

PELLÉNYI GÁBOR

A monetáris politika hatása a magyar gazdaságra

Elemzés strukturális, dinamikus faktormodellel

A monetáris politika magyar gazdaságra gyakorolt hatásait vizsgáló strukturális, dinamikus faktormodell számos makrogazdasági és ágazati idősor együttes tanulmányozását teszi lehetővé, így az eddigi idősoros elemzéseknél gazdagabb képet nyújt a monetáris transzmisszióról. A modell kvalitatív következtetései általában összhangban állnak a korábbi, VAR modelleken alapuló elemzésekkel, ám erősebbnek tűnnek a monetáris politika munkapiacra, illetve lakossági fogyasztásra gyakorolt hatásai. Az általunk vizsgált modell szerint a makrogazdasági folyamatokat 2000 óta elsősorban a kereslet ingadozásai határozták meg. A monetáris politika hosszabb távon szisztematikusan reagál a gazdaságot ért sokkokra, a meglepetés-szerű monetáris politikai lépések szerepe mérsékelte.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C32, E32, E52.

A jegybanki döntéshozók számára elengedhetetlenül fontos annak megismerése, miként hat a monetáris politika a makrogazdaságra, különösen az inflációra. A jegybanki alapkamat változtatása számos területen befolyásolja a gazdaság működését. A szerteágazó mechanizmusok empirikus elemzése komoly kihívást jelent. A monetáris politika hatásait jellemzően kevés idősort tartalmazó vektor-autoregresszív (VAR) vagy strukturális modellekkel vizsgálják. Ezek az eszközök relatíve kis méretük miatt csak a monetáris politika hatásmechanizmusának egy-egy szeletét képesek megragadni. Ráadásul egyik eszköz sem mentes a kritikától. A VAR modellekben sokat vitatott a monetáris sokkok identifikálásának módja, míg az általános egyensúlyi modellek szigorú elméleti struktúráját kényszerítenek az adatokra, ami empirikus vizsgálódások esetében hátrány lehet.

A *Forni és szerzőtársai* [2009] által leírt strukturális faktormodell ideális kompromisszumot kínál a korábban alkalmazott módszerek között: alapvetően „adatve-

* Hálás vagyok *Mario Forninak* és *Luca Gambettinek*, amiért megosztották velem Matlab kódjukat. Köszönöm *Vonnák Balázsnak* hasznos tanácsait, valamint *Blazsek Szabolcsnak*, *Kőrösi Gábornak* és *Reppa Zoltánnak* a cikk korábbi változatához fűzött észrevételeit. A cikkben maradt hibák a szerzőt terhelik. A cikk tartalma nem feltétlenül tükrözi a Magyar Nemzeti Bank álláspontját.

zért”, így lehetővé teszi, hogy néhány elméleti struktúrát feltételezve elemezzük az adatokat. Könnyen hozzáférhető makrogazdasági és ágazati szintű idősorok széles keresztmetszetét használja fel, és az összes impulzusválaszt egyszerre határozza meg, így a korábbiaknál jóval gazdagabb képet nyújthat a monetáris transzmisszióról. Emellett a monetáris politika hatásmechanizmusának heterogenitása – például ágazatok reakciói közti különbségek – is elemezhető e keretben.

Ebben a tanulmányban strukturális dinamikus faktormodell segítségével vizsgáljuk a monetáris politika hatásait Magyarországon. A meglepetésszerű monetáris politikai lépéseket a változók rövid távú impulzusválaszaira tett előjelmegkötések útján identifikáljuk. Hasonló, sokváltozós elemzési eszközt eddig két tanulmány vett igénybe magyarországi folyamatok elemzésére. *Benkovskis és szerzőtársai* [2010] faktorokkal kiegészített VAR (*factor augmented vector autoregressive, FAVAR*) modellben vizsgálják az euróövezet monetáris sokkjainak hatását a közép-kelet-európai régió gazdaságaira, *Carare–Popescu* [2011] pedig nagyméretű bayesi VAR modellt becsül magyar adatokon. A cikk kitér arra is, hogy a strukturális faktormodell milyen hasonlóságokat és eltéréseket mutat e megközelítésekhez képest.

A strukturális dinamikus faktormodell képes reprodukálni a magyar gazdaságra született korábbi VAR alapú elemzések – például *Ábel–Kőbor* [2010], *Jakab–Kaponya* [2010], *Jarocinski* [2010], *Vonnák* [2006], [2010] – kvalitatív eredményeit. A korábbi tanulmányokhoz képest újdonság a munkapiaci változók és a lakossági fogyasztás szignifikáns impulzusválasza a monetáris sokkokra. Emellett a modell gazdag információs bázisa lehetővé teszi több olyan változó – például a külső egyensúly, a hitelezés, az inflációs várakozások – makrogazdasági sokkokra adott reakciójának számszerűsítését, amelyek kisebb méretű VAR modellekben ritkán fordulnak elő.

Módszertan

A *Forni és szerzőtársai* [2009] által bevezetett strukturális dinamikus faktormodellt használjuk aggregált sokkok hatásának vizsgálatához egy makrogazdasági és ágazati idősorokból álló panelen. A modell speciális esete a *Forni és szerzőtársai* [2000], illetve *Forni–Lippi* [2001] által leírt általánosított dinamikus faktormodellnek, és a *Chamberlain–Rothschild* [1984] által bevezetett közelítő dinamikus faktormodellek családjába tartozik. A következőkben ismertetjük a modell logikai felépítését, a becslési eljárást és a sokkok identifikációjának módját. A módszertan részletes ismertetését *Forni és szerzőtársai* [2009] cikke tartalmazza.

A strukturális dinamikus faktormodell

A strukturális dinamikus faktormodell azon a feltevésen alapul, hogy nagyszámú megfigyelhető gazdasági idősor viselkedése leírható lényegesen kisebb számú, nem megfigyelhető faktor segítségével. E faktorokat pedig néhány, közgazdasági tartalmú (például monetáris, fiskális, technológiai) sokk alakítja.

A megfigyelt változók panelje n számú stacioner idősort tartalmaz. Minden változó felbontható egy közös és egy egyedi komponensre:

$$x_{it} = \chi_{it} + \xi_{it}. \quad (1)$$

A közös komponenseket r ($\ll n$) számú nem megfigyelhető faktor reprezentálhatja, melyek konzisztensen becsülhetők a panel első r főkomponensével (az irodalom ezeket statikus faktornak is nevezi):

$$\chi_{it} = a_{1i}f_{1t} + \dots + a_{ri}f_{rt} = a_i \mathbf{f}_t. \quad (2)$$

Statisztikai tesztek segítenek meghatározni a faktorok optimális számát (lásd például *Bai–Ng* [2002] vagy *Onatski* [2010]). A faktoroknak nincs feltétlenül közgazdasági tartalmuk. Egyetlen feladatuk a megfigyelt változók információtartalmának sűrítése. Az első néhány faktor ezzel együtt általában egy-egy kiemelt jelentőségű makrogazdasági idősorral (például árfolyam) korrelál erősen.

Az egyedi komponensek ragadják meg a változók mérési hibáját, illetve a mikro-szintű sokkokat. A változók egyedi komponensei gyengén korrelálhatnak egymással. Például a közös adatfelvételtől származó idősorok mérési hibái összefügghetnek egymással, vagy az ágazatspecifikus sokkok az input-output kapcsolatokon keresztül más szektorokat is érinthetnek. Ugyanakkor a közös és egyedi komponensek minden egyes változóra ortogonálisak.

A faktorok közötti dinamikus kapcsolatok VAR alakban reprezentálhatók:

$$D(L)\mathbf{f}_t = \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t = Ru_t.$$

Az u_t vektor tartalmazza a közgazdasági szempontból értelmezhető aggregált sokkokat (az irodalom ezeket dinamikus faktornak vagy primitív sokknak is nevezi). E sokkok ortogonálisak egymásra, és ugyanúgy értelmezhetők, mint egy strukturális VAR identifikált sokkjai. Ám a sokkok száma (q) nem feltétlenül egyezik meg a VAR változóinak számával (r), amint a strukturális VAR modelleknél megszokott, hanem általában $q < r$. A sokkok számának meghatározását információs kritériumok segítik; lásd például *Amengual–Watson* [2007], *Bai–Ng* [2007], *Hallin–Liska* [2007] vagy *Onatski* [2009].

