a monetáris sokkok elemzésére. A monetáris megszorítást általában azzal lehet jellemezni, hogy a kamatok növekszenek, a pénzmennyiség (likviditás) pedig csökken, legalábbis a megszorítás kezdeti időszakában. Ez a két dolog jelzi ugyanis a monetáris szigorítást.

A szigorítás hatására bekövetkező alkalmazkodási folyamatok ugyanakkor általában az idő múlásával korrekciót igényelnek, például a restriktió által kiváltott infláció (a modellben árszint) csökkenése vagy a termelés visszaesése a későbbiekben a kamatok csökkentését indokolhatja. Az árszint és az ipari termelés növekedése az általános felfogás szerint növeli a pénzkeresletet. A modellben viszont e változók becsült paramétereinek előjele ezzel ellentétes közvetlen elmozdulást jelez. Ez a furcsa jelenség talán azzal magyarázható, hogy a restriktió körülményei között a pénzkeresleti tényezők szerepénél erősebb a restriktiónak közvetlenül a pénzkinálati oldalon érvényesülő hatása. A kamat emelkedésében és a likviditás csökkenésében testet öltő monetáris sokk egyaránt nyomást gyakorol az ipari termelésre és az árszintre. És bár mind az árszint, mind pedig a termelés valamennyire növekszik még, lendülete nem elég a pénzmennyiség keresleti oldalról történő olyan megnövelésére, ami ellensúlyozná a restriktió pénzmennyiséget is csökkentő hatását. A *CPI* és az *IP* változók együtthatói statisztikailag szignifikánsak.

3. EGYENLET. Az áregyenlet becsült paraméterei (b_{34} , b_{35}) közül az első szignifikáns és pozitív, a második negatív, de nem szignifikáns. Ez arra utal, hogy az ipari termelés növekedése azonos időszakban az árakat növeli. Ezt lehet egyfajta keresleti hatásnak tulajdonítani, amely más országok esetében is megfigyelhető Kim és Roubini eredményei szerint.

A másik paraméter becsült értéke nem szignifikáns. Bár e paraméterre kapott negatív érték sem példa nélküli, Kanada és Ausztrália esetében hasonlót ad a modell, vagyis negatív és nem szignifikáns becslést. A negatív érték gondolatmenetünkkel ellentétes, bár ebben az esetben helyesebb talán úgy értelmezni az eredményt, hogy az olajár és a hazai infláció azonos idejű kapcsolata statisztikailag nem szignifikáns.

4. EGYENLET. Ebben az egyenletben a b_{45} paraméter előjele pozitív, és a becsült paraméter szignifikáns. Ez az olajár és az ipari termelés közötti pozitív irányú, azonos idejű kapcsolatot sugallja.

5. EGYENLET. Ebben nincsen magyarázó változó, azt jelenti, hogy az olajár a modellben exogén tényező.

6. EGYENLET. Itt egyetlen, egyben szignifikáns becsült paramétere az olajárat és az euró kamatlábát kapcsolja össze: a b_{65} pozitív előjele emelkedő olajárra emelkedéssel reagáló eurókamatlábat sejtet.

¹⁰ Ezt az eredményt nem mutatjuk be részletesen, mert kifejezetten a kamatsokkra adódó impulzusreakciókat tartalmazza a 2. ábra.

7. EGYENLET. Végezetül a devizaárfolyam-egyenlet becsült paraméterei azt jelzik, hogy a forint erősödik a hazai kamatláb emelkedésének és az olajár emelkedésének hatására. A forintárfolyam akkor is erősödik, ha csökken a likviditás (pénzmenyiség), az infláció és az ipari termelés. E három jelenség, a pénzmenyiség csökkenése, az infláció csökkenése vagy a recesszió külön-külön is fontos jellemzője lehet a monetáris restriktió hatásának, de együttesen tipikusan erős monetáris restriktió hatására utalnak.

