

OTDK-dolgozat

2023

BUDAPESTI CORVINUS EGYETEM



**AZ EKB MONETÁRIS POLITIKÁJÁNAK SPILLOVER HATÁSAI
MAGYARORSZÁGRA:
EGY TVP-FAVAR MEGKÖZELÍTÉS**

**SPILLOVER EFFECTS OF ECB MONETARY POLICY ON HUNGARY:
A TVP-FAVAR APPROACH**

Kiss László Marcell

Konzulens: Gánics Gergely Ákos
vezető kutató, MNB

Intézményi konzulens: Madari Zoltán
egyetemi tanársegéd, BCE

Kézirat lezárásának dátuma: 2022. április 19.

TARTALOMJEGYZÉK

1. Bevezetés.....	1
2. Kapcsolódó irodalom	3
2.1. A monetáris politika nemzetközi transzmissziójának elmélete	3
2.2. Empirikus eredmények	5
2.3. Rövid árnyékkamatláb, mint monetáris politikai indikátor	7
3. Módszertan	8
3.1. A FAVAR modell.....	9
3.2. Adatok és főkomponenselemzés	11
3.3. A monetáris politikai sokkok identifikálása	12
3.4. Az időben változó paraméterű VAR modell	14
3.5. Bayesi modellbecslés.....	15
4. Eredmények.....	16
4.1. A FAVAR modell eredményei	16
4.2. A TVP-FAVAR modell eredményei	18
4.3. Robusztusságvizsgálat.....	23
5. Összegzés és további kutatási irányok	26
Hivatkozásjegyzék	27
Melléklet.....	I

ÁBRAJEGYZÉK

1. ábra: Az EKB irányadó hitelkamatlába és két különböző árnyékkamatláb számítás	8
2. ábra: Az időben állandó paraméterű FAVAR modell eredményei	17
3. ábra: A TVP-FAVAR modell eredményei	20
4. ábra: A BIS-nek reportáló magyar bankok konszolidált külföldi követelései a magyar GDP százalékában.....	21
5. ábra: A magyar lakossági hitelek denominációs szerkezete	21
6. ábra: Magyarország külkereskedelmi adatai (GDP százalékában)	22
7. ábra: A Wu-Xia (2016) árnyékkamatlábat használó FAVAR modell eredményei.....	24
8. ábra: A Wu-Xia (2016) árnyékkamatlábat használó TVP-FAVAR modell eredményei.....	25
9. ábra: Az időben állandó (felül) és az időben változó paraméterű VAR modellek reziduuma	IV
10. ábra: Az időben állandó paraméterű FAVAR modell eredményei az eurózónás főkomponensekre vonatkozóan.....	V
11. ábra: Az időben változó paraméterű FAVAR modell eredményei az eurózónás főkomponensekre vonatkozóan.....	V

1. Bevezetés

Dolgozatom célja az EKB monetáris politikájának Magyarország irányába tovagyűrűző hatásainak azonosítása, különös tekintettel ezen hatások időbeli változására. Az eurózónából érkező spillover hatások megismerése több okból is fontos tanulsággal szolgálhat a magyar és európai döntéshozók számára. Egyrészt, ha a magyar jegybank reagálni kíván egy EKB expanzióra, egy szimmetrikus reakció akár a gazdaság túlfűtésével is járhat, amennyiben az eurózónából érkező spillover hatások erősek. A spillover megértése ezért elengedhetetlen ahhoz, hogy a magyar jegybank megfelelő monetáris és makroprudenciális reakciókat tudjon adni, és a legtöbbet profitáljon az eurózónának való kitettségéből (Potjagailo, 2017). Másrészt, amennyiben Magyarország csatlakozik az eurózónához, az európai döntéshozóknak is kiemelt fontosságú lesz megismerniük, hogy a magyar transzmisszió milyen interakcióban van a többi euró-zóna-ország transzmissziójával, és ez a transzmisszió milyen irányba tart, hogyan változik időben.

Mind az eurózónában, mind Magyarországon fontos gazdasági változások mentek végbe az általam vizsgált 2000 és 2019 közötti időszakban, amelyek a transzmissziós mechanizmusra is komoly hatással lehettek. A vizsgált időszakban történt az Európai Unióhoz való csatlakozás 2004-ben, és Magyarország gazdasági kapcsolatai egyre szorosabbá fonódtak az európai országokkal. Továbbá, a 2008-as nagy pénzügyi válság önmagában strukturális változásokat idézhetett elő: a meggyengült bankszektor miatt romlott a hagyományos transzmisszió hatékonysága, s ezért az EKB új, nemkonvencionális eszközöket alkalmazott, amelyeknek hatása eltért a konvencionális, elsősorban alapkamat-változtatáson alapuló monetáris politika hatásaitól. Ráadásul az alapkamat 2015-re az eurózónában elérte az zero alsó határt (ZLB), ami szükségessé tette a mennyiségi lazítás politikájára való áttérést, az Asset Purchase Programme elindítását.

A vizsgált időszakban megváltozott a magyar monetáris politika célja is: a 2001-ben bevezetett inflációs célkövető politika 2008-ig kiegészült egy széles sávós árfolyamrendszerrel, amit azóta elengedett az MNB, és szabadon hagyja lebegni az árfolyamot. Ez a változtatás például az eurózónából érkező reálgazdasági spillover csökkenését vetíti elő, mivel a magyar jegybanki döntések feltételezhetően kevésbé voltak képesek ellensúlyozni a spillovert, ha meg akarták tartani az árfolyamsávot a 2008 előtti időszakban. Hasonlóan, rögzített árfolyam esetén az euró-zónás pénzügyi kondíciók jóval könnyebben átgyűrűzhettek a magyar gazdaságba, mint lebegő árfolyam esetén (Stann & Grigoriadis, 2020). A nemzetközi transzmisszió

hatékonyágát potenciálisan csökkentő nemkonvencionális eszközként kiemelhető még, hogy a magyar döntéshozás a válság utáni években fokozatosan lecsökkentette a lakossági devizahitelek mennyiségét, 2015-ben pedig szinte teljesen kivezették ezeket. Ez hozzájárult a magyar monetáris politika hatékonyságához, és csökkentette az eurózónás pénzügyi környezetnek való kitettséget is (Matolcsy, 2020).

Mindezen tények ellenére azonban még egy általam ismert tanulmány sem vizsgálta az eurozónából érkező spillover hatásokat időben változó paraméterű vektor autoregresszív (TVP-VAR) modellkeretben, így a magyar gazdaság kitettségének időbeli alakulásáról kevés megbízható információ áll rendelkezésre. A dolgozatomban célja többek között, hogy ezt az űrt betöltse, és új, robusztus eredményekkel szolgáljon a kérdést illetően.

A VAR modellemben a Bernanke et al. (2005) és Potjagailo (2017) által javasoltak alapján nagyszámú idősorból kivont faktorokat is szerepeltetnek (ez az ún. Factor augmented VAR [FAVAR] modell), amely jelentősen képes bővíteni a VAR modellben felhasznált információs halmazt, csökkenti az impulzusválaszok konfidenciasávját, és jó eséllyel megoldja az irodalomban „price puzzle”-ként ismert anomáliát.¹ Ezzel a módszerrel tehát remélhetőleg még pontosabb képet kaphatunk a vizsgálni kívánt tovaryűrűző hatásokról.