A strukturális dinamikus faktormodell így a következő formában írható fel:

$$x_t = B(L)u_t + \xi_t \quad (4)$$

$$B(L) = AD(L)^{-1}R.$$

E reprezentáció nem egyértelmű, hanem csak ortogonális forgatások erejéig meghatározott. Ugyanis bármely ortogonális ($q \times q$ méretű) H mátrixra teljesül, hogy $Ru_t = Sv_t$, ahol $S = RH'$ és $v_t = Hu_t$, továbbá $\text{Cov}(v_t) = I$. Így a modell impulzusválaszai is csak ortogonális forgatás erejéig meghatározottak. A közgazdaságilag értelmes u_t sokkok akkor identifikáltak, ha tetszőleges v_t sokkhoz meghatározható a H forgatómátrix. Ehhez m ($< n$) közgazdasági elméleten alapuló megkötést kell tennünk a

megfigyelt változók – strukturális sokkokra adott – impulzusválaszaira. E megkö-
téseket jelölje $B_m(L)$. A strukturális VAR-módszertan összes szokásos (például rövid
távú, hosszú távú, előjel-) megkötése alkalmazható e modellben is. Ha ismertek egy
nem strukturális v_t sokkvektor és a hozzá tartozó $C(L)$ impulzusválaszok, akkor a
forgatómátrix az (5) összefüggésből határozható meg:

$$B_m(L) = C_m(L)H \quad (5)$$

$$\chi_{mt} = C_m(L)v_t.$$

A strukturális faktormodell egyszerűen becsülhető. Az első lépésben a statikus fak-
torokat főkomponens-elemzés útján határozhatjuk meg. A második lépésben VAR
modellt becslünk a statikus faktorokon. A becslés során figyelembe kell venni, hogy
a VAR modell sokkjainak száma kisebb, mint a változóinak száma. Ehelyett úgy is
eljárhatunk, hogy a szokásos módon (például OLS-sel) megbecsüljük a VAR-t, majd
kiválasztjuk a reziduumok első q főkomponensét. Ha ugyanis a „valódi” sokkok szá-
ma q , akkor a VAR maradék ($r - q$ számú) reziduumának aszimptotikusan a q sokk
lineáris kombinációjának kell lennie (lásd *Stock-Watson* [2005] 16. o.).¹ E megfonto-
lások nyomán a (6) összefüggés alapján kaphatók meg v_t ortogonális, fundamentális
(de közgazdaságilag még nem feltétlenül értelmezhető) sokkvektor, és a hozzá tarto-
zó impulzusválaszok:

$$B_m(L) = C_m(L)H \quad (6)$$

$$\chi_t = C(L)v_t = A_n D(L)^{-1} K M v_t,$$

ahol A_n a faktorsúlyok ($n \times r$) mátrixa; M olyan ($q \times q$) diagonális mátrix, amelynek
diagonálisában a VAR-reziduumok (ε) kovarianciamátrixa sajátértékeinek négyzet-
gyökei szerepelnek, csökkenő sorrendben; K pedig a sajátértékekhez tartozó norma-
lizált sajátvektorok ($r \times q$) mátrixa. E sokkok és impulzusválaszaik elforgathatók a
megfelelő ortogonális H mátrixszal, ezáltal identifikálhatjuk a közgazdasági szem-
pontból értelmezhető sokkokat és impulzusválaszaikat.

A becslés és az identifikáció további részleteit a *Függelék* mutatja be.

Összevetés hasonló módszerekkel

A strukturális dinamikus faktormodellt három hasonló megközelítéssel érdemes
összehasonlítani: a jól ismert strukturális VAR (SVAR) modellekkel, a *Banbura*
és szerzőtársai [2010] által leírt nagyméretű bayesi VAR modellekkel, valamint
Bernanke és szerzőtársai [2005] FAVAR modelljével.

¹ A faktorok és a VAR modelljük felírható állapotterformában, amely egy lépésben is megbecsülhető
maximum likelihood (vagy bayesi módszerek) segítségével; lásd például *Doz és szerzőtársai* [2006]. A
kétlépcsős becslés előnye az alkalmazott módszerek egyszerűségében rejlik. *Bernanke és szerzőtársai*
[2005] rámutatnak, hogy az egy- és kétlépcsős becslés a gyakorlatban igen hasonló eredményre vezet,
de utóbbi jóval gyorsabb.

A hagyományos SVAR-hoz képest a strukturális faktormodell jóval több változót használ. Ez komoly előny lehet. A SVAR modellekben a kevés változó miatt könnyen előfordulhat, hogy az ökonómetér információs halmaza kisebb a gazdasági szereplők információs halmazánál. Ebben az esetben a kihagyott változók miatt a SVAR sokkjai nem fundamentálisak, azaz a változók egyidejű és múltbeli értékeiből nem identifikálhatók (a fundamentalitás problémáját részletesen taglalja például *Alessi és szerzőtársai* [2011]). Például egy kisméretű VAR modellből identifikált monetáris politikai sokkok nem feltétlenül lesznek exogén és meglepetésszerű sokkok, mivel magukban hordozhatnak olyan eseményeket, amikor a jegybank endogén módon reagál a gazdasági szereplők jövőre vonatkozó (inflációs) várakozásaira. E várakozásokat a VAR változói nem feltétlenül képesek megragadni. *Forni–Gambetti* [2010] rámutat, hogy a kisméretű VAR modellekből hiányzó fundamentalitás megmagyarázhatja a VAR irodalom több jól ismert rejtélyét, például hogy monetáris szigorítást követően átmenetileg emelkedik az árszint (*price puzzle*), és hogy az árfolyam késleltetve és túllövésrel reagál (*delayed overshooting puzzle*). A strukturális dinamikus faktormodellben a fundamentalitás problémája jóval kisebb eséllyel jelentkezik. A faktorok számtalan változó információtartalmát sűrítik, így kicsi a valószínűsége, hogy az ökonómetér információs halmaza szűkebb lesz a gazdasági szereplők információs halmazánál.

További eltérés a SVAR modellektől, hogy a makroökonómiai sokkok száma expliciten tesztelhető, míg a SVAR azzal az implicit feltevéssel él, hogy a sokkok száma megegyezik a változók számával. Ez olyan specifikációs tesztet enged meg a strukturális faktormodell esetében, amelyek szokványos VAR modelleknél nem lehetségesek.

A nagy bayesi VAR modellek a strukturális faktormodellhez hasonlóan gazdag információs halmazt használnak, így alkalmasak a fundamentalitás problémájának kezelésére. Ugyanakkor mindkét megközelítés szembesül azzal, hogy a megfigyelések száma korlátot támaszt a becsülendő paraméterek számának növelésével szemben. A faktormodellek ezt úgy kerülik meg, hogy felteszik, a megfigyelt idősorok „faktorstruktúráját” követnek, azaz néhány nem megfigyelt faktor lineáris kombinációjaként írhatók le. A nagy bayesi VAR modellek úgy csökkentik a paraméterek számát, hogy a *priori* feltevésekkel élnek a paraméterek egymáshoz viszonyított nagyságára, és a modell méretének növelésével párhuzamosan egyre több paramétert egyre kevésbé engednek nullától eltérni.

Végül a FAVAR a strukturális faktormodell speciális esete, amelyben néhány faktor (általában a jegybanki alapkamat) megfigyelhető. Ám a FAVAR modell a strukturális VAR modellhez hasonlóan nem tesz különbséget a sokkok és a faktorok száma között. Emellett a FAVAR modellekben az identifikáció kevésbé rugalmas, mivel az identifikáló megkötéseket a statikus faktorokra kell tenni. Ezért a faktoroknak közgazdasági értelmezést kell adni. *Bernanke és szerzőtársai* [2005] megoldása, hogy reál- és nominális faktorokat alakít ki a megfigyelt változókból, és feltételezi, hogy a monetáris sokkok nem hatnak azonnal a reálfaktorokra. Ez a megközelítés restriktívebb, mint a strukturális faktormodellé – ahol közvetlenül a megfigyelt változókra tehetők identifikáló megkötések –, továbbá a reál- és nominális faktorok szétválasztása információvesztéssel is járhat.

Identifikáció

Előjelmegkötéseket alkalmazunk a megfigyelt változók rövid távú impulzusválaszára, hogy négyféle makrogazdasági sokkot – monetáris, kockázati prémium, kínálati és keresleti sokkokat – azonosítsunk. Nyolc megfigyelt változó impulzusválaszára teszünk megkötéseket, amelyek az azonnali és az egy-két negyedévvvel késleltetett szintbeli reakció előjelét határozzák meg (1. táblázat). A megkötéseket egyenlőtlenség formában kell értelmezni, azaz megengedik a nulla reakciót is. Az identifikáló feltevések származhatnak explicit elméleti modellekből, vagy alapulhatnak közgazdasági intuíción. Az általunk használt identifikáló feltevések konzisztensek az elméleti irodalomban és a gyakorlati elemzésekre használt sztochasztikus, dinamikus általános egyensúlyi modellek eredményeivel (lásd például *Peersman–Straub* [2006]).

1. táblázat

Az identifikáló megkötések áttekintése

Változó	Monetáris	Kockázati prémium	Kínálati	Keresleti
Versenyszféra hozzáadott érték	(+)	?	+	+
Export	?	+	+	?
Maginfláció	(+)	+	–	+
Három hónapos kamat	–	+	?	+
Reálárfolyam	+	+	?	–
Külföldi kamat	0	0	?	?
Külső kereslet	0	0	?	?
EMBI-hozamfelár	?	+	?	?

Megjegyzés: a zárójelben szereplő restriktciók csak a sokkot követő 2. negyedévre, a nulla megkötések csak az azonnali reakcióra vonatkoznak.

A monetáris politikai sokk csökkenti a kamatszintet és leértékeli az árfolyamot. Emellett a sokkot követő második negyedévben növeli a versenyszféra hozzáadott értékét és az árszintet. Az ennél rövidebb távú impulzusválaszokra nem élünk feltevessel, mivel a közgazdasági irodalomban ezek vitatottak (például a monetáris politika költségcsatornája magyarázhatja az árak rövid távú emelkedését – lásd *Barth–Ramey* [2001]).