Az eurókamatláb emelkedésével – minden más tényezőt változatlanak véve – a forintárfolyam gyengül (az euró árfolyama erősödik), és a becsült paraméter pozitív értéke éppen ennek felel meg. Az árfolyamegyenletben szereplő paraméterek előjele tehát nem okoz meglepetést. A becsült értékek szignifikanciaszintje azonban igen alacsony. Valamelyest megnyugtató azonban, hogy éppen azoknál a változóknál gyengébb a szignifikanciaszint, amelyeket a forint árfolyama szempontjából kevésbé tekintünk döntőnek, így például az euró kamatának (*FR*) és a hazai inflációnak (*CPI*) az együtthatója a legbizonytalanabb.

Ezek a változások azonban csak az azonnali közvetlen hatás irányát jelzik.

Mások becslési eredményeivel való összehasonlítás

A 2. táblázatban a magyar becslési eredményeket összevethetjük *Kim–Roubini* [2000], illetve *Brischetto–Voss* [1999] becslési eredményeivel. Az egyidejű hatásokra kapott paraméterbecslések országok közötti összehasonlítása hozzávetőleges eligazítást adhat arról, hogy a modellben szereplő makroökonómiai összefüggések a különböző országokban vagy a különböző időszakokban hasonló módon érvényesülnek-e. A 2. táblázatban látható

2. táblázat

Más tanulmányokban publikált együtthatók előjelei és szignifikanciaszintjei

	Magyar- ország	Német- ország	Japán	Nagy- Britannia	Francia- ország	Olasz- ország	Kanada	Ausztrália
	<i>Kim–Roubini</i> [2000]							<i>Brischetto– Voss</i> [1999]
b_{12}	+	+	+	+	n. a.	n. a.	+	–
b_{15}	–	+	+	–	+	–	–	–
b_{17}	+	+	+	+	+	+	+	+
b_{21}	–	–	–	–	–	–	–	–
b_{23}	–	+	–	+	–	–	–	–
b_{24}	–	+	–	–	–	+	–	+
b_{34}	+	+	+	–	+	+	–	+
b_{35}	–	+	+	+	+	+	–	–
b_{45}	+	+	+	–	–	+	+	–
b_{65}	+	+	+	+	+	+	–	+
b_{71}	–	+	–	–	–	–	–	–
b_{72}	+	+	+	+	+	+	+	+
b_{73}	+	+	+	–	–	+	–	+
b_{74}	+	–	+	+	–	–	+	–
b_{75}	–	+	+	–	+	–	–	–
b_{76}	+	+	+	+	+	+	+	+

A szürke mezők jelölik a szignifikáns együtthatókat, amelyeknél az elutasítás valószínűsége kisebb mint 10 százalék ($p < 0,1$).

országokénti eltérések nem meglepők, hiszen modellünk a makroökonómiai összefüggéseket meglehetősen leegyszerűsített formában vázolja, így az lenne az igazán meglepő, ha a viselkedési paraméterek minden országban azonosnak mutatkoznának. Ugyanakkor a paraméterek előjeleiben mutatkozó gyakori azonosság biztató jel, arra enged következtetni, hogy a modellben alkalmazott leegyszerűsítés nagy általánosságban empirikusan megfigyelhető viselkedési jellemzőket ragad meg.

A magyar gazdaságra adódó becslés beleillik a többi országról kirajzolódó képbe. Ha például valamely együttható a fejlett piacgazdaságokra végzett különböző becslések esetében azonos előjelű, akkor a magyar becslés előjele is megegyezik ezzel. Azokban az esetekben, amikor a magyar becslés előjele eltér valamely másik országra adódó becslés előjelétől, akkor több olyan ország is van, ahol hasonlóan eltérő előjelű becslés adódott.

A monetáris szigorítás várható hatása

A közvetlen azonnali hatásoknál azonban érdekesebb a teljes hatás vizsgálata, amely a késleltetett és áttételes hatásokat is magában foglalja. A modell viselkedését ez jellemzi igazán, amit a becslés alapján kapott struktúrájának a sokkhatás terjedését leíró (impulzusválasz) ábrázolással jellemezhetünk. Az erre vonatkozó eredmények önmagukban is érdekesek lehetnének, de más magyar modellkísérletekkel összevetve értékelhetők igazán. Az összevetés azért tanulságos, mert bármely modellszámítás önmagában az alkalmazott specifikáció vagy az adatok megválasztásának foglya lehet, de eltérő specifikáció és más adatbázis alapján adódó hasonló eredmények egymást erősíthetik, míg az eltérések adott esetben figyelmeztető jelzést jelentenek.