A tanulmány a következő felépítést követi. A II. fejezetben bemutatom a nemzetközi monetáris transzmisszió elméleti irodalmát és a téma empirikus eredményeit. Ismertetem a rövid távú árnyékkamatláb fogalmát, és bemutatom, hogy miért használható a konvencionális és nemkonvencionális monetáris politika közös indikátoraként. A III. fejezetben ismertetem a felhasznált 90 idősor legfőbb tulajdonságait és bemutatom a dolgozatomban módszertanát. A spillover hatások vizsgálatát bilaterális FAVAR modellkeretben végzem el, és időben állandó, valamint időben változó együtthatókkal is elvégzem a modellezést. A IV. fejezetben ismertetem a modellek eredményeit és robusztusságvizsgálatot végzek. Az V. fejezetben összegzem a leírtakat és az eredmények alapján néhány lehetséges további kutatási irányt vázlok fel.

¹ A „price puzzle” az az empirikus irodalomban gyakori anomália, hogy az árak nőnek egy monetáris restrikció esetén. Általában a várakozásokat is tartalmazó változók (pl. részvényárfolyam) beépítése képes orvosolni a problémát.

2. Kapcsolódó irodalom

2.1. A monetáris politika nemzetközi transzmissziójának elmélete

A monetáris politika transzmissziós mechanizmusa nagyon széles irodalommal rendelkezik. Az irodalom zöme azonban országon belüli transzmissziókkal foglalkozik. Mivel Magyarország a nemzetközi pénzügyi és kereskedelmi rendszerbe jól integrált kis ország, ezért arra is kifejezetten igény mutatkozik, hogy az eurózónával való kölcsönhatását modellezzük.

A számunkra releváns, kis nyitott és nagy nyitott gazdaságok (most Magyarország és az eurózóna) interakcióját elméletileg megalapozó modellek közül a legelterjedtebb a Mundell-Fleming-Dornbusch (MFD) modell (részletes leírást lásd Obstfeld & Rogoff, 1996). Bár a modell következtetései számos empirikus cáfolatnak lettek kitéve, még mindig a nemzetközi gazdasági interakciókról való gondolkodás egyik legmeghatározóbb elemének számít (Rogoff, 2002). Az MFD modell szerint egy eurózónás monetáris politikai expanzió az euró leértékelődésével jár, ami az árak ragadósága miatt az euró reálárfolyamát is gyengíti. Ez a helyettesítési hatás miatt pozitívan hat az eurózóna kereskedelmi mérlegére, vagyis a magyar export várhatóan csökken, az import nő és ezáltal várhatóan csökken a magyar kibocsátás. Ugyanakkor egy ezt ellensúlyozó hatás is életbe lép: a megnövekedett eurózónás kibocsátás az eurózónába érkező import növekedésével jár, ami ellensúlyozhatja a magyar kereskedelmi mérleg csökkenését (Kim, 2001). Rögzített vagy sávosan rögzített árfolyamrendszerrel rendelkező kis országban (Magyarország 2000 és 2008 között) azonban a két ország outputjára gyakorolt hatás várhatóan megegyezik, mivel nincs helyettesítési hatás. Vagyis egy EKB expanzió esetén a magyar GDP egyértelmű növekedését várhatjuk, míg szigorítás esetén fordítva (Obstfeld & Rogoff, 1996).

Az előbb vázolt kereskedelmi csatornán kívül a másik hagyományos nemzetközi transzmissziós csatorna a kamatszármazék. A nagy nyitott gazdaság kamatsokkja többek között a nemzetközi pénzügyi piacokon, illetve a több országban egyszerre működő bankokon keresztül gyűrűzhet be a kis gazdaságba (Cetorelli & Goldberg, 2012; Potjagailo, 2017). Egy erős pénzügyi integráció és kamatspillover megléte várhatóan ahhoz vezet, hogy a két gazdaság kibocsátása jobban szinkronban mozog egymással (Devereux & Yetman, 2010).

Bluwstein & Canova (2015) a várakozási csatorna fontosságát hangsúlyozza: a nagy gazdaság monetáris politikai döntései befolyásolják az ár- és bérvárakozásokat, valamint a várható rövid távú kamatokat, amelyek aztán a hosszú távú kamatokkal kapcsolatos várakozásokba is

begyűrűznek. Utóbbi már hatással van a beruházások és a fogyasztás várható szintjére, ami a kibocsátásban is tükröződik mind a két vizsgált országban.

A hagyományos transzmissziós csatornákra új fényt vet a nemkonvencionális monetáris politikai eszközök megjelenése. A témának egyre bővülő irodalma van, részletes leírásért lásd Chen et al. (2012) és Fratzscher et al. (2016) kiváló összefoglaló tanulmányait. A transzmissziós csatornáknak számos különböző kategorizálása és megnevezése terjedt el, itt csak az elemzés szempontjából feltétlenül szükséges nemzetközi csatornákat ismertetem. Ezekről azonban fontos megjegyezni, hogy egymással szorosan összefonódva fejtik ki hatásukat, és szétválasztásuk nehéz empirikus kihívás.

A nemkonvencionális monetáris expanzió pl. mennyiségi lazításon keresztül kizorító hatást gyakorolhat egyes eszközök (elsősorban az államkötvények) piacán. Vagyis a lenyomott hozamok arra sarkallják a befektetőket, hogy más eszközökbe, pl. feltörekvő országok államkötvényeibe fektessenek, ahol magasabb kockázattal korrigált hozamot érhetnek el. Ez a feltörekvő országokban eszközár- és fogyasztói ár növekedéshez, a hosszú távú hozamok csökkenéséhez és feltételezhetően a kibocsátás növekedéséhez vezet. Ez az ún. portfólió átrendeződési hatás (portfolio rebalancing channel; Fratzscher et al., 2016). A portfólió átrendeződési hatás következménye lehet hosszú távon a feltörekvő országok árfolyamának erősödése a nagy gazdaságból kiáramló tőke hatására, amely az utóbbi évtizedben elsősorban az ázsiai országokban volt megfigyelhető (ez az ún. árfolyamcsatorna; Chen et al., 2012).

A központi bank célja lehet az is, hogy csökkentse a banki likviditás hiánya okozta hitelkockázatot, valamint az országgockázat okozta kamatprémiumot. Előbbit többek között a bankoknak nyújtott alacsony és fix kamatozású hitelekkel érheti el (pl. az ún. LTRO tenderek), az így fellendülő bankrendszer pedig képes erősíteni a transzmissziós mechanizmusokat is (banki likviditási kockázat csatorna; Fratzscher et al., 2016). Az országgockázat csökkenését pedig másodpiaci államkötvény-vásárlásokkal vagy azok ígéretével érheti el (országgockázati csatorna). Ennek példája volt az EKB Securities Market Programme-ja (SMP), amellyel másodpiaci kötvényvásárlásokkal szignifikánsan tudta csökkenteni az eurózóna országgockázatait (Eser & Schwaab, 2012). A pénzügyi kockázatok csökkenése rövid távon növelheti ugyan az országba áramló tőke mennyiségét, azonban hosszabb távon (és az eurózóna esetében) a portfólió átrendeződés miatt a feltörekvő országokban fejthet ki eszközárnövelő hatást (Chen et al., 2012).

2.2. Empirikus eredmények

A fenti elméletekből kiolvasható, hogy a monetáris politika hatásának előjele több kérdésben sem egyértelmű, és függ a gazdaságok aktuális pénzügyi helyzetétől, árfolyamrendszerétől és gazdasági struktúrájától. Éppen ezért a nemzetközi transzmisszióknak egyre bővülő empirikus irodalma van, amelyek egyes országok esetén próbálják számszerűsíteni az eurózónából (vagy az Egyesült Államokból) érkező spillover hatásokat.