A kockázati prémium-sokkok emelik a hazai kamatszintet, leértékelik az árfolyamot, és növelik az EMBI-hozamfelárat, ami az állampapírok országkockázatának egy lehetséges mérőszáma. A leértékelődés rövid távon magasabb árakhoz vezet, de a gyengébb árfolyam az exportot is élénkíti. Ám az aggregált kibocsátás reakcióját nem határozzuk meg, mivel a leértékelődések az irodalom szerint lehetnek élénkítő vagy kontrakciós hatásúak is.

Emellett mindkét sokk esetén feltételezzük, hogy a külföldi kamatszint és reálgazdaság nem reagál (azonnal) a hazai sokkokra. E restriktciók segítenek elhatárolni a hazai eredetű sokkokat a külföldről érkező hatásoktól.

A kínálati sokkok emelik a versenyszféra kibocsátását, illetve az exportot, valamint csökkentik az árszintet. A keresleti sokkok emelik a kibocsátást és az árszintet, amire a monetáris politika kamatemeléssel reagál, így a reálárfolyam is felértékelődik.

Adatok és specifikáció

A felhasznált adatok

198 negyedéves makrogazdasági és ágazati idősort használunk a 2000–2010 közötti időszakból. A legtöbb idősor a magyar gazdaságot és fő ágazatait jellemzi. Emellett tíz külföldi változót is tartalmaz a panel, mivel Magyarország kis, nyitott gazdaság, amelyre erősen hatnak a világgazdasági folyamatok. A belföldi idősorok lefedik a reálgazdaságot, az árak alakulását, a pénzügyi piacokat és a monetáris aggregátumokat, valamint az üzleti és fogyasztói bizalmi indikátorokat. Emellett a panel tíz nemzetgazdasági ágazat és 13 feldolgozóipari alágazat főbb mutatóit is tartalmazza, ami lehetőséget nyújt ágazati összehasonlító elemzésekre is (erről bővebben lásd *Pellényi* [2012]).

Az idősorokat szükség esetén megszürtük a szezonaritástól, és általában logaritmizáltuk. Végül megfelelő transzformációval stacionerré alakítottuk őket (a legtöbb idősor esetében az elsőrendű differenciát vettük; a kamatok és néhány bizalmi indikátor eleve stacioner volt). Az idősorok definíciói és a transzformációk igény esetén hozzáférhetők.²

Specifikáció

Az *Onatski* [2009] teszt öt aggregált sokk jelenlétét valószínűsíti, míg *Bai–Ng* [2007] információs kritériumai 4–6 sokkot ajánlanak. Ez alapján öt sokkot választunk, ami közel áll más szerzők specifikációjához. E választás azért hasznos, mert az általunk identifikált négy sokk (monetáris, kockázati prémium, kínálat, kereslet) mellett marad egy szabad sokk, ami felveheti egyéb, nem specifikált makrogazdasági sokkok hatását.

Az irodalomban használt információs kritériumok alapján a statikus faktorok száma kicsi. Az *Onatski* [2010] teszt négy faktort ajánl, a *Bai–Ng* [2002]-féle IC_2 információs kritérium pedig ennél is kevesebbet. Ilyen kevés faktor mellett nem be-

² A szezonálisan igazított adatok használatával szemben felvethető, hogy a szezonális igazítás során elveszhet információ, illetve mérési hiba kerülhet a változókba. Ám a faktormodell e mérési hibákat a változók egyedi komponensébe allokálja, a modellbe kerülő faktorok pedig a mérési hibától megtisztított információt veszik fel. Emellett az is a szezonális adatok használata ellen szól, hogy a stacionaritás biztosítása érdekében négy negyedéves differenciájukat kellett volna venni. Ezzel azonban olyan autokorrelációt vittünk volna az adatokba, ami a faktorok kiválasztásánál elnyomhatta volna a változók közötti korrelációkat (bővebben lásd *Uhlig* [2005a]).

csülhető olyan VAR modell, amely öt sokkot tartalmaz. Így *Stock–Watson* [2005] javaslatát követve annyi statikus faktort használunk, amennyi a fő makrogazdasági változók varianciájának zömét megmagyarázza. E szempontból nyolc statikus faktor elégségesnek tűnik (2. táblázat).

2. táblázat

A fontosabb makrogazdasági változókból megmagyarázott variancia aránya

Változó	4 faktor	8 faktor	12 faktor
Versenyszféra hozzáadott érték	0,682	0,830	0,860
Lakossági fogyasztás	0,659	0,746	0,847
Beruházások	0,298	0,601	0,674
Export	0,548	0,659	0,834
Import	0,558	0,709	0,819
GDP	0,863	0,884	0,893
Versenyszféra foglalkoztatás	0,441	0,735	0,844
Munkanélküliségi ráta	0,542	0,586	0,724
Versenyszféra bruttó átlagkereset	0,817	0,880	0,906
Maginfláció (változatlan adótartamú index)	0,828	0,838	0,917
Fogyasztói árindex	0,367	0,656	0,680
Nominális árfolyam	0,916	0,962	0,967
Reálárfolyam (fogyasztóiár-alapú)	0,919	0,944	0,946
Ötéves kamat	0,720	0,780	0,810
Három hónapos kamat	0,688	0,777	0,780
EMBI-hozamfelár	0,615	0,782	0,874
Nem pénzügyi vállalatok hitelállománya	0,524	0,659	0,774
Külső finanszírozási képesség	0,462	0,718	0,739
Tőzsdeindex (BUX)	0,612	0,698	0,766

Elvileg problémát jelenthet, hogy az egyedi komponens még 12 statikus faktor mellett is a rövid távú kamatok ingadozásainak több mint 20 százalékát magyarázza. Az egyedi komponens elvileg felveheti a monetáris politikai sokkok hatását, ami ahhoz vezethet, hogy a közös komponenseken alapuló modell alulbecsüli a monetáris sokkok jelentőségét. Ezért megvizsgáljuk, hogy a rövid távú kamatok egyedi komponense Granger-oksági kapcsolatban áll-e a főbb makrogazdasági változókkal (3. táblázat). A tesztek alapján nincs arra bizonyíték, hogy a kamatok modellből kihagyott egyedi komponense befolyásolja a kibocsátást, az inflációt vagy az árfolyamot.

További megnyugtató eredmény, hogy a rövid távú kamat egyedi komponense nem korrelál az identifikált monetáris politikai sokkkal. Végül az egyedi komponens idősorának vizsgálatából arra következtethetünk, hogy a faktorok által meg-

3. táblázat

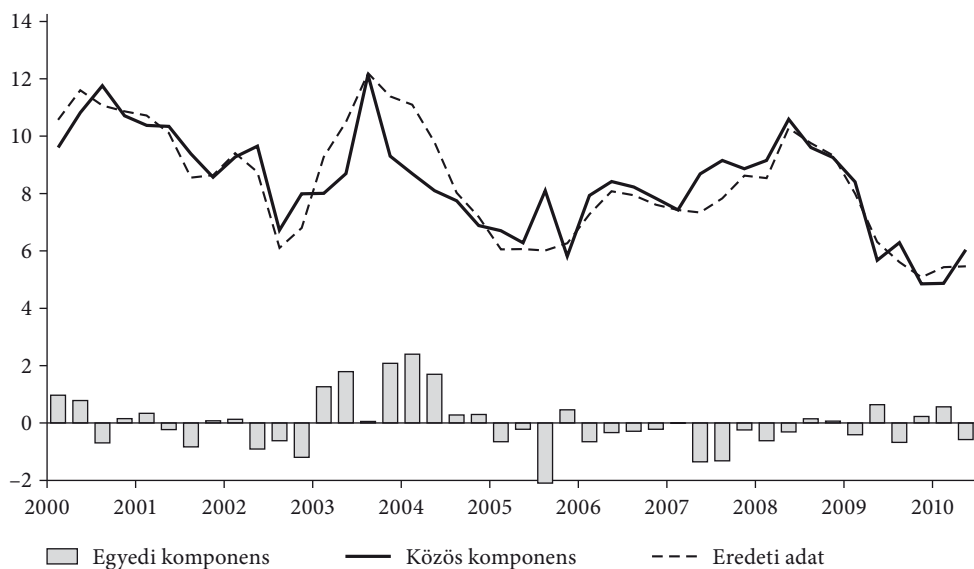
Granger-oksági tesztek a három hónapos kamat egyedi komponense és a fontosabb makrogazdasági változók közt negyedéves időhorizonton (*p*-értékek)

Változó	A kamat egyedi komponense nem Granger-oka a változónak				A változó nem Granger-oka a kamat egyedi komponensének			
	1 né.	2 né.	3 né.	4 né.	1 né.	2 né.	3 né.	4 né.
GDP	0,506	0,493	0,540	0,499	0,838	0,430	0,363	0,340
Maginfláció	0,804	0,955	0,027	0,018	0,103	0,153	0,226	0,393
Három hónapos kamat	0,722	0,231	0,276	0,404	0,030	0,097	0,116	0,190
Árfolyam	0,246	0,308	0,563	0,679	0,777	0,975	0,986	0,852

magyarázatlan variancia zömmel 2003–2004-ben jelentkezik (1. ábra). Ebben az időszakban jelentős volt a bizonytalanság a monetáris politika alakításával kapcsolatban: 2003 nyarán tolták el az árfolyam lebegési sávjának középpértékét, majd 2004-ben óvatos maradt Magyarország piaci megítélése, mivel erősödtek a költségvetés és a külső egyensúly fenntarthatóságával kapcsolatos aggályok. Ha ezt a bizonytalan időszakot kihagyjuk a becslésből, a modell kvalitatív következtetései nem változnak.