Itt egyedül a kamatváltozásnak (monetáris szigorításnak) a többi változóra gyakorolt hatásait elemezzük részletesen. A monetáris politika szigorításának hatását a kamatláb 1 standard szórásnak megfelelő mértékű kamatemelésre bekövetkező hatásokkal szemléltetjük harminc hónapra kiterjedően a 2. ábrán. A konfidenciaintervallumok a 2 standard hibának megfelelő sávok. A grafikonok az 5 hazai változónak az egységnyi standard szórásnyi pozitív kamatlábsokkra (monetáris megszorításra) adott reakcióit ábrázolják 30 hónapos időtávon.

A 2. ábra tanúsága szerint a belföldi kamatlábsokk időbeli hatásai a következőképpen csengenek le. Az ábra a) részén láthatjuk, hogy a belföldi kamatláb emelkedését rövid távon további kamatláb-emelkedés követheti, és a kamatemelés meglehetősen tág intervallumon fennmarad. *Vonnák* [2007] és [2009] hasonló lefutású, de a sokkhoz közeli időpontokban jóval erősebb impulzusválaszt ismertet. Ez az eredmény még határozottabban jelzi, hogy a kamatemelést gyakran további emelés követi, és az emelés tartós szokott lenni.

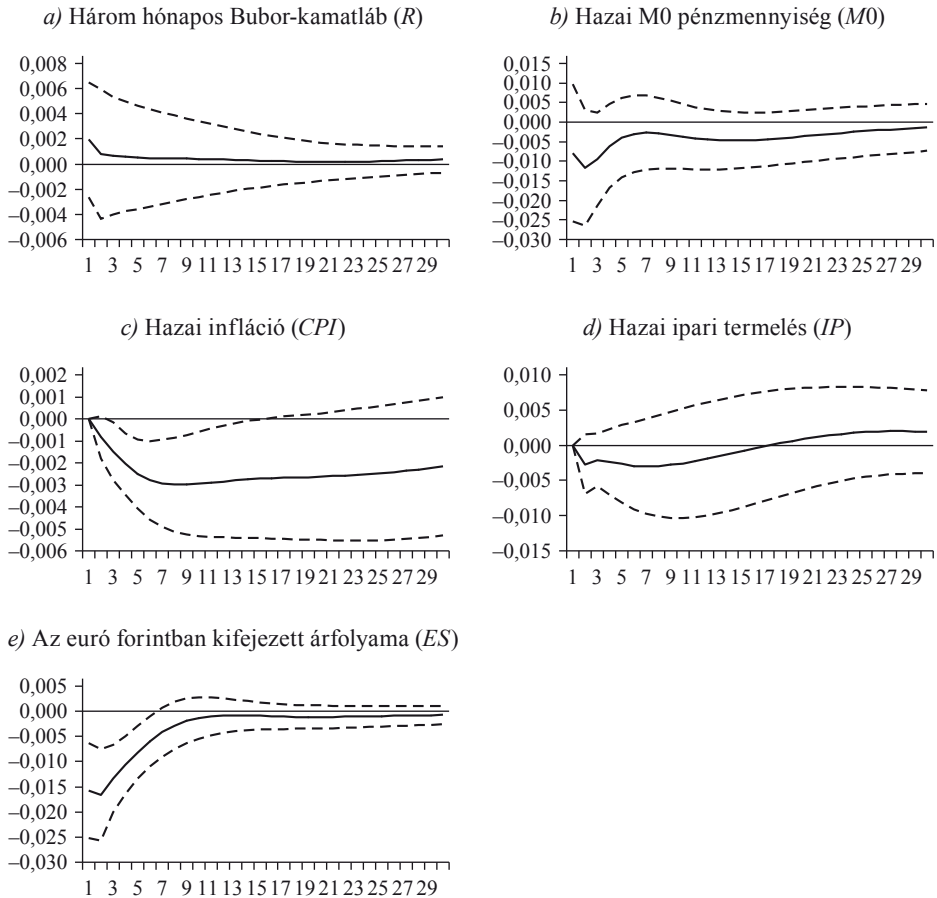
A 2. ábra b) részén azt látjuk, hogy a pénzmennyiség (likviditás) csökken a megszorítás hatására, méghozzá a sokkot közvetlenül követő időszakban a legerőteljesebben, az idő múltával a hatás egyre kisebb, de változatlanul csökkenést jelez, tartós marad.¹¹