Többféle ökonometriai módszerrel is megközelíthető a spillover hatások kérdése. Az irodalom egy része (pl. Falagiarda et al.; 2015, Korus, 2019) eseményelemzés (event study) módszertant használ, ami az egyes nemkonvencionális eszközök bejelentésének közvetlen hatásait vizsgálja. Falagiarda et al. (2015) szerint például az SMP bejelentése szignifikáns spillover hatással volt a kelet-közép-európai országokra, elsősorban a portfólió átrendeződési és a szignálózási hatáson² keresztül. Az irodalom nagyobb része strukturális VAR modelleket becsül. Az ilyen irányú tanulmányok két részre oszthatóak. Egy részük Globális VAR modelleket (például Horváth & Voslárová, 2017; Hájek & Horváth, 2018) használ, másik részük bilaterális kapcsolatokat modellez, és az eurózónát exogénnek tekinti a kis országra nézve (pl. Benkovskis et al., 2011; Kucharčuková et al., 2016; Potjagailo, 2017). Megfigyelésem szerint implikációk tekintetében nincs beazonosítható eltérés a két modellkeret között. Az időben változó együttthatójú modellezéshez azonban utóbbi típusú VAR modellek könnyebben használhatóak.

A bilaterális VAR modellen alapuló kutatások kezdete Canova (2005) cikkéhez köthető, aki az Egyesült Államok és Latin-Amerika kapcsolatát vizsgálta és szignifikáns tovagyrűző hatásokat talált, amelyek megmagyarázzák a latin-amerikai országok üzleti ciklusait. Az Egyesült Államokból érkező spillover hatások erősebbek a rögzített árfolyamú országok esetében, mint a lebegő árfolyamúaknál.

Az eurózónából érkező spillovereket dokumentáló tanulmányok zöme több kelet-közép-európai országot vizsgál egyszerre. A tanulmányok általánosságban egy irányba mutatnak: egy eurózónás monetáris lazítás pozitív hatással van a kelet-közép-európai országok kibocsátására és árszintjére, azonban ezek a hatások heterogének, és az árszintet érintő spilloverek rendszerint gyengébbek (többek között Feldkircher, 2015; Kucharčuková et al., 2016; Horváth &

² A szignálózási csatorna a nemkonvencionális eszközök egyik transzmissziós csatornája. Lényege, hogy a jegybanki döntések hatással vannak a várakozásokra. Ha a jegybank hihető iránymutatást tud adni (szignált tud küldeni) például arról, hogy alacsonyan fogja tartani az alapkamatot vagy a jövőben mennyiségi lazításra készül, az önmagában csökkentheti a hosszú távú kamatokat a várakozások által (Egertsson & Woodford, 2002).

Voslářová, 2017; Potjagailo, 2017; Benecká et al., 2020; Hájek & Horváth, 2018; Feldkircher et al., 2020).

A témában a közelmúltban született tanulmányok legérdekesebb kérdése, hogy hogyan ragadják meg a monetáris politikát a 0 körüli alapkamatok és az alacsony inflációs környezet időszakában. Különösen érdekes Kucharčuková et al. (2016) tanulmánya, akik különböző pénzügyi mutatókból (pl. kamatok, pénzmennyiség, EKB mérlegadatok) hoznak létre egy-egy, a konvencionális és a nemkonvencionális monetáris politikát reprezentáló indikátort. Azt találják, hogy a konvencionális és nemkonvencionális szigorítások hasonló spillover hatással vannak a kibocsátásra (negatív és lassú). Azonban a nemkonvencionális eszközök nincsenek hatással az árszintre, kivéve Magyarországon, illetve magában az eurózónában (negatív hatással), ami a várakozási csatorna meglétét sugallja ezekben az országokban, amit Hájek & Horváth (2018) is megerősít. Hasonlóan Benkovskis et al. (2011) is azt állítja, hogy Csehország, Lengyelország és Magyarország közül utóbbiban a legnagyobb az eurózónából érkező spillover hatás. Visszatérve Kucharčuková et al. (2016) - hoz, az árfolyamcsatorna is más a két szigorítás esetében: a konvencionálisnál rövid távon a forint gyengült, míg a nemkonvencionálisnál erősödött a modellükben. Azonban Kucharčuková et al. (2016) és Feldkircher et al. (2017) is azt találják, hogy a nemzetközi transzmisszióban az árfolyamcsatornánál fontosabb szerepet játszik a kamat- és eszközárscatorna.

A Zero Lower Bound kezelésének másik elterjedt módja a rövid árnyékkamatláb használata (többek között Horváth & Voslářová, 2017; Hájek & Horváth, 2018), amelyet a következő alfejezetben mutatok be. Potjagailo (2017) azt találja, hogy a rövid árnyékkamatláb használata 2013-ig tartó mintájában nem változtat az EKB irányadó kamatlábjával kapott eredményeken. Hájek & Horváth (2018) azonban kisebb, de hasonló irányú spillover hatásokat talál az árnyékkamatláb használatakor. Ezek a tanulmányok ugyanakkor még nem tartalmazzák a mennyiségi lazítás legerősebb, 2015-től kezdődő időszakát, amikor az árnyékkamatláb használata igazán fontos lehet.

Külön említést érdemel Potjagailo (2017) tanulmánya, aki úgy próbálja meg az időben változó transzmissziós mechanizmusokat szemléltetni, hogy két részmintára osztja a mintáját, és 1999-2006, majd 2007-2013 között is becsül egy-egy FAVAR modellt. Az ipari termelés mindkét időszakban pozitívan reagál egy EKB kamatcsökkentésre, míg az árak, a magyar rövid távú kamat, és a részvénytőzsi volatilitás mindkét időszakban csökkennek. Némileg ellentmond az elméletnek, hogy a rögzített árfolyam idején talált spillover hatások jellemzően kisebbek voltak, mint a lebegő árfolyam esetén. A reáleffektív árfolyam reakciója előjelet vált, 2006 előtt a

rögzített árfolyamsáv időszakában leértékelődés, míg 2007 után erősödés következett be egy EKB kamatvágás hatására.

2.3. Rövid árnyékkamatláb, mint monetáris politikai indikátor

Ahogy az előző alfejezetben említettem, az elmúlt évtizedet magukban foglaló monetáris politikai modellek egyik legnagyobb kihívása, hogy hogyan ragadják meg a nemkonvencionális eszközöket. A Zero Lower Bound (ZLB) és a mennyiségi lazítás korában magától értetődik, hogy egy évekig állandó 0 körüli alapkamatszint nem tükrözheti jól a monetáris politikai tevékenységet. A szakirodalom egyre népszerűbb megoldása a kérdésre a rövid távú árnyékkamatláb.³ A rövid távú árnyékkamatláb becslése a hozamgörbéből⁴ történik. Ez azért hasznos, mivel a nemkonvencionális eszközök egy része (pl. az eszközvásárlási programok vagy a monetáris politikai kommunikáció) kifejezetten azt célozza, hogy a hosszú távú hozamokat lejjebb nyomja. Ezeket a hozamgörbe hosszú lejáratú végén bekövetkező változásokat pedig a rövid árnyékkamatláb képes integrálni. Ugyanakkor ez az árnyékkamatláb használatának az egyik hátránya is: a nemkonvencionális eszközök közül csak azokat képes megragadni, amelyek tükröződnek a hozamgörbében.

A Zero Lower Bound fogalmát Black (1995) vezette be, aki a pénzre opcióként tekintett: ha a kamatok elérik a 0 szintet, többé nem éri meg kölcsönadni pénzt, mivel fennáll az az opció, hogy inkább magunknál tartjuk. Szemléletesen fogalmazva: ha lehetségesnek tartanánk, hogy a kamat 0 alá esik, akkor az aktuális kamatszintet korrigálni kellene egy opciós díjjal is: hiszen pozitív valószínűséggel rosszul fogunk járni a betéttartással. Az árnyékkamatláb számítása ennek a hatásnak a számszerűsítésén alapszik. Ha a kamatszint 0 felett van, akkor ez az opciós hatás meglehetősen kicsi: vagyis a ZLB időszaka előtt az árnyékkamatláb közelítőleg megegyezik az egynapos kamattal és az irányadó jegybanki kamattal. Egy olvasmányos nem-technikai összefoglalóért lásd McCoy & Clemens (2017) cikkét.