1. ábra

A három hónapos kamat közös és egyedi komponense (százalék)



A faktorokra felírt VAR modell egy késleltetést tartalmaz – a választás a VAR modell reziduumaik közötti autokorreláció vizsgálatán alapult.

Impulzusválaszok

E fejezetben az aggregált sokkokra adott impulzusválaszokat mutatjuk be. A szórásnyi sokkokra adott medián impulzusválaszok mellett a 16. és 84. percentilisek által meghatározott konfidencia-intervallumokat a 2–4. ábra szemlélteti a későbbiekben. A vízszintes tengely negyedévekben mutatja a sokk bekövetkezése után eltelt időt. Az impulzusválaszok a megfigyelt változók százalékában (illetve százalékpontban) vannak kifejezve (az EMBI-felár bázispontban); általában szintbeli reakciót jelölnek, míg az árak és bérek esetében éves változást.

Összességében a modell értelmes impulzusválaszokat ad a fő makrogazdasági sokkokra. Az eredmények általában összhangban állnak korábbi, Magyarországra és más fejlődő gazdaságokra született VAR-alapú elemzésekkel, például *Ábel–Kóbor* [2010], *Jarocinski* [2010], *Vonnák* [2006], [2010] tanulmányaival.

Monetáris sokkok

Egy tipikus méretű monetáris sokk hatására közel 50 bázisponttal csökken a rövid lejáratú kamatszint. A hosszú lejáratú kamatok 30 bázisponttal mérséklődnek, azaz a hozamgörbe kissé meredekebbé válik, összhangban *Reppa* [2009] eredményeivel. A monetáris politika a sokkot követően kissé akkomodatív: a kamat reakciója csak az első évben negatív, majd a második évben pozitív.

A monetáris lazítás az árfolyam azonnali leértékelődéséhez vezet, nincs nyoma túllövésnek. Az árfolyam szintbeli reakciója perzisztens; ez gyakori eredmény abban az esetben, ha az árfolyam differenciája szerepel a modellben. Ezzel együtt az árfolyam impulzusválasza a második év után inszignifikánsná válik.

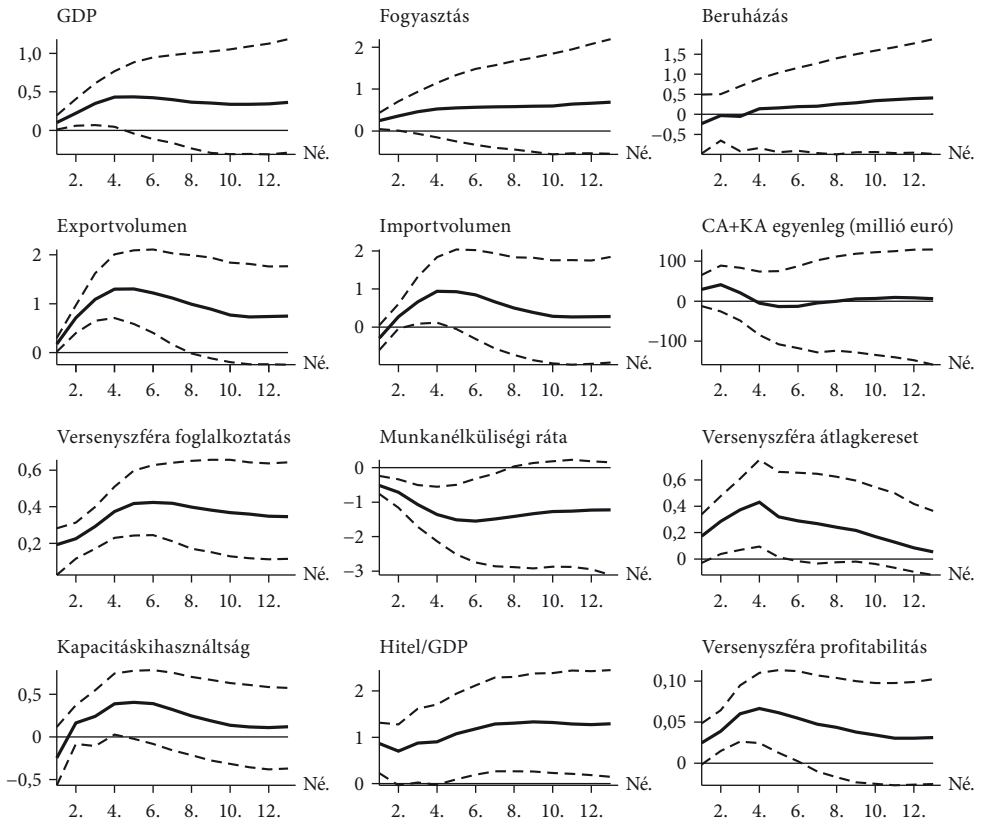
A monetáris lazítás reálgazdasági hatásai átmenetiek, de szignifikánsak (2. ábra). A bruttó hazai termék a sokkot követő évben 0,2–0,3 százalékkal nő. A gazdaság ciklikus élénkülésére utal, hogy a vállalatok kapacitáskihasználtsága és jövedelmezősége átmenetileg emelkedik. Az élénkülő konjunktúra elsősorban a nettó export javulásának következménye, és kisebb részben a fogyasztás reakciója is hozzájárul. Ezzel szemben a beruházások nem reagálnak szignifikánsan. Ezek az eredmények eltérnek *Vonnák* [2006] következtetéseitől, aki (rövidebb mintán) szignifikáns beruházási reakciót talált, de nem tapasztalt egyértelmű bővülést a nettó exportban és a fogyasztásban. A fogyasztás és a beruházások gyenge reakciója arra enged következtetni, hogy a monetáris transzmisszió kamatcsatornája relatíve gyenge. Ezt magyarázhatja a pénzügyi közvetítőrendszer alacsonyabb fejlettsége, valamint a devizaadósság nagy súlya a magánszektor pénzügyi kötelezettségein belül.

A folyó fizetési mérleg nem reagál a monetáris sokkra: bár az exportszektor számára kedvező a leértékelődés, ezzel együtt importkeresletük is emelkedik; emellett a jórészt külföldi tulajdonú exportőrök javuló teljesítménye rontja a jövedelmi egyenleget.

A monetáris lazítást követően élénkül a hitelezés, a nem pénzügyi vállalatok hitelállománya perzisztensen emelkedik. Ugyanakkor az eredmények értékelését két té-

2. ábra

A reálgazdaság és a munkapiac reakciója a monetáris sokkokra



Megjegyzés: szórásnyi sokkra adott szintbeli reakciók mediánja (folytonos vonal), valamint 16. és 84. percentilisei (szaggatottak), százalékpontban. A versenyszféra átlagkereset ábrája az éves index impulzusválaszát mutatja. CA a folyó fizetési mérleg egyenlege, KA a tőkemérleg egyenlege.

nyező nehezíti. Egyrészt a gyengébb árfolyam következtében a devizaadósság átértékelődik, ami emeli a hitelállományt. Másrészt az elemzésből nem nyilvánvaló, hogy a monetáris lazítás serkenti-e a hitelkínálatot, vagy csupán az erősödő hitelkereslet tükröződik vissza az impulzusválaszban.

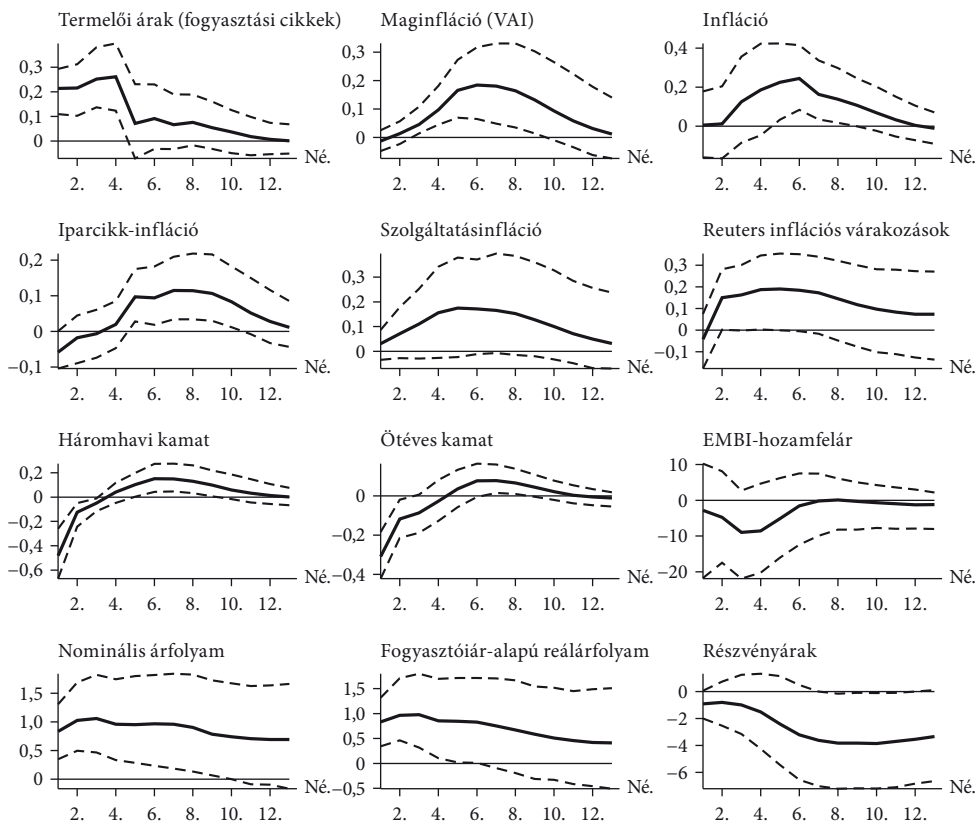
A monetáris lazítás átmenetileg élénkíti a foglalkoztatást, hasonlóan *Jakab-Kaponya* [2010] eredményeihez. Ám a reálbér is azonnal és szignifikánsan emelkedik. A gyors alkalmazkodás arra enged következtetni, hogy a hazai bérek viszonylag rugalmasak.