A fogyasztói árszint reakcióját minden idevágó alkalmazás kiemelten vizsgálja. Esetünkben a fogyasztói árszintnek a monetáris politikai sokkra adott válasza csökkenő trendet mutat, ami nagyjából egyéves időtávon belül fokozatosan erősödik, és ezt követően az árszínvonal alacsonyabb szinten stabilizálódik [2. ábra c) része]. *Vonnák* [2006] a fogyasztói árszint reakciójáról többféle modell szimulálásával kapott eredményeit összegezve ad alapos áttekintést, bemutatva, hogy mindegyik számítás hasonló eredményt ad (1157–1158. o.).

Az ipari termelés a monetáris szigorításra a 2. ábra d) részén látható válasszal reagál, rövid távon csökken, majd egyéves időtávon túl az ipari termelés emelkedik. *Vonnák* [2005]

¹¹ A pénzmennyiséget hasonló modellben szerepeltető magyar alkalmazásról nincs tudomásunk.

2. ábra

Válaszok egyszórásnyi kamatlábsokkra ± 2 standard hiba

az ipari termelés számottevő és tartós csökkenéséről számol be, de más tanulmányában kisebb emelkedést követő visszaesést említ (Vonnák [2010]). Ebben az esetben tehát eltér az itt kapott eredmény, ami akár értelmezhető úgy is, hogy a monetáris restriktiót az ipari termelés egy év alatt kiheveri, amikor a gazdaság alkalmazkodása révén a piaci helyzet javulásával a termelés növekedni kezd.

Érdeemes elidőzni az árfolyamnak a monetáris szigorításra adódó válasza értelmezésén. Ezt a 2. ábra e) részén követhetjük. A forint azonnali erősődéssel reagál a kamatsokkra (kamatemelkedésre), de a hatás nagyjából egy év múltán kifulladás. Ez a lefutás nagyon hasonlít Vonnák [2010]-ben bemutatott pályához. Ez utóbbinál valamivel erősebb, de gyorsabban halványuló árfolyam-erősödést mutat az általunk számszerűsített modell.

Ezt az eredményt az árfolyammal kapcsolatos anomáliák szemszögéből is érdemes megvizsgálni. A forintárfolyam reagálását a monetáris szigorításra jellemzően erőteljes azonnali és ezt követően fokozatosan mérséklődő korrekció jellemzi. Ez megfelel a Dornbusch [1976] által leírt túllövés lefutásának. Hasonló megfigyelést tett Kim–Roubini [2000], ellentétben Eichenbaum–Evans [1995] eredményével, amelyben a szerzők jelentősen késleltetett árfolyam válaszreakcióról számoltak be. Ennek alapján állítja Kim és Roubini, hogy a modell nem jelez késleltetett reakcióban testet öltő árfolyamanomália-érvényesülést. Ezt a