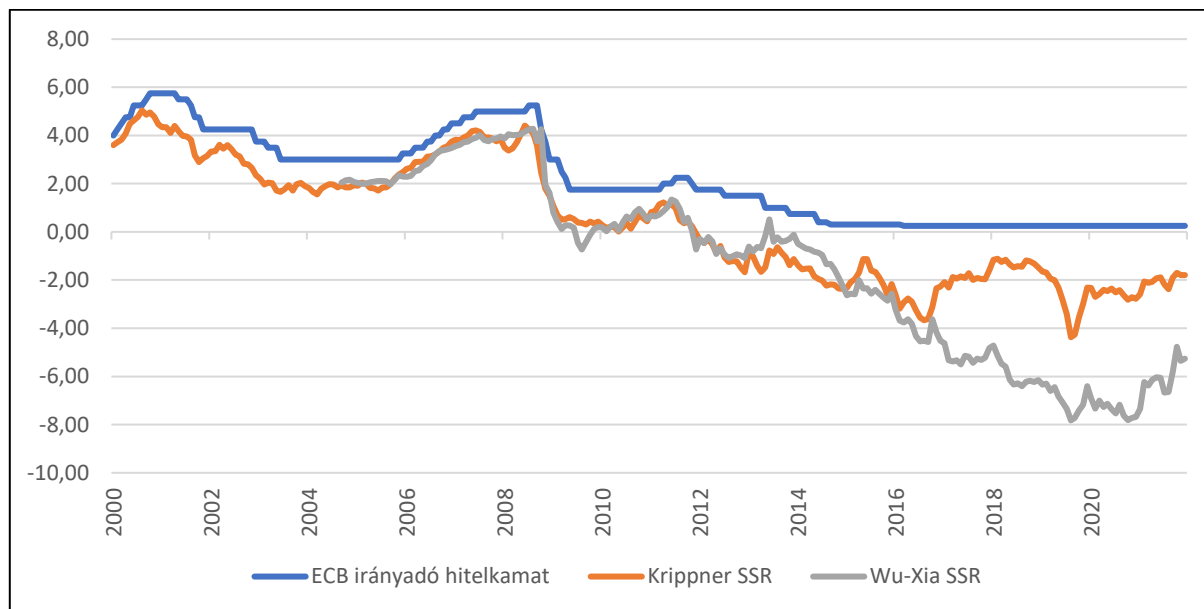
Több módszer is született az irodalomban az árnyékkamatláb kiszámítására, a legelterjedtebbek Krippner (2013) kétfaktoros és Wu & Xia (2016) háromfaktoros modellje. A két árnyékkamatláb eltérő alakulást mutat, elsősorban a 2015 utáni időszakban (lásd 1. ábra). Számos tanulmány bizonyította, hogy az árnyékkamatláb jól teljesít a ZLB alatti monetáris politika makrogazdasági hatásainak modellezésében (Damjanović & Masten, 2016). Azonban

³ Az „árnyék” előtag arra utal, hogy ez a fogalom nem megfigyelhető a valóságban, csupán egy elméleti konstrukció.

⁴ Krippner (2013) és Wu & Xia (2016) az OIS on EONIA hozamgörbét használja ehhez.

Krippner (2017) szerint az általa számolt árnyékkamatláb jobban együtt mozog a nemkonvencionális monetáris politikával, ezért ezt az idősort preferálom. Azonban a Wu-Xia-féle árnyékkamatlábát arra használom, hogy robusztusságvizsgálatot végezzek azon a perióduson (2004-től kezdve), amikor az is elérhető.

1. ábra: Az EKB irányadó hitelkamatlába és két különböző árnyékkamatláb számítás



Forrás: Eurostat, Krippner (2013) és Wu & Xia (2016) alapján saját szerkesztés.

A rövidtávú árnyékkamatláb tehát lehetővé teszi, hogy hosszabb időszakon át, egy modellben vizsgáljuk a ZLB előtti és a ZLB alatti időszak monetáris politikáját. Ha a transzmisszió strukturális változásaira vagyunk kíváncsiak, akkor pontosan erre van szükségünk, ezért a rövid árnyékkamatláb használata az időben változó paraméterezésű modellben modellben dolgozva is ideális választás.

3. Módszertan

A következőkben bemutatom a felhasznált idősorokat és a blokk-exogenitáson alapuló, kis és nagy gazdaságok interakcióját feltételező VAR modell megbecslésének lépéseit. Először a Bernanke et al. (2005) által használt módszertan alapján a 48 eurózónás (a jelenlegi 19 eurózónás ország aggregált adatait tartalmazó) változót két főkomponenssé sűríttem össze. Ezután a 39 magyarországi változóból hozok létre két, az eurózónás faktorokra és az eurózónás árnyékkamatlábakra merőleges főkomponenst Charnavoki & Dolado (2014) és Potjagailo (2017) alapján. Az így kapott 4 faktort az eurózónás árnyékkamatlábbal, az export/import aránnyal, a 3 hónapos BUBOR fixinggel és az EURHUF árfolyammal együtt egy standard, majd egy

időben változó paraméterű FAVAR modellben szerepeltetem, majd Cholesky-identifikációval identifikálom az eurózóna monetáris politikai sokkjait. A modellek becslését bayesi módszerrel végzem.

3.1. A FAVAR modell

Sims (1992) cikke óta széles irodalma van a monetáris politikai sokkok identifikációjának VAR modellkeretben. Bár a standard VAR modellek egyszerűségük ellenére is fontos strukturális jelenségeket képesek feltárni, számos kritika született az irodalomban velük szemben. Egyrészt, a szabadságfokok számának megőrzése miatt kevés változót képesek felhasználni. Ez a kevés, általában 6-8 változó minden bizonnyal nem fedi le azt az információs halmazt, amit a központi bankok és a gazdaság szereplői figyelembe vesznek döntéseikkor (Bernanke et al., 2005). Másrészt, az eredmények értelmezésénél is nehézségbe ütközhetünk: nem biztos, hogy tudunk találni egy olyan változót, amelyik képes azt az elméleti konstrukciót reprezentálni, amit használni kívánunk, például: a „gazdasági aktivitás” változása nem azonosítható a szokásosan használt ipari termelés volumenindexével (Bernanke et al., 2005). Ezen problémák orvoslására dolgozta ki Bernanke et al. (2005) a FAVAR modellkeretet. Nagyszámú idősorra VAR modellt illesztve beleütköznénk a szabadságfok problémába és bizonytalan eredményű becslésekhez jutnánk. A FAVAR modell lényege, hogy nagyszámú idősorból olyan faktorokat von ki, amelyek képesek megmagyarázni a teljes adathalmaz varianciájának nagy részét, ezután pedig ezeket a faktorokat szerepelteti egy VAR modellben. Ezzel lehetővé válik nagyon sok változó információtartalmának beépítése a modellbe, amelynek hozadéka a modell megbecsülhetőségének garanciáján túl az impulzusválasz-függvények konfidencia sávjának csökkenése, és jó eséllyel a „price puzzle” jelenség kiküszöbölése. Természetesen azonban „nincs ingyen ebéd”: a FAVAR modellek hátránya, hogy a faktorok olykor nehezen értelmezhetőek, illetve a faktorokból az eredeti változókra visszaszámolt impulzusválasz-függvények sem teljes értékűek. Mivel jelen tanulmány célja az eurózónából hazánkba begyűrűző hatások identifikálása, ezért némileg módosítani szükséges Bernanke et al. (2005) eredeti FAVAR modelljét. Ehhez Boivin & Giannoni (2009), Benkovskis et al. (2011) és Potjagailo (2017) tanulmányait veszem alapul.