A monetáris lazítást követő két évben emelkedik az infláció (3. ábra). Az árszint rövid távon sem csökken. Az inflációs hatás csúcsa másfél év elteltével jelentkezik, ekkor az éves inflációs ráta 0,2 százalékponttal magasabb. Az infláció impulzusválasza hasonló, mint más kelet-közép-európai országokban (lásd *Jarocinski* [2010]), ugyan-

akkor erőteljesebb, mint a magyar adatokon végzett korábbi VAR-elemzésekben (például *Vonnák* [2006], [2010]). Lehetséges, hogy a faktormodell szélesebb információs bázisa révén jobban képes megragadni a monetáris politika várakozásokra gyakorolt hatását. Másfelől az is elképzelhető, hogy az árfolyam tartós leértékelődése magyarázza az erős inflációs hatást.

3. ábra

A nominális változók reakciója a monetáris sokkokra



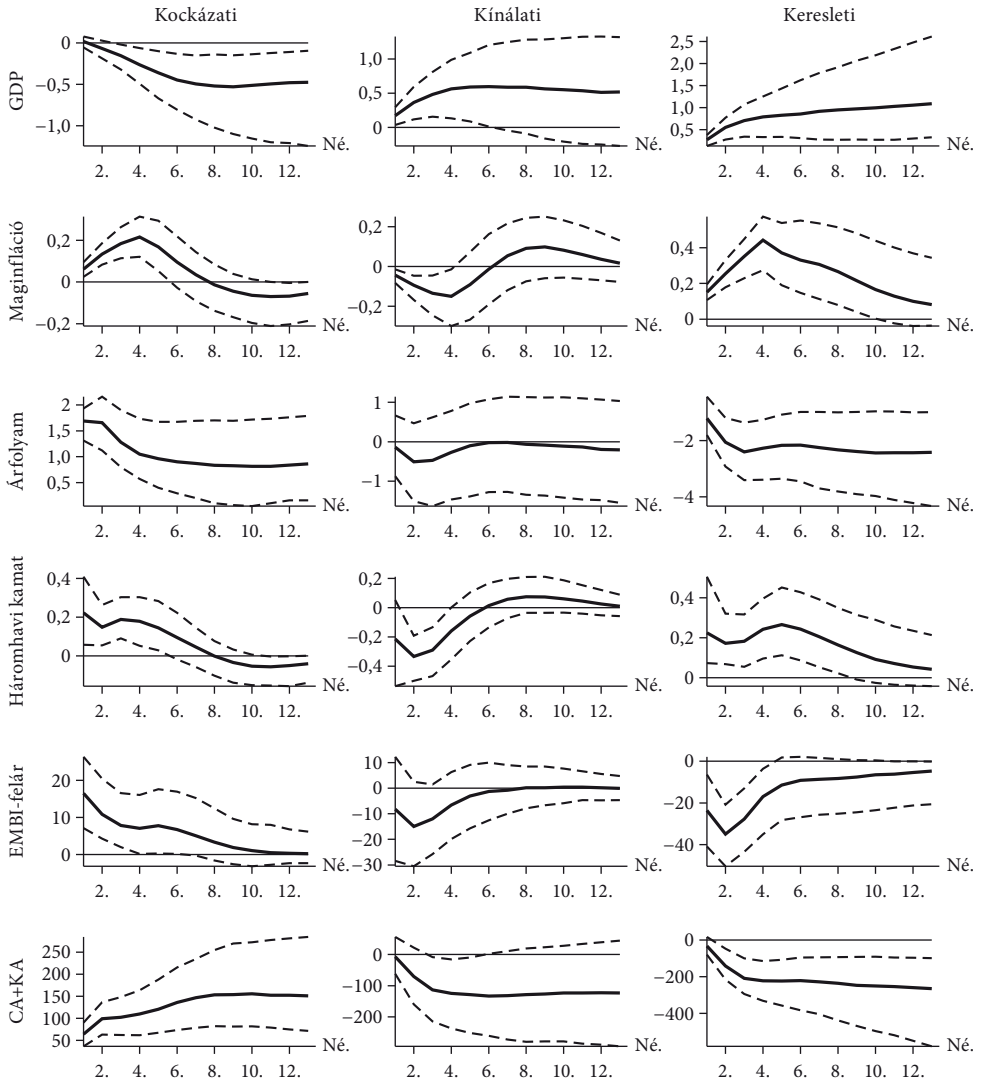
Megjegyzés: szórási sokkra adott szintbeli reakciók mediánja (folytonos vonal), valamint 16. és 84. percentilisei (szaggatottak), százalékpontban. Az ábra a termelői és fogyasztói árak esetében az éves index impulzusválaszát mutatja.

A maginfláció a teljes fogyasztói árindexnél kisebb mértékben, de tartósabban emelkedik. Ezt magyarázhatja a szolgáltatások inflációjának elhúzódó emelkedése, amit a szolgáltatás-szektor reálbérének növekedése, illetve a szektor erősebb ármerevségei magyarázhatnak. Az inflációs várakozások szignifikánsan és tartósan reagálnak a monetáris sokkokra, mégpedig az infláció tényleges változásához hasonló mértékben.

Egyéb sokkok

A három további identifikált sokk hatása összességében megfelel a közgazdasági intuíciónak (4. ábra). Néhány érdekes eredmény azonban említést érdemel.

4. ábra
Impulzusválaszok a többi identifikált sokkra



Megjegyzés: szórásnyi sokkra adott szintbeli reakciók mediánja (folytonos vonal), valamint 16. és 84. percentilisei (szaggatottak), százalékpontban. Az ábra a maginfláció esetében az éves index impulzusválaszát mutatja. CA a folyó fizetési mérleg egyenlege, KA a tőkemérleg egyenlege.

A kockázatiprémiüm-sokkok kontrakciós hatásúak: a GDP két éven keresztül csökken, mivel a visszaeső fogyasztást nem képes ellensúlyozni a növekvő export. A fogyasztás csökkenését egyrészt a munkanélküliség emelkedése, másrészt a leértékelődés miatt növekvő devizaadósság-terhek válthatják ki. A javuló nettó exportnak köszönhetően a külső finanszírozási képesség tartósan javul.

Az árak gyorsan reagálnak a kockázatiprémiüm-sokkokra: a fogyasztói árak impulzusválasza az első félévben maximális. Ám a gyenge belföldi kereslet következtében hosszabb távon némi defláció tapasztalható.

A pozitív keresleti sokkok csökkentik az országkockázatot – hasonlóan más feltörekvő gazdaságok tapasztalatához. A kínálati sokkok hatása hasonló, bár nem szignifikáns. A kockázati prémiüm csökkenése erősítheti a kedvező reálgazdasági sokkok hatását a belföldi keresletre, és hozzájárulhat a külső egyensúlyi pozíció anticiklikus mozgásához (lásd *Neumeyer–Perri* [2005]).

Végül egy tipikus (szórásnyi) keresleti sokk erősebb hatást gyakorol az árfolyamra, mint bármely más aggregált sokk. Ez előre vetíti, hogy az árfolyam alakulásában kiemelt szerepet játszanak a keresleti oldali sokkok.

Az aggregált sokkok hozzájárulása a makrogazdasági változók alakulásához

A következőkben áttekintjük az identifikált sokkok hozzájárulását a főbb makrogazdasági változók előrejelzési hibájának varianciájához (4. táblázat). Az eredmények értelmezése érdekében az identifikált sokkok idősorain keresünk jól azonosítható részleteket (5. ábra). Végül a sokkok hozzájárulását mutatjuk be néhány fontosabb a makrováltozó historikus alakulásához (6. ábra).