megállapítást azonban csak a túllövési modellel kapcsolatban lehet közvetlenül értelmezni, hiszen a fedezetlen kamatparitástól való időleges eltérés fordított marad, a kamatemelésre a forintárfolyam erősödéssel reagál. Az azonban itt is igaz, hogy a fedezetlen kamatparitástól való eltérés csak időleges, hiszen az árfolyam-erősödést követő korrekció után az árfolyam fokozatosan gyengül, és a 2. ábra e) részén a görbe visszatér a nullánál húzott vízszintes tengelyhez. Ehhez hasonló eredmény adódott *Kim–Roubini* [2000] esetében is minden egyes országban. A kezdeti erősödés idővel gyorsan elhalványult, és a 2. táblázatban szereplő hét másik piacgazdaság közül öt esetben a kamatemelés árfolyam-erősítő hatása megszűnt, és árfolyamgyengülésbe csapott át. Az azonnali erősödést követő árfolyamgyengülés felfogható úgy is, hogy a fedezetlen kamatparitásnak megfelelő alkalmazkodást látunk, ami az ezzel kapcsolatos anomália egyfajta empirikus cáfolata lehet.

Ehhez a jelenséghez két további megjegyzés kívánkozik ide. Egyrészt mint azt *Vonnák* [2010] meggyőzően indokolja, a kamatkülönbségekre épülő kereskedési stratégia (*carry trade*) természetes velejárója a fedezetlen kamatparitástól eltérő irányú árfolyam-reakció, amelyet ő a kockázati felár modellben építésén keresztül ragad meg. Az eltérés azonban nála is csak átmeneti, *Vonnák* modellje is kétségbe vonta, akárcsak *Kim–Roubini* [2000] a fedezetlen kamatparitástól való tartós eltérést.

Összefoglalás és következtetés

Egy kisméretű és egyszerű makroökonómiai megfontolásokra épülő modell – amely *Kim–Roubini* [2000] megközelítését alkalmazza a magyar adatokra az 1998 februárjától 2009 decemberéig terjedő időszakban – meglepő módon nem jelez meglepetést a válsággal is terhelt időszakban. Zaklatott világunkban a szemlélő erre a tényre kétféleképpen reagálhat. Az egyik lehetőség az, hogy kimondja a végső és elsöprő ítéletet mind a hagyományos makroökonómia, mind pedig az erre építő modellezési megközelítés felett, mondván, hogy arra sem alkalmas, hogy a válságot jelezze. A másik lehetőség viszont ennek éppen a fordítottja. A makroökonómiai összefüggéseket ezek a megrázkódtatások még nem rendítették meg. Megfelelően végzett empirikus elemzés meglehetősen stabilan érvényesülő alapösszefüggéseket jelez, amelyeket érdemes megfontolni a gazdaság működéséről alkotott felfogásunk pontosítására. Ezzel egy időben és hasonló hangsúllyal azonban arról se feledkezzünk meg, hogy a megállapítás igazsága és érvényessége nem függetleníthető az időhorizonttól (a pillanatnyi eseményektől)!

A hagyományos makrogazdasági modell árfolyam és kamat (monetáris restriktió) közötti összefüggését ez a vizsgálat nem cáfolta meg. Érzékeltetett viszont két fontos megfontolást. Egyrészt az összefüggés iránya és ereje a közvetlen hatáson túl a többi változóval való kölcsönhatásban jelentősen átalakul, és e hatások időbeli lefutása tipikus mintát követ. A másik következtetésünk hasonlóképpen hasonlóképpen magától értetődő. A makrogazdasági modell jól működik, de számára csak a gazdaság átlagos mozgása érdekes, amelyben a válság és a nem válság időszakai egyaránt normális jelenségnek tűnnek. Lehetnek olyan kérdések és problémák, amelyek elemzésére ez a közömbös nézőpont hasznos kiindulást jelent, de a gazdaságpolitika számára ez a megközelítés nem túl ígéretes. Amit a modell jól leír, az a hosszabb tendenciához való alkalmazkodás folyamata. Rövid távú sokkok megzavarhatják ezeket a folyamatokat, de az ezekhez való alkalmazkodás lefutása megfelel az elméletnek. A rövid távú jelző itt nem az átmenetit helyettesíti. Rövid távon is erős és nem esetleges erők hatnak, de az itt bemutatott elemzés ezen erők hosszabb időszakra kisimuló végeredményére koncentrál.