Mivel két geopolitikai entitásunk szerepel a modellben, érdemes két blokkba különválasztani a modellben szerepeltetni kívánt változókat. Az egyik blokkban az eurózóna változói és néhány világszintű változó szerepelnek, összesen 48 darab. A második blokkban a 39 magyar változót szerepeltetem, amelyekre mind az eurózónás, mind a hazai változók hatással lehetnek.

Alkalmazom a Canova (2005) által is használt blokk-exogenitást, ami azt a feltételezést építi be a modellbe, hogy a magyar gazdaság kis gazdaság az eurózóna viszonylatában (Magyarország GDP-je az eurózóna GDP-jének kb. 1,2%-a), vagyis a magyar változókban bekövetkező változások nincsenek hatással az európai makrováltozókra.⁵ Ez a feltétel némileg csökkent a megbecslendő paraméterek számát, ami elsősorban a nagy számításigényű időben változó paraméterezésű modellnél lesz hasznos. Másrészt pedig abban megváltoztatom Boivin & Giannoni (2009), Benkovskis et al. (2011) és Potjagailo (2017) módszertanát, hogy a kis gazdaság (jelen esetben Magyarország) esetében a 39 változóból kivont faktorokon kívül három „megfigyelt” változót⁶ külön is szerepeltetek, azaz az alábbi egyenletben az Y_t^{HU} nem üres. Ennek a megoldásnak Bernanke et al. (2005) alapján nincs ökonometria akadály. Azonban mivel ezzel növeljük a modellben szerepeltetett változóink számát, csökkentenünk kell a nagy adathalmazból kivont faktorok számát, hogy ne ütközzünk szabadságfok-problémába.⁷

Ezekkel a módosításokkal a két blokkból álló FAVAR modell redukált formája:

$$\begin{bmatrix} Z_t^{EA} \\ Z_t^{HU} \end{bmatrix} = \mu + \sum_{l=1}^p \begin{bmatrix} \Phi_{1,1} & \mathbf{0} \\ \Phi_{2,1} & \Phi_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-l}^{EA} \\ Z_{t-l}^{HU} \end{bmatrix} + \epsilon_t,$$

ahol $Z_t^{EA} = [F_t^{EA} \ R_t^{EA}]$ és $Z_t^{HU} = [F_t^{HU} \ Y_t^{HU}]$, valamint R_t^{EA} az európai rövid árnyékkamatláb, Y_t^{HU} a magyar megfigyelhető, faktorokba be nem vont változók listája, F_t^{EA} és F_t^{HU} az eurózónás és a magyar idősorokból kivont faktorok listája, $\Phi_{1,1}$, $\Phi_{2,1}$ és $\Phi_{2,2}$ megfelelő méretű koeficiensmátrixok, amelyek a vektorokkal összhangban particionálják a teljes koeficiensmátrixot, μ a tengelymetszet, ϵ_t , pedig egy időben független, normális eloszlású hibatag. A FAVAR modell megbecsléséhez a Bernanke et al. (2005) által javasolt kétlépéses becslési módszert használok: először főkomponenselemzés segítségével⁸ megbecsülöm az európai és magyar változók dinamikáját irányító faktorokat, majd utána ezeket szerepeltetem a VAR modellben.

⁵ A feltétel validitásának tesztjeként blokk-exogenitás nélkül is megbecsültem a standard VAR modellt. A lehetséges 5x3 impulzusválasz-függvény közül mindössze 1 produkált 68%-os konfidenciasáv mellett a 0-tól némileg különböző eredményt, így a feltételt plauzibilisnak tartom.

⁶ Export/import arány, BUBOR és EURHUF árfolyam.

⁷ Mivel jelen tanulmány célja néhány transzmissziós csatorna impulzusválasz-függvényének pontos identifikálása, az általam alkalmazott megoldással ehhez közelebb kerülünk, mintha a faktorokból számolnánk vissza ezen csatornák nem teljes értékű impulzusválaszait. Ismét hangsúlyozni kell ugyanakkor, hogy ez a megoldás azzal jár, hogy a szerepeltetett faktorok (relatív alacsonyabb számuk miatt) a teljes adathalmaz nagyobb részét hagyják megmagyarázatlanul, mint az említett tanulmányokban.

⁸ Stock & Watson (2002) alapján a főkomponenselemzés sok változó esetén konzisztensen becsli a teljes adathalmaz dinamikáját irányító $[F_t^{HU} \ Y_t^{HU}]$ faktorok által kifeszített alteret.

3.2. Adatok és főkomponenselemzés

A FAVAR modellhez 48 eurózónás és 39 magyarországi változóból hoztam létre a faktorokat. Az adatok havi frekvenciájúak, 2000. január és 2019. december között. Ahol lehetőség volt rá (pl. napi frekvenciájú adatoknál), a változó adott hónap végi értékét használtam. Az idősor kezdetét néhány magyar adat online elérhetősége limitálta, az idősor végét pedig azért választottam 2019-re, hogy a koronavírus járvány okozta volatilisabb és strukturálisan különböző időszak modellezését elkerüljem. A változók listája megtalálható a Mellékletben. Amelyik változónál szükséges volt, az irodalomban elterjedt X-13ARIMA módszerrel szezonális kiigazítást végeztem. A főkomponenselemzéshez szükség van a változók stacionerre alakítására, így összességében eggyel csökkent az időszakjaim száma. Az elvégzett transzformációkat szintén a Melléklet tartalmazza. Ezt követően standardizáltam az adatokat. A két blokkból kivont főkomponensek tulajdonságait az 1. és a 2. táblázat mutatja. A főkomponensek közül 2-2 komponenst hagytam meg. Ezek az adathalmaz 28,5, illetve 33,6%-át képesek megmagyarázni. Bár ez az arány mindkét esetben relatíve alacsony, több főkomponens megtartása az előző alfejezetben említett okokból és a TVP-VAR modell sok paramétere miatt nem lett volna célravezető. Ellenben még így is lényegesen több információt tudunk szerepeltetni a gazdaság állapotáról, mintha nem használnánk FAVAR modellkeretet.

A főkomponenselemzésekhez felhasznált változókon kívül használtam a modellben a BUBOR 3 hónapos fixinget, az EURHUF árfolyamot (logdifferenciálva), és az eurózónával kereskedett export/import arány logaritmusát. Az EURHUF árfolyam szerepeltetése magától értetődő, az export/import arány szerepeltetését pedig Canóvára (2005) építettem. A BUBOR használata szerencsésebb a magyar jegybanki kamat használatánál. Egyrészt a BUBOR folytonos idősor, másrészt pedig a jegybanki döntéseken túl a pénzügyi szektor helyzetéről is hordoz információt, ezért a kamatcsatorna detektálására alkalmasabb.

1. táblázat: A magyar adathalmaz főkomponensei

	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5
Szórás	2.4642	2.2501	1.7222	1.4786	1.4196
Megmagyarázott variancia (%)	0.1557	0.1298	0.0760	0.0560	0.0516
Kumulált variancia(%)	0.1557	0.2855	0.3615	0.4176	0.4693

***Megjegyzés:** A félkövérrel kiemelt két komponenst használtam fel a modellben. Forrás: saját számítás.*

2. táblázat: Az eurózónás adathalmaz főkomponensei

	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5
Szórás	3.2060	2.4187	1.9189	1.6948	1.5588
Megmagyarázott variancia (%)	0.2141	0.1219	0.0767	0.0598	0.0506
Kumulált variancia (%)	0.2141	0.3360	0.4127	0.4725	0.5232

Megjegyzés: A félkövérrel kiemelt két komponenst használtam fel a modellben. Forrás: saját számítás.