4. táblázat

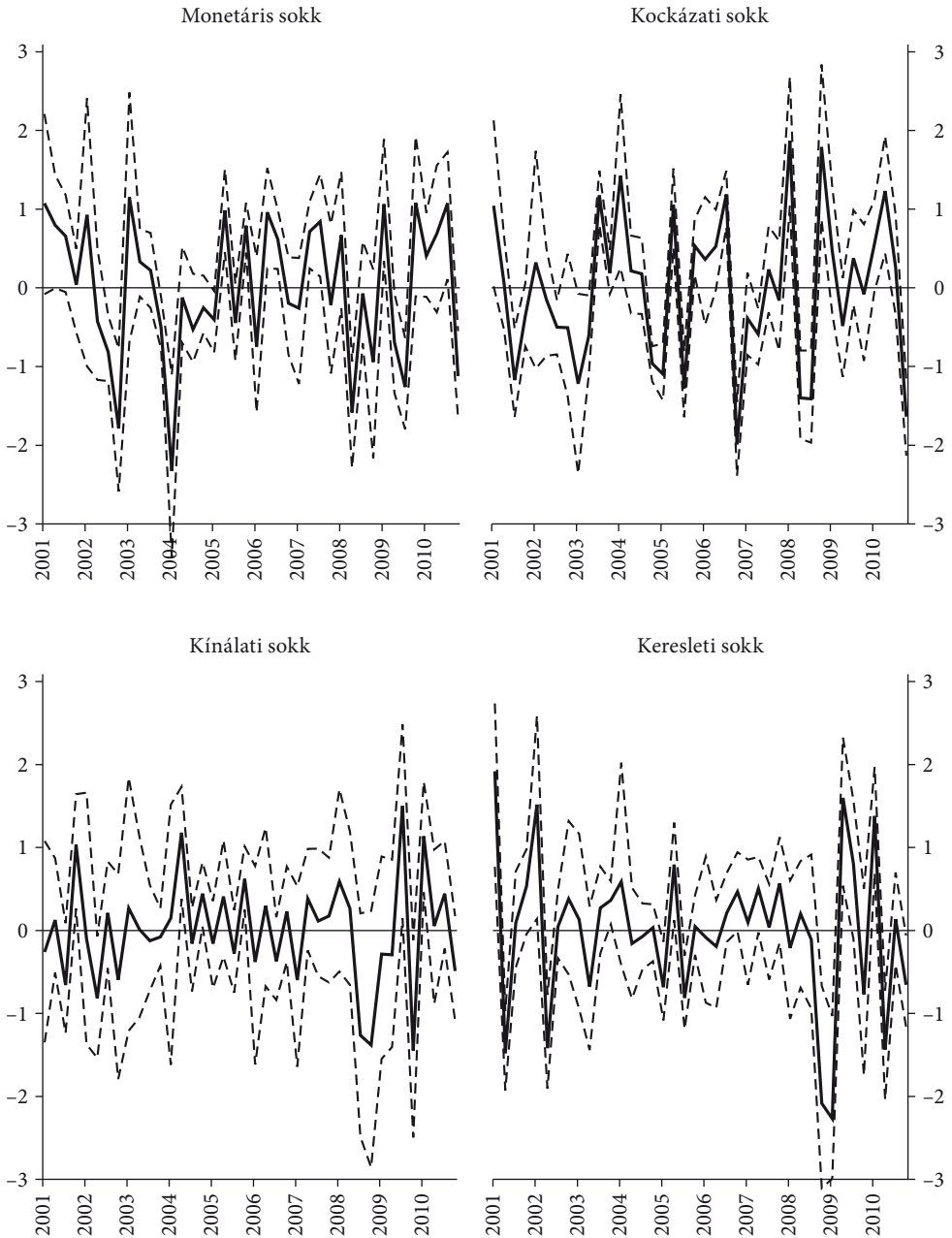
A sokkok hozzájárulása a fontosabb makrogazdasági változók előrejelzési hibájának varianciájához negyedéves és hároméves horizonton

Változó	Monetáris		Kockázati prémiüm		Kínálati		Keresleti	
	negyed- éves	három- éves	negyed- éves	három- éves	negyed- éves	három- éves	negyed- éves	három- éves
GDP	0,051	0,070	0,010	0,060	0,169	0,132	0,391	0,307
Maginfláció	0,017	0,082	0,089	0,099	0,051	0,117	0,613	0,422
Nominális árfolyam	0,100	0,063	0,373	0,093	0,045	0,065	0,209	0,432
Három hónapos kamat	0,375	0,161	0,082	0,110	0,106	0,212	0,099	0,253

A kibocsátás és az infláció varianciájának legnagyobb részét a keresleti sokkok magyarázzák. A monetáris politika a kibocsátás szóródásának 7 százalékát, az infláció

5. ábra

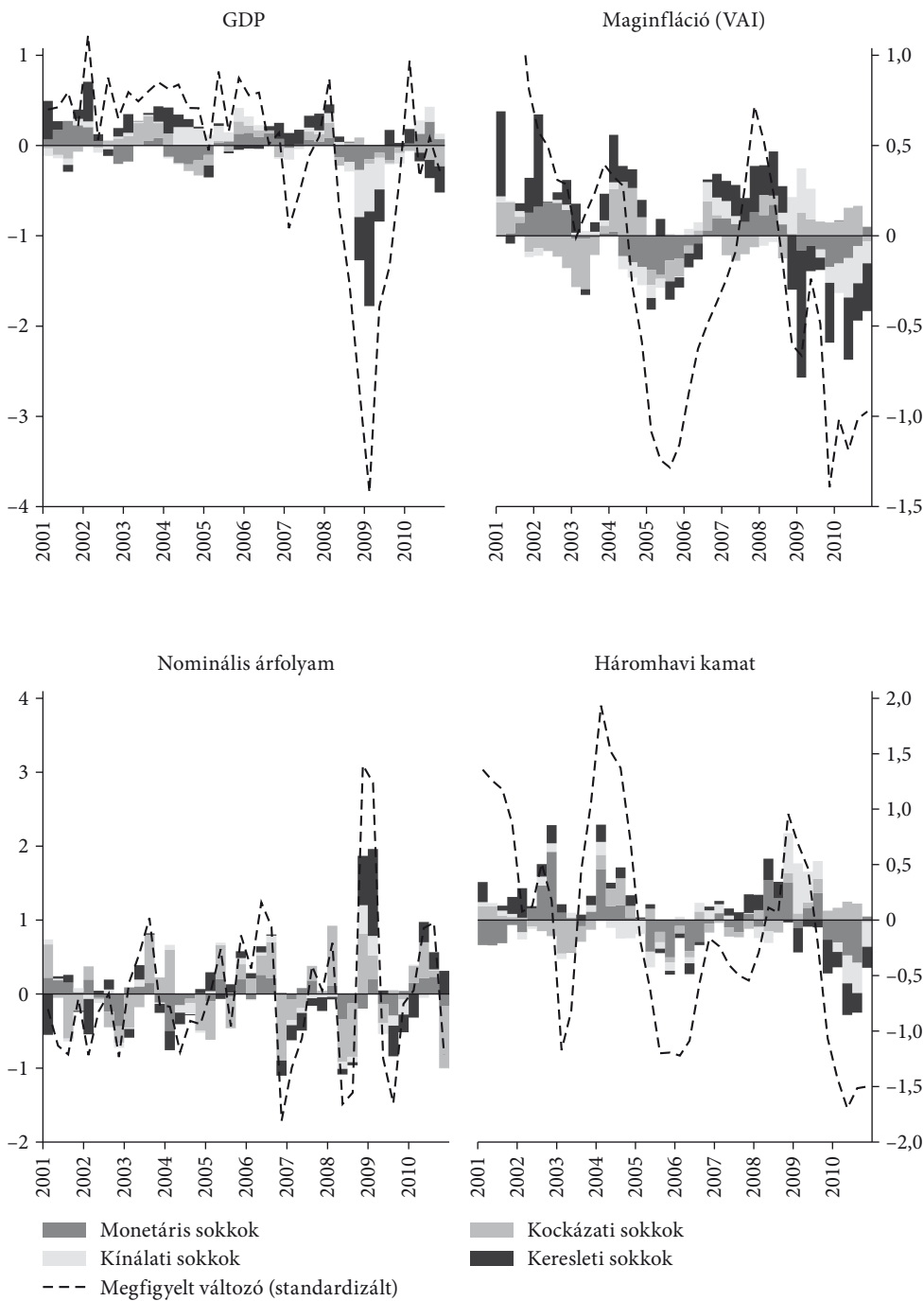
Az identifikált sokkok idősorai



ingadozásainak pedig 10 százalékát magyarázza. A keresleti sokkok fontos szerepet játszanak az árfolyam hosszabb távú alakulásában, ám a rövid távú árfolyammozgásokat főként a kockázati prémium ingadozásai alakítják. A kamatot rövid távon első-

6. ábra

A sokkok hozzájárulása a főbb makrogazdasági változók alakulásához



sorban a monetáris politika sokkjai alakítják, de hosszabb távon a monetáris politika szisztematikus viselkedésének köszönhetően a reálsokkok meghatározók.

A modell szerint a monetáris politika 2002–2004 közt restriktív volt, ami hozzájárult az infláció 2005–2006 körüli csökkenéséhez. Ezután 2005–2008 között enyhén lazító fázis következett. A globális pénzügyi válság és recesszió során a monetáris politika prociklikus volt, bár a monetáris sokkok hatása 2010-ben fokozatosan lecsengett.