Nyitott kérdés marad bőven, és az itt bemutatott megközelítés további kutatási lehetőségeket is felvet. Végig azt hangsúlyoztuk, hogy a rendszer stabilan érvényesülő össze-

függései dominálnak. Ezt a hitünket táplálta, hogy az azonos modellel végzett becslési eredmények nagyon hasonló képet adtak több országra és többféle időszakra vonatkozóan. Ez azonban nem zárja ki strukturális törés lehetőségét, valamint azt, hogy az esetleges lényeges strukturális törések modellezésével ne lehetne javítani az eredményeket. Megjegyezzük, hogy a 143 hónapnyi mintából 39 hónap (2001 májusa előtti) időszak olyan, amikor az árfolyam szűkebb sávban mozgott, mint az azt követő időszakban. Ugyanakkor, ebben a rövidebb időszakban sem mozgott mindig sávszáron a forint, azaz például az 1998. évi válság idején jelentős sávon belüli ingadozást lehetett megfigyelni, és ez a megfigyelés hasznos lehet a becslésünk szempontjából. Továbbá, a modell másik hat változójának alakulása ebben az időszakban ugyancsak hasznos érdemi megfigyeléseket hordoz. Ezzel együtt nyitott marad a lehetséges strukturális törés figyelembevételének fontos kérdése.

A másik gond a változók esetleges integráltsága és nem stacionáris jellege. Az erre végzett egységgyökpróbák (ADF, kibővített Dickey–Fuller-próba, lásd *Fl. táblázat*) azt jelzik, hogy számos változó, különösen az olajár, az árszínvonal és a pénzmennyiség, ha különböző mértékben is, de integrált lehet. Ezzel a problémával egyébként minden itt hivatkozott munka hasonlóképpen szembesül.

Kim–Roubini [2000], valamint Vonnák [2005] jelzik, hogy a változók nem stacionáris jellegéből adódó becslési problémát az általuk alkalmazott bayesi eljárás megfelelően kezelheti. Kim–Roubini-szerzőpáros így ír a változók integráltságával vagy kointegráltságával kapcsolatos esetleges problémákról: „Néhány elméleti modell azt jelzi, hogy egyes változók integráltak vagy kointegráltak lehetnek. Ha biztosak vagyunk benne, hogy ilyesmi érvényesül, akkor ennek megfelelő korlátozást kell alkalmaznunk; azonban nem bizonyos, hogy a modellben szereplő változók valóban kointegráltak vagy integráltak. Sőt, abban az esetben, ha téves korlátozást érvényesítenénk, akkor a kapott eredmény bizonyosan hibás lenne.” (Kim–Roubini [2000] 569. o. 10. lábjegyzet.)

Brischetto–Voss-szerzőpáros is érintette ezt a kérdést, jelezve, hogy a bayesi módszer vagy kointegrációs korlátozások alkalmazása valószínűleg javítaná a becslés hatékonyságát, de ezt későbbre hagynák, ehelyett elfogadták az esetleges becslési hatékonyságvesztést, és nem kockáztatták azt, hogy esetleg hibásan megválasztott adatkorlátozások specifikálási hibát okozzanak (Brischetto–Voss [1999] 14. o.).

A változók megválasztásakor és a becslési eljárások alkalmazásakor erre a kérdésre különösen figyelni kell a továbbfejlesztéseknél. Mi itt hagyatkoztunk a korábbi gyakorlatra, amit lehet kifogásolni, és amitől érdemes lehet majd eltérni a jövőbeli alkalmazásoknál. Az egyik ilyen ígéretes továbbfejlesztés lehet a vektor-hibakorrekciós modell (VECM) használata, amelyre példaként hozható Blinder és szerzőtársai [2009] tanulmánya.

További fontos fejlesztési irány az inflációs várakozások kezelése. Az inflációs várakozásokra vonatkozó felmérések és idősorok modellbe építésével megoldható, hogy az olajár esetleg kimaradjon a modelltől, hiszen magyarázó ereje nem váltotta be a hozzá fűzött reményeket. De ennél is fontosabb szempont az inflációs várakozások megfelelő szerepeltetése mellett az, hogy a monetáris sokk jellegét magát és az arra adott alkalmazkodási reakciót döntően befolyásolhatja, hogy éppen mi jellemzi a szereplők inflációs várakozásait.