3.3. A monetáris politikai sokkok identifikálása

Követve a témával foglalkozó irodalom jelentős részét, a monetáris politikai sokkokat Cholesky-identifikációval identifikálok. Az így kapott ún. strukturális VAR modellek alapja, hogy egy olyan $\mathbf{P}$ mátrixot keresünk, amellyel a $\mathbf{P}\epsilon_t = v_t$ hibatag kovarianciamátrixa az identitásmátrix lesz (Ghysels & Marcellino, 2018). Az így kapott modell a következő alakot ölti, amelyet a VAR strukturális formájának nevezünk:

$$\mathbf{P}\Phi(L)y_t = v_t,$$

ahol $\Phi(L)$ a késleltetésoperátor. Mivel v_t kovarianciamátrixa egy diagonális mátrix, az egyes változók sokkjai már ténylegesen a többi változó sokkjától egyértelműen megkülönböztethető (strukturális) sokként értelmezhetők. Cholesky-identifikációról akkor beszélünk, amikor a $\mathbf{P}$ mátrixot úgy választjuk meg, hogy alsó-háromszög alakú legyen. Ekkor azonban az impulzusválasz-függvények függenek a sorrendtől: a $\mathbf{P}$ mátrix alsó-háromszög konstrukciójából következően minden változó sokkja képes azonos időszakban hatást gyakorolni a sorrendben őt követő változókra. Bizonyos változók „lassan mozgóak” (pl. árak vagy GDP), ezek feltételezés szerint nem képesek azonos időszakban reagálni a többi változó sokkjára. A „lassan mozgó” változókat ezért előbb kell szerepeltetni a modellben, mint a „gyorsan mozgó” változókat (pl. árfolyamok, várakozások), hogy az identifikáció tükrözze, hogy a gyorsan mozgó változók már azonos időszakban képesek reagálni a sokkokra.

A tanulmányban használt modellben a következő rendezést követem:

$$y_t = [F_t^{EA1} \ F_t^{EA2} \ EXPIMP_t \ F_t^{HU1} \ F_t^{HU2} \ SSR_{EUR_t} \ BUBOR_t \ EURHUF_t]'$$

Ahhoz, hogy jól identifikált monetáris politikai sokkokat kapjunk, szükség van a főkomponenselemzésből kapott faktorok elforgatására (Bernanke et al., 2005). Az eurózónás faktorokat egy gyorsan mozgó és lassan mozgó változókat is tartalmazó adathalmazból vontuk ki. Mivel a gyorsan mozgó változók feltételezés szerint korrelálhatnak az azonos időszaki

árnyékkamatláb értékével, ha az őket tartalmazó faktorokat az árnyékkamatláb elé raknánk a sorrendben, akkor félrespecifikálnánk a monetáris politikai sokkokat. Erre Bernanke et al. (2005) azt a megoldást javasolja, hogy vonjuk ki az eurózónás faktorokból a kamatláb hatását. A kezdetben kivont faktorokat ($F_t^{EA(0)}$) regresszáljuk a lassan mozgó változókból⁹ kivont két faktorra és a kamatlábra:

$$F_t^{EA(0)} = \beta F_t^{EA,slow} + \gamma R_t + \mu_t.$$

Ekkor, ha képezzük a

$$F_t^{EA} = F_t^{EA(0)} - \gamma R_t = \beta F_t^{EA,slow} + \mu_t$$

változót, akkor ez már feltételezés szerint korrelálatlan lesz az árnyékkamatlábbal, mivel mind a lassan mozgó változókból kivont faktorok, mind a hibatag korrelálatlan vele. Ezt a rotációt mindkét faktorra elvégezve, olyan faktorokat kapunk, amelyek már behelyezhetők az árnyékkamatláb elé.

A magyar faktorokon is módosítást kell végeznünk. Erre két okból van szükség. Boivin & Giannoni (2009), Charnavoki & Dolado (2014) és Potjagailót (2017) követve egyrészt azt feltételezzük, hogy az eurózónás változókból kivont faktorok a magyar információs halmaznak (X_t^{HU}) is faktorai. Így akkor járunk el a leghatékonyabban a faktorok kivonásakor, ha a magyar változókból kivont faktorok csak azt az információt tartalmazzák az együttes dinamikáról, amit az eurózónás faktorok nem. Másrészt azért is szükség van az árnyékkamatlábra történő rotációra, hogy a magyar faktorokat sorrendben az árnyékkamatláb elé helyezhessük, ahogy azt az eurózónás változónál megmagyaráztuk. Charnavoki & Dolado (2014) alapján a következő iterációs lépéseket sokszor alkalmazva (konvergálva) érjük el a magyar faktorok „megtisztítását”:

1. Regresszáljuk, a kezdeti magyar adathalmazt ($X_t^{HU(0)} - t$) a belőle becsült faktorokra valamint az eurózóna faktoraira és az árnyékkamatlábba.
2. Vonjuk ki az eurózóna faktorainak és az árnyékkamatlábba a becsült hatását a kezdeti magyar adathalmazból. Az így kapott adathalmaz $X_t^{HU(1)}$.

⁹ A Melléklet tartalmazza az egyes változók gyorsan és lassan mozgó csoportokba való kategorizálását.

3. Becsüljük $X_t^{HU(1)}$ -ből ismét két faktort. Ismételjük meg az 1. lépést $X_t^{HU(1)}$ -val, és így tovább.¹⁰

Az így kapott elforgatott faktorok eredeti változókkal való korrelációját a Melléklet tartalmazza. Az első magyar főkomponens nagyon erős korrelációt mutat az ipari termelés volumenindexeivel, és erősen negatívan korrelál például a munkanélküliségi várakozásokkal. Ezért az első főkomponenst értelmezhetjük a „gazdasági aktivitást” reprezentáló változóként. Hasonlóan a második főkomponens erősen korrelál a termelői árindexszel és a gazdaságban forgó pénzmennyiséggel, ezért úgy tűnik ez a főkomponens az „árak” dinamikáját jól megragadhatja. Ezeket az értelmezéseket és az impulzusválaszokat azonban mindenképpen fenntartásokkal kell kezelni, hiszen, mint látható, több más változó is hozzájárul a faktorok alakulásához. Az európai faktorok értelmezése már kevésbé egyértelmű, azonban mivel a magyar gazdaság dinamikája az elemzés fókuszpontja, ettől el is tekinthetünk. Szerepük azonban továbbra is fontos a FAVAR modellben, hisz jelentős hatással lehetnek a magyar változók dinamikájára.

Miután kivontuk a megfelelő faktorokat és előkészítettük a monetáris politikai sokkok identifikációját, a FAVAR modell becslése analóg a standard VAR modell becslésével.

3.4. Az időben változó paraméterű VAR modell

Dolgozatomban a standard VAR modellen túl időben változó paraméterű VAR modellel is megpróbálom feltérképezni a változók közötti dinamikákat. Egy olyan, a rendszerváltás óta dinamikus változó országban, amely a vizsgált időszak alatt folyamatosan integrálódott az Európai Unióba, a EKB monetáris politikai döntéseire adott impulzusválaszokról joggal feltételezhetjük, hogy időben nem voltak állandóak, ahogy azt már az I. fejezetben kifejtettem. Az időben változó paraméterű (TVP) VAR modell lehetővé teszi a transzmissziós csatornák változásának modellezését, és azt is biztosítja, hogy ezek a változások fokozatossággal menjenek végbe. Az TVP-VAR alapegyenlete Chan (2017) jelöléseivel a következő:

$$y_t = a_t + A_{1,t}y_{t-1} + A_{2,t}y_{t-2} + \dots + A_{p,t}y_{t-p} + \epsilon_t,$$

ahol $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma)$, azaz nem engedjük meg a sztochasztikus volatilitást.¹¹

¹⁰ A lépéseket 20-szor, majd még 20-szor megismételve már nem kaptam észrevehető változást a főkomponensekben, vagyis a változók bekonvergáltak a határértékükbe.