A kockázatprémium-sokk idősorában három jól elkülöníthető esemény jelenik meg. Az első jelentős sokk 2003-ban kezdődik, és egybeesik az árfolyam lebegési sávjának eltolásával. E sokk lehetett az infláció 2004. évi emelkedésének fő oka. A második esemény a költségvetési hiány 2006. évi elszaladása, majd a kiigazítás bejelentése. Az utóbbi részben kedvező kockázatprémium-sokk formájában jelentkezhetett. Ez a fiskális kiigazítás nem keynesi hatásaira enged következtetni – összhangban Horváth és szerzőtársai [2006] feltevéseivel. Végül a globális pénzügyi válság három jelentős sokkot hozott: a Bear Stearns befektetési bank bukása után (2008 márciusában), a Lehman Brothers összeomlása után (2008. szeptemberben), majd legutóbb a görög adósságválság eszkalálódása idején (2010 tavaszán).

A kínálati sokkok értelmezése kevésbé kézenfekvő, bár a világpiacon nyersanyagárak erőteljes emelkedése, majd esése lehetséges magyarázat a 2008–2009-ben tapasztalt nagy sokkokra. Ezek jelentősen befolyásolták az árak alakulását, és érdemben hozzájárultak a kibocsátás csökkenéséhez a recesszió idején.

A laza fiskális politika magyarázhatja a 2002. évi pozitív keresleti sokkot, valamint a kibocsátás és infláció ezt követő gyorsulását. A nemzetközi recessziók idején (2001-ben, valamint 2008–2009-ben) nagy negatív keresleti sokkok mutatkoznak. A globális válságot pozitív keresleti sokkok sorozata követte, amit magyarázhatnak a külkereskedelmi partnerek által hozott költségvetési és monetáris élénkítő lépések. Ezzel együtt a keresleti sokkok hatása az árakra 2008 óta összességében negatív volt.

Robusztusságvizsgálatok

Az eredmények robusztusságát többféle módon ellenőrizzük. Megvizsgáljuk az érzékenységet az eltérő modellspecifikációkra, valamint rövidebb mintán is megbecsüljük a modellt.

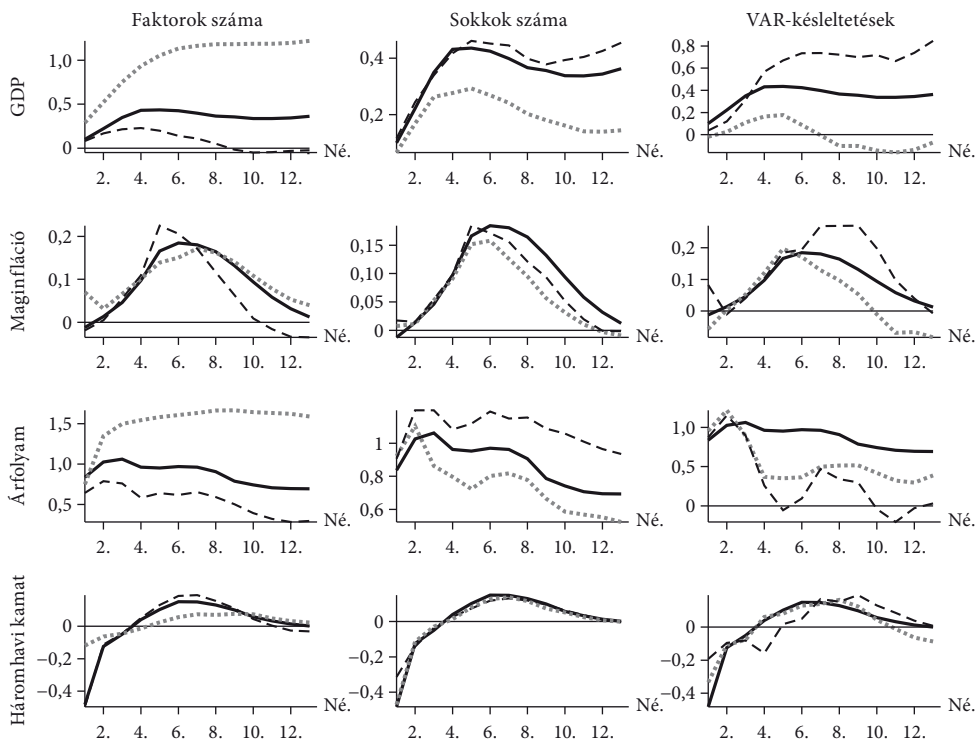
Alternatív specifikációk

A strukturális dinamikus faktormodell formális specifikációs tesztjei változatos eredményeket adnak a sokkok és a faktorok számát illetően. Ezért indokolt megvizsgálni az eredmények érzékenységét a specifikáció bizonytalanságaira. Kiemelt kérdés a sokkok száma, mivel ez a modell feltevése szerint egyértelműen meghatározott (Forni és szerzőtársai [2009]), és a becslés inkonzisztens lehet, ha a modell e szempontból rosszul specifikált.

A impulzusválaszok alakja hasonló marad, amennyiben megváltozik a faktorok, a sokkok vagy a VAR modell késleltetéseknek a száma (7. ábra). Több faktor mellett erősebbnek mutatkozik a kibocsátás, illetve az árfolyam reakciója. Továbbá hat sokk mellett gyengébbnek mutatkozik a monetáris politika GDP-re gyakorolt hatása. Másfelől az infláció és a kamatok impulzusválaszának nagyságrendje nem tűnik érzékenynek a specifikációra.

7. ábra

A monetáris politikai sokkra adott impulzusválaszok robusztussága



Megjegyzés: a szórási sokkra adott szintbeli reakciók mediánja; az ábra a maginfláció esetében az éves index impulzusválaszát mutatja. Minden ábrán a vastag vonal jelzi az alapspecifikációt. Az első oszlopban a faktorok száma változik (szaggatott vonal = öt faktor, pontozott vonal = tíz faktor). A második oszlopban a sokkok száma változik (szaggatott vonal = négy sokk, pontozott vonal = hat sokk). A harmadik oszlopban a VAR-késleltetések száma változik (szaggatott vonal = 2 késleltetés, pontozott vonal = 3 késleltetés).

Rövidebb minta

Felmerülhet az aggály, hogy az eredményeket torzíttja a 2008–2009-es pénzügyi válság és recesszió. A válság során a magyarországi kamatok jelentősen emelkedtek, miközben a kibocsátás erősen visszaesett. A modell ezt az eseményt egy különösen

nagy reálhatásokkal járó monetáris szigorításként azonosíthatja. Ezért megbecsüljük a modellt olyan mintán is, amely 2008 második negyedével végződik.

A GDP reakciója valóban feleződik a rövidebb mintán. A fogyasztás reakciója ebben az esetben nem szignifikáns, bár a foglalkoztatás és a bérek impulzusválaszai továbbra is pozitívak. Több érv is hozható amellett, hogy az utóbbi években megerősödött a kibocsátás reakciója a monetáris sokkokra. Egyrészt a magánszektor pénzügyi adósságállománya növekedett, így a fogyasztók és a vállalatok érzékenyebbé váltak a kamat és árfolyam ingadozásaira. Másrészt, a válság alatt a *Bernanke és szerzőtársai* [1996]-féle pénzügyi akcelerátor nemlinearitásokat vihetett a monetáris politika transzmissziójába.

Összegzés

Tanulmányunkban strukturális dinamikus faktormodell segítségével elemeztük a monetáris politika hatásait Magyarországon. A strukturális faktormodell előnye, hogy könnyen elérhető makrogazdasági idősorok széles paneljét használja fel. A magyar makrogazdasági adatokon végzett empirikus elemzéseknek korlátokat szab a rendelkezésre álló idősorok rövidsége. Az eredmények arra engednek következtetni, hogy e korlát részben megkerülhető. Amennyiben feltételezzük, hogy az idősorok faktorstruktúráját követnek – azaz kisszámú, nem megfigyelt faktor felelős a makrogazdasági jelenségek zöméért –, akkor az eddigieknél jóval gazdagabb empirikus elemzésekre nyílik lehetőség.

A strukturális faktormodell további előnye, hogy a jól ismert VAR modellezési módszereket használja úgy, hogy a kisméretű VAR modellekre jellemző nem fundamentalitási problémától megszabaduljon. Előjelkorlátokat használtunk, amelyek lehetővé teszik, hogy kevés elméletből fakadó megkötés mellett azonosítsunk makrogazdasági sokkokat. A széles változókészlet lehetővé teszi, hogy sok változóra tegyünk megkötéseket, ami pontosabb identifikációt tehet lehetővé.

A tanulmányban vizsgált modell konzisztens és plauzibilis képet nyújt a monetáris transzmisszióról, és az egyéb aggregált sokkok magyar gazdaságra gyakorolt hatásairól. Képes reprodukálni a korábbi, VAR-alapú elemzések eredményeit. Emellett nagy változókészletének köszönhetően mélyebb elemzéseket is lehetővé tesz. Többek közt rámutat arra, hogy a monetáris politika szignifikáns hatással van a munkapiaci folyamatokra, és ezen keresztül a lakossági fogyasztásra. Ezzel szemben a gazdaság külső egyensúlyi pozícióját nem befolyásolja érdemben a monetáris politika működése. A hitelezés élénkül a monetáris lazítás nyomán, bár a hitelkereslet és -kínálat hatása nem választható szét. A fogyasztói árindexen belül különösen tartós a szolgáltatások inflációjára gyakorolt hatás, ami a szektor lassú átárazásával és a bérköltségek jelentős szerepével függhet össze. Végül a monetáris politika tartósan befolyásolja a gazdasági szereplők inflációs várakozásait.