Hivatkozások

- BARABÁS GYULA [1996]: Kamatparitás lebegő és csúszó leértékeléses árfolyamrendszerben. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz. 972–994. o.
- BLINDER, M.–CHEN, Q.–ZHANG, X. [2009]: On the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates. Goethe University Frankfurt, Working Paper.

- BRISCHETTO, A.–VOSS, G. [1999]: A Structural Vector Autoregression Model of Monetary Policy in Australia. Research Discussion Paper, 11. Economic Research Department, Reserve Bank of Australia.
- DARVAS ZSOLT–SCHEPP ZOLTÁN [2007]: Kelet-közép-európai devizaárfolyamok előrejelzése határidős árfolyamok segítségével. *Közgazdasági Szemle*, 6. sz. 501–528. o.
- DORNBUSCH, R. [1976]: Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84. 1161–1176. o.
- EICHENBAUM, M. [1992]: Comments on Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. *European Economic Review*, 36. 1001–1011. o.
- EICHENBAUM, M.–EVANS, C. L. [1995]: Some Empirical Evidence on The Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110. No. 4 975–1009. o.
- FROOT, K.–THALER, R., [1990]: Anomalies: Foreign Exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4. 179–192. o.
- KIM, S.–ROUBINI, N. [2000]: Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach. *Journal of Monetary Economics*, 45. 561–586. o.
- SCHEPP ZOLTÁN [2003]: Befektetői horizont és „forwardrejtély”. *Közgazdasági Szemle*, 12. sz. 939–963. o.
- SIMS, C. A. [1992]: Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. *European Economic Review*, 36. 975–1000. o.
- TAYLOR, M. P. [1995]: The Economics of Exchange Rates. *Journal of Economic Literature*, Vol. 33. No. 1. 13–47. o.
- VANCE, M. L. [2009]: IMF Course: Financial Econometrics. Kézirat, december.
- VONNÁK BALÁZS [2005]: Estimating the Effect of Hungarian Monetary Policy within a Structural VAR Framework. MNB Working Papers, 1.
- VONNÁK BALÁZS [2006]: A magyarországi monetáris transzmissziós mechanizmus fő jellemzői. *Közgazdasági Szemle*, 12. sz. 1155–1177. o.
- VONNÁK BALÁZS [2007]: The Hungarian Monetary Transmission Mechanism: an Assessment. MNB Working Papers, 3.
- VONNÁK BALÁZS [2010]: Risk Premium Shocks, Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through in the Czech Republic, Hungary and Poland. MNB Working Papers, 1.

Függelék

Egységgyök- és kointegrációs próbák

F1. táblázat
Kibővített Dickey–Fuller-féle (ADF) egységgyökpróba

Változó	ADF-próba	<i>p</i> -érték
<i>R</i>	–2,49	0,12
<i>M0</i>	–1,62	0,47
<i>CPI</i>	–2,01	0,28
<i>IP</i>	–2,54	0,11
<i>OIL</i>	–1,43	0,56
<i>FR</i>	–1,57	0,49
<i>ES</i>	–3,77	0,00

R: a három hónapos Bubor-kamatláb, *M*: a hazai pénzmennyiség, *M0*: nominális pénzmennyiség, *CPI*: a fogyasztói árszint (hazai infláció), *IP*: az ipari termelés, *OIL*: az olaj dollárban kifejezett ára, *FR*: az euró három hónapos Libor-kamatlába, *ES*: az euró forintban kifejezett ára.

F2. táblázat
Johansen-féle kointegrációs próba
Késleltetések száma: 2.