¹¹ Bár a Primiceri (2005) és Cogley & Sargent (2005) cikkei óta népszerű sztochasztikus volatilitás használata elterjedt a hasonló témával foglalkozó irodalmakban (pl. Kubinski & Barnea, 2016) több okból sem ezt használom. Egyrészt, mivel relatíve sok változót használok a TVP-VAR modellben, a sztochasztikus volatilitás

Bevezetve a $\mathbf{X}_t = \mathbf{I}_n \otimes [1 \ y'_{t-1} \ \cdots \ y'_{t-p}]$ és $\boldsymbol{\beta}_t = \text{vec}([a_t \ \mathbf{A}_{1,t} \ \cdots \ \mathbf{A}_{p,t}]')$ jelöléseket (ahol a $\text{vec}(\cdot)$ a vektorizálás operátor), az egyenletrendszer a standard VAR modellhez hasonló alakra hozható:

$$y_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}_t + \epsilon_t,$$

ahol az irodalomban szinte kivétel nélkül alkalmazott feltételezés szerint $\boldsymbol{\beta}_t$ véletlen bolyongást követ $u_t \sim \mathcal{N}(0, \mathbf{Q})$ hibataggal, ahol $\mathbf{Q}$ egy diagonális mátrix. Azaz:

$$\boldsymbol{\beta}_t = \boldsymbol{\beta}_{t-1} + u_t.$$

3.5. Bayesi modellbecslés

A bayesi módszerek egyre növekvő népszerűségnek örvendenek az ökonometria területén. Különösen hasznos a bayesi megközelítés két esetben: amikor megbízható prior információt szeretnénk beépíteni a modellünkbe, valamint akkor, amikor egy sok paraméterrel rendelkező modellben (pl. a TVP-FAVAR modellben) a frekventista módszerek (pl. a likelihood-maximalizás) megvalósítása az alacsony szabadságfok miatt problémássá válik.

A VAR modellek megbecslésére a Dieppe et al. (2016) által kifejlesztett Matlab toolboxot, a BEAR-t (The Bayesian Estimation, Analysis and Regression) Toolboxot használom.

A standard FAVAR modellben a legelterjedtebb, Litterman (1986)-os cikkén alapuló Minnesota prior-parametrizációt használom.¹² A Minnesota prior-parametrizáció az egyik legjobban használható, legelterjedtebb parametrizációnak számít. Ezt Litterman eredetileg az USA makrogazdasági adatainak stilizált tényei alapján alkotta meg, azt látva, hogy a makrogazdasági adatsorok jól leírhatók véletlen bolyongással. A Minnesota-priorok azonban stationer adatsorokra is jól alkalmazhatók (Lütkepohl, 2005).

Litterman javaslata alapján, amennyiben azt gondoljuk, hogy egy változónk megközelítőleg stationer, azaz a változó $t + 1$ -edik időszakbeli értéke nem függ a t -edik időszakbeli értékétől, válasszuk az első késleltetés együtthatójának prior várható értékének 0-t. Ha azt gondoljuk, hogy egy változónk megközelítőleg véletlen bolyongás, válasszuk az első lag együtthatójának priorjára 1-et vagy egy 1-hez közeli számot. Egyébként legyen az összes többi késleltetés és

bevezetése szignifikánsan növelné a becsülni kívánt paraméterek számát. Másrészt, ahogy arra Darvas (2013) is rámutat, a sztochasztikus volatilitás nélküli módszer Magyarország esetében nagy valószínűséggel hasonló eredményekhez vezet. Ezt látszik alátámasztani, hogy a modell egyenleteinek megbecslésével kapott reziduumok nem tűnnek heteroszkedasztikusnak (lásd az Eredmények fejezetet).

¹² Robusztusságvizsgálatként kísérleteztem más priorok használatával is, ezek nem hoztak szignifikánsan eltérő eredményeket.

kereszt-késleltetés együtthatójának prior várható értéke 0, tekintve, hogy sem a stacionaritás esetén, sem a véletlen bolyongás esetén nem függ a változónk a múlt időszaknál korábbi késleltetettjeitől, és a többi változó késleltetettjeitől sem (Dieppe et al., 2016). A regressziós együtthatók prior varianciáját tekintve, minél távolabbi késleltetés együtthatóját nézzük, a gyakorlatban annál biztosabbak lehetünk benne, hogy az 0. Ezért olyan priort célszerű alkalmaznunk, ami összehúzza prior varianciát a késleltetés növekedésével. Litterman javaslata az együtthatók prior varianciáira:

$$V_{i,j,l} = \begin{cases} (\lambda_1/l^{\lambda_3})^2, & \text{ha } i = j \\ ((\sigma_i)^2/(\sigma_j)^2)(\lambda_1\lambda_2/l^{\lambda_3})^2, & \text{ha } i \neq j \end{cases}$$

– ahol σ_i és σ_j általában az i-edik, illetve j-edik változók AR(1) modellezésének reziduális szórása, l pedig a késleltetések száma. A hiperparamétereknek az irodalomban sztenderd $\lambda_1 = 0,1, \lambda_2 = 0,5, \lambda_3 = 1$ értékeket választottam. A TVP-VAR modell priorjainak a Dieppe et al. (2016) és Chan & Jeliazkov (2009) által használt priorokat használtam.

A modellbecslés előkészítésének utolsó lépése a késleltetésszám megválasztása.¹³ Mivel nagy késleltetésszám mellett is autokorrelált néhány változó reziduumának idősora¹⁴, ezért a hasonló jelenséget modellező irodalom nagy részével (pl. Benkovskis et al., 2011; Darvas, 2013; Halova & Horváth, 2015) összhangban 1 negyedévnek megfelelő, 3 hónapnyi késleltetést választok. A TVP-FAVAR modellben is 3 késleltetést alkalmazok, mivel ez jelentősen csökkentette a reziduumok autokorreláltságát. Azonban mind a két modell esetében elmondható, hogy a késleltetésszám változtatása nem jelent szemmel látható változást az impulzusválaszfüggvények alakján. A modell megbecsléséhez 2000 burn-in után további 2000 húzást használok a Gibbs Sampler algoritmushoz.

4. Eredmények

4.1. A FAVAR modell eredményei

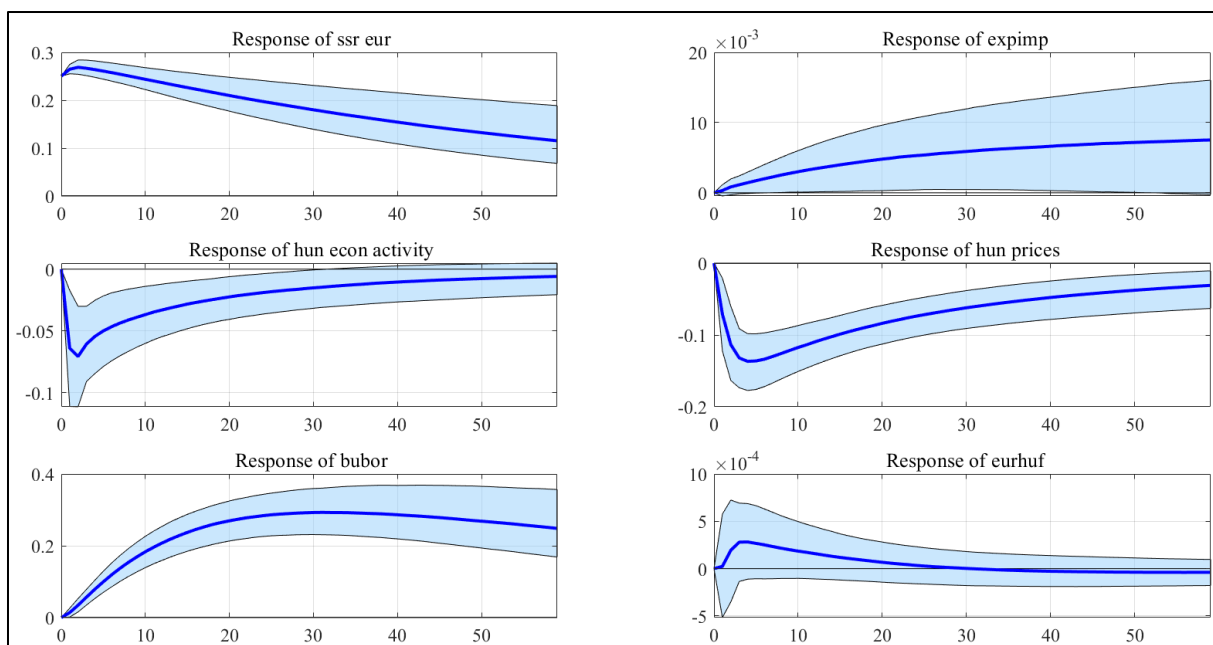
Az eredményeim bemutatását az időben állandó paraméterű FAVAR modellel kezdem (lásd 2. ábra). A modell eredményei összhangban vannak az irodalommal: egy eurózónás monetáris szigorítás szignifikáns negatív hatással van mind a magyar gazdasági aktivitásra, mind a magyar árakra. A forint árfolyam nem szignifikánsan ugyan, de gyengülést mutat, ami

¹³ A megfelelő késleltetésszám kiválasztását az Akaike információs kiritérium általánosításának mondható Deviance Information Criterion (DIC) alapján szokás elvégezni. Ez alapján azonban a standard VAR modellben nem kaptam robusztus megoldást, a DIC mutatók folyamatosan csökkennek a késleltetésszám növekedésével.

¹⁴ A becslés egyenletenkénti medián reziduumainak idősora szintén megtalálható a Mellékletben.

összhangban van az export/import arány növekedésével. Az eurózónás szigorítás összességében tehát pozitív hatást gyakorol a magyar kereskedelmi mérlegre. Az MFD modellkeretben gondolkozva az magyar output csökkenése azonban arra utal, hogy a jövedelmi hatás dominálja a helyettesítési hatást: az eurózónába irányuló export csökkenése okozhatja az output csökkenését, amit Benkovskis et al. (2011) is alátámaszt. Tekintve, hogy az árfolyamcsatorna nem mutat szignifikáns jelenlétet, a gazdasági aktivitás csökkenését a transzmissziós mechanizmus kereskedelmi csatornájának és a kamatcsatornájának interakciója okozhatja. Bár az irodalomban több empirikus bizonyíték található az árfolyamcsatorna meglétére, Feldkircher et al. (2017) is azt találja, hogy ez lényegesen gyengébb lehet, mint a kamatcsatorna.

2. ábra: Az időben állandó paraméterű FAVAR modell eredményei



Megjegyzés: az ábrák az európai rövid árnyékkamatláb 25 bázispontos emelkedésére adott impulzusválaszokat mutatják, 68%-os konfidencia sávval.¹⁵ Forrás: saját számítás.

A Magyarországra begyűrűző monetáris szigorítás is indokolhatja, hogy a gazdasági aktivitás mégis csökkenést mutat. A BUBOR reakciója közelítőleg két év után éri el maximumát, ami lassabb begyűrűzést és endogén választ jelent, mint Potjagailonál (2017) és Kucharčuková et al. (2016) -nál, akiknél a spillover hatás közelítőleg egy évnél volt maximális. A begyűrűzés

¹⁵ Az eurózóna főkomponenseinek impulzusválaszai megtalálhatóak a Mellékletben. Ezek iránya megfelel az elvárásoknak. Tekintve azonban, hogy nem egyértelmű az értelmezésük, és ezért a magyar impulzusválaszokkal sem tudjuk összehasonlítani őket, eltekintek az értelmezésüktől.

azonban kifejezetten erős: a medián impulzusválasz eléri a 30 bázispontos BUBOR emelkedést is, vagyis a magyar reakció meghaladja az eurózónai kamatemelés szintjét is.

Ami a gazdasági aktivitást illeti, az eredményeim erős és meglepően gyors begyűrűzést sejtetnek, amely 2 hónap után éri el a maximumát, és azután folyamatosan és lassan lecseng. Bár ez összhangban van a Potjagailo (2017) által találtakkal, aki szintén nagyon gyors spillover hatást talált, az irodalom nagy része lassú és kb. 1,5 év után kiteljesedő spillovert detektál (Kucharčuková et al., 2016; Benkovskis et al., 2011; Halova & Horváth, 2015). Az árak is gyorsan reagálnak, a meredeken növekvő spillover hatás fél év után maximális. Az árakat és a gazdasági aktivitást reprezentáló főkomponensek impulzusválaszainak időbeli lefutása tehát összességében túl gyors és kevésbé felel meg az eddigi empirikus eredményeknek.

Ez azt sejteti, hogy ezek a főkomponensek vagy nem képesek eléggé megragadni az output és a fogyasztói árindex alakulását, vagy egy kissé más koncepciót (pl. általános gazdasági kilátások, likviditással kapcsolatos várakozások) takarnak. A gazdasági aktivitás főkomponens például negatívan korrelál ($\rho = -0,55$) a munkanélküliségi várakozásokkal, és pozitívan korrelál az általános gazdasági várakozásokkal és a fogyasztói bizalmi indexszel ($\rho = 0,41$ és $\rho = 0,33$), az „árak” -ként hivatkozott főkomponens pedig a pénzmennyiségekkel. Úgy tűnik tehát, hogy ezekben a főkomponensekben a gyorsan mozgó változók is elég dominánsak, ami magyarázhatja a korábbi empirikus eredményeknél gyorsabb reakcióikat. Ez azonban nem teszi használhatatlanná ezeket a faktorokat, csupán mást értelmezést ad nekik: egyszerre jelennek meg bennük a hagyományosan lassan mozgó változók (output, fogyasztói árindex) és a gyorsan mozgó változók (várakozások, likviditás) hatásai. Ily módon tehát képesek lehetnek egy „átlagos” aktivitás és árszint reprezentálására, amelyek a gyorsan és lassan mozgó változók gazdaságról szóló információit is tartalmazzák. Ez kifejezetten hasznos, és az elméleti modellek alátámasztására is alkalmas koncepció lehet, de hátránya, hogy megnehezíti az eddig ismert empiriával való összehasonlítást és jelen dolgozat eredményeinek reprodukálását. Összefoglalva tehát a szerepeltetett főkomponensek értelmezését és pontos implikációit fenntartásokkal kell kezelnünk.

4.2. A TVP-FAVAR modell eredményei

Az időben változó paraméterű-FAVAR (TVP-FAVAR) modell impulzusválaszainak (lásd 3. ábra) előjele összhangban van az időben állandó együtthatójú modell eredményeivel. Az export/import arány és a forint árfolyam változók impulzusválaszának konfidencia sávjai a

teljes intervallumon tartalmazzák a 0-t, tehát az ezekből levont következtetések fenntartásokkal kezelendők. A többi változó esetében azokban szignifikánsak a 0-tól való eltérések.¹⁶