Hivatkozások

- ÁBEL ISTVÁN–KÓBOR ÁDÁM [2010]: A monetáris restriktio hatása strukturális VAR keretben. *Közgazdasági Szemle*, 57. évf. 5. sz. 412–430. o.
- ALESSI, L.–BARIGOZZI, M.–CAPASSO, M. [2011]: Non-Fundamentalness in Structural Econometric Models: A Review. *International Statistical Review*, Vol. 79. No. 1. 16–47. o.
- AMENGUAL, D.–WATSON, M. W. [2007]: Consistent Estimation of the Number of Dynamic Factors in a Large N and T Panel. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 25. No. 1. 91–96. o.
- BAI, J.–NG, S. [2002]: Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, Vol. 70. No. 1. 191–221. o.
- BAI, J.–NG, S. [2006]: Confidence Intervals for Diffusion Index Forecasts and Inference for Factor-Augmented Regressions. *Econometrica*, Vol. 74. No. 4. 1133–1150. o.
- BAI, J.–NG, S. [2007]: Determining the Number of Primitive Shocks in Factor Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 25. No. 1. 52–60. o.
- BANBURA, M.–GIANNONE, D.–REICHLIN, L. [2010]: Large Bayesian Vector Autoregressions. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25. No. 1. 71–92. o.
- BARTH, M. J. –RAMEY, V. A. [2001]: The Cost Channel of Monetary Transmission. Megjelent: *Bernanke, B. S.–Rogoff, K. (szerk.): NBER Macroeconomics Annual 2001*. Vol. 16. MIT Press, Cambridge, MA. 199–239. o.
- BENKOVSKIS, K.–BESSONOV, A.–FELDKIRCHNER, M.–WÖRZ, J. [2010]: The Transmission of Euro Area Monetary Shocks to the Czech Republic, Poland and Hungary: Evidence from a FAVAR Model. *Österreichische Nationalbank, Focus on European Economic Integration Q3/2011*, 8–36. o.
- BERNANKE, B. S.–BOIVIN, J.–ELIASZ, P. [2005]: Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 12. No. 1. 387–422. o.
- BERNANKE, B. S.–GERTLER, M.–GILCHRIST, S. [1996]: The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78. No. 1. 1–15. o.
- CARARE, A.–POPESCU, A. [2011]: Monetary Policy and Risk-Premium Shocks in Hungary: Results from a Large Bayesian VAR. *International Monetary Fund, IMF Working Paper*, 11/259.
- CHAMBERLAIN, G.–ROTHSCHILD, M. [1984]: Arbitrage, Factor Structure, and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets. *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper*, 0996.
- DOZ, C.–GIANNONE, D.–REICHLIN, L. [2006]: A Quasi Maximum Likelihood Approach for Large Approximate Dynamic Factor Models. *Centre for Economic Policy Research, CEPR Discussion Papers*, 5724.
- FORNI, M.–GAMBETTI, L. [2010]: The Dynamic Effects of Monetary Policy: A Structural Factor Model Approach. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 57. No. 2. 203–216. o.
- FORNI, M.–GIANNONE, D.–LIPPI, M.–REICHLIN, L. [2009]: Opening the Black Box: Structural Factor Models with Large Cross Sections. *Econometric Theory*, Vol. 25. No. 5. 1319–1347. o.
- FORNI, M.–HALLIN, M.–LIPPI, M.–REICHLIN, L. [2000]: The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 82. No. 4. 540–554. o.

- FORNI, M.–LIPPI, M. [2001]: The Generalized Dynamic Factor Model: Representation Theory. *Econometric Theory*, Vol. 17. No. 6. 1113–1141. o.
- HALLIN, M.–LISKA, R. [2007]: Determining the Number of Factors in the General Dynamic Factor Model. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 102. No. 478. 603–617. o.
- HORVÁTH ÁGNES–JAKAB M. ZOLTÁN–P. KISS GÁBOR–PÁRKÁNYI BALÁZS [2006]: Myths and Maths: Macroeconomic Effects of Fiscal Adjustments in Hungary. Magyar Nemzeti Bank, MNB Occasional Papers, 52.
- JAKAB M. ZOLTÁN–KAPONYA ÉVA [2010]: A Structural Vector Autoregressive (SVAR) Model for the Hungarian Labour Market. Magyar Nemzeti Bank, MNB Working Papers, 11.
- JAROCINSKI, M. [2010]: Responses to Monetary Policy Shocks in the East and the West of Europe: A Comparison. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25. No. 5. 833–868. o.
- KILIAN, L. [1998]: Small-sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80. No. 2. 218–230. o.
- NEUMEYER, P. A.–PERRI, F. [2005]: Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52. No. 2. 345–380. o.
- ONATSKI, A. [2009]: Testing Hypotheses about the Number of Factors in Large Factor Models. *Econometrica*, Vol. 77. No. 5. 1447–1479. o.
- ONATSKI, A. [2010]: Determining the Number of Factors from Empirical Distribution of Eigenvalues. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 92. No. 4. 1004–1016. o.
- PEERSMAN, G.–STRAUB, R. [2006]: Putting the New Keynesian Model to a Test. International Monetary Fund, IMF Working Paper, 135.
- PELLÉNYI GÁBOR [2012]: The Sectoral Effects of Monetary Policy in Hungary: A Structural Factor Analysis. Magyar Nemzeti Bank, MNB Working Papers, 1.
- REPPA ZOLTÁN [2009]: A Joint Macroeconomic–Yield Curve Model for Hungary. Magyar Nemzeti Bank, MNB Working Papers, 1.
- RUBIO-RAMIREZ, J. F.–WAGGONER, D. F.–ZHA, T. [2010]: Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. *Review of Economic Studies*, Vol. 77. No. 2. 665–696. o.
- STOCK, J. H.–WATSON, M. W. [2005]: Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper, 11467.
- UHLIG, H. [2005a]: Comment on Monetary Policy in Real Time. Megjelent: *Gertler, M.–Rogoff, K.* (szerk.): *NBER Macroeconomics Annual 2004*. Vol. 19. MIT Press, Cambridge, MA–London. 201–215. o.
- UHLIG, H. [2005b]: What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52. No. 2. 381–419. o.
- VONNÁK BALÁZS [2006]: A magyarországi monetáris transzmissziós mechanizmus fő jellemzői. *Közgazdasági Szemle*, 53. évf. 12. sz. 1155–1177. o.
- VONNÁK BALÁZS [2010]: Risk Premium Shocks, Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through in the Czech Republic, Hungary and Poland. Magyar Nemzeti Bank, MNB Working Papers, 1.

Függelék

A strukturális dinamikus faktormodell becslésének részletei

A becslés *Forni–Gambetti* [2010] Matlab kódján alapul néhány saját módosítással. Az eredeti kódban a szerzők blokk bootstrap eljárással generálnak konfidencia-intervallumokat az impulzusválaszok köré. Ez az eljárás figyelembe veszi a faktorok becslésének bizonytalanságát is, mivel az eredeti adatsorok időbeli felszeletelésével kapott blokkokból való visszatevéses mintavételen alapul. A blokkoknak kellő hosszúságúaknak kell lenniük ahhoz, hogy az adatgeneráló folyamatok autokorrelációs struktúrája megjelenhessen bennük. Mivel idősoraink ehhez az eljáráshoz rövidek, ezért inkább eltekintünk a statikus faktorok becslési bizonytalanságától. *Bai–Ng* [2006] bemutatja, hogy ez a bizonytalanság elhanyagolható, ha az idősorok száma a hosszukhoz képest nagy (pontosabban, ha $N > \sqrt{T}$).

Mivel a faktorokra becsült VAR generált magyarázó változókat tartalmaz, ezért a becsült szórások inkonzisztensek lehetnek. Emellett kis mintákban a VAR modell paraméterei torzítottak lehetnek. E problémák kezelésére *Kilian* [1998] dupla bootstrap eljárását alkalmazzuk. Az első bootstrap a kezdeti VAR-becslés paramétereinek torzítását becsüli meg, majd a második bootstrap a torzítással korrigált paraméterekből kiindulva állítja elő az impulzusválaszok konfidenciatartományát. A második bootstrap olyan korrekciós eljárást is magában foglal, amely biztosítja a VAR modell stabilitását.

Az impulzusválaszokat *Rubio–Ramirez és szerzőtársai* [2010] algoritmusával határozzuk meg. A második bootstrap során minden egyes húzáshoz véletlen, Haarelloszlású ortogonális forgatómátrixokat generálunk addig, amíg egyikük nem teljesíti az identifikáló feltevéseket. Legfeljebb 100 forgatómátrixot generálunk; ha egyik sem teljesíti a restriktciókat, a továbblépünk a következő bootstrap-húzásra. Hasonló eljárást alkalmaz például *Uhlig* [2005b]. Az azonnali impulzusválaszokra tett nulla megkötéseket *Reppa* [2009] módszerével érvényesítjük. Ez az eljárás azért hatékony, mert már az előjel-korlátozások ellenőrzése előtt kizárja azokat a forgatómátrixokat, amelyek nem teljesítik a nulla megkötést. Összesen 500 impulzusválaszt generálunk, és a mediánjukat, valamint a 16. és 84. percentiliseiket mutatjuk be (2–4. ábra). A varianciadekompozíciókat és a historikus sokkdekompozíciókat mind az 500 impulzusválasz mellett elvégezzük, majd a mediánjaikat mutatjuk be.