Kointegrációs vektorok száma	Sajátérték	A próba értéke	5 százalék kritikus érték	1 százalék kritikus érték		
<i>A nyom (trace) statisztikán alapuló próba</i>						
Nincs*	0,354	183,855	124,24	133,57		
Legfeljebb 1*	0,321	122,697	94,15	103,18		
Legfeljebb 2	0,159	68,446	68,52	76,07		
Legfeljebb 3	0,127	44,156	47,21	54,46		
Legfeljebb 4	0,083	25,093	29,68	35,65		
Legfeljebb 5	0,047	12,932	15,41	20,04		
Legfeljebb 6	0,043	6,165	3,76	6,65		
<i>A legnagyobb sajátértékre vonatkozó próba</i>						
Nincs*	0,354	61,158	45,28	51,57		
Legfeljebb 1*	0,321	54,251	39,37	45,10		
Legfeljebb 2	0,159	24,291	33,46	38,77		
Legfeljebb 3	0,127	19,063	27,07	32,24		
Legfeljebb 4	0,083	12,160	20,97	25,52		
Legfeljebb 5	0,047	6,7672	14,07	18,63		
Legfeljebb 6	0,043	6,1650	3,76	6,65		
Az 1. kointegrációs egyenlet: normalizált együtthatók (standard hiba a zárójelben)						
<i>R</i>	<i>M0</i>	<i>CPI</i>	<i>IP</i>	<i>OIL</i>	<i>FR</i>	<i>ES</i>
1,000	-1,941	-4,692	-2,384	3,683	-17,921	-10,321
	(1,333)	(2,457)	(1,705)	(0,594)	(10,80)	(2,373)

Megjegyzés: csillag jelöli az 1 százalék kritikus értéket meghaladó próbákat. A nyom (trace) statisztika 2 kointegrációs vektort fogad el 5 százalék és 1 százalék konfidenciaszinten. A legnagyobb sajátértékre vonatkozó próba 2 kointegrációs vektort fogad el 5 százalék és 1 százalék konfidenciaszinten.

F3. táblázat
Információs kritériumok különböző késleltetésekre

Késleltetések száma	Kritérium	<i>R</i>	<i>M0</i>	<i>CPI</i>	<i>IP</i>	<i>OIL</i>	<i>FR</i>	<i>ES</i>	Teljes
1	Akaike	-7,09	-3,03	-7,72	-4,14	-1,35	-9,86	-4,83	-38,22
	Schwarz	-6,92	-2,86	-7,55	-3,97	-1,18	-9,68	-4,66	-37,02
2	Akaike	-7,07	-2,96	-7,85	-4,51	-1,41	-9,93	-4,90	-38,28
	Schwarz	-6,75	-2,64	-7,53	-4,18	-1,09	-9,60	-4,58	-36,01
3	Akaike	-7,01	-2,96	-7,90	-4,51	-1,37	-9,95	-4,90	-37,89
	Schwarz	-6,54	-2,49	-7,43	-4,03	-0,89	-9,47	-4,42	-34,54
4	Akaike	-7,04	-2,94	-7,89	-4,45	-1,30	-9,95	-4,85	-37,22
	Schwarz	-6,41	-2,31	-7,26	-3,82	-0,66	-9,32	-4,21	-32,79

A táblázatban a dölt számok jelzik a késleltetések számára vonatkozóan végzett próba szerinti leg-erősebb értéket.

F4. táblázat

Két hónapos késleltetéssel végzett VAR-bebecslés reziduumaik autokorrelációja

Késleltetések száma	<i>R</i>	<i>M0</i>	<i>CPI</i>	<i>IP</i>	<i>OIL</i>	<i>FR</i>	<i>ES</i>
1	-0,029	-0,003	-0,089	-0,076	-0,059	0,017	-0,094
2	0,107	-0,155	-0,115	-0,098	-0,058	-0,097	0,090
3	0,024	-0,069	-0,069	0,067	0,134	0,091	-0,056
4	0,002	0,138	0,106	0,001	-0,126	-0,010	-0,136
5	0,061	0,059	-0,183*	-0,133	0,130	-0,122	0,143
6	-0,074	0,090	-0,019	0,180	0,009	0,042	-0,110

* Legalább 10 százalék valószínűséggel eltér nullától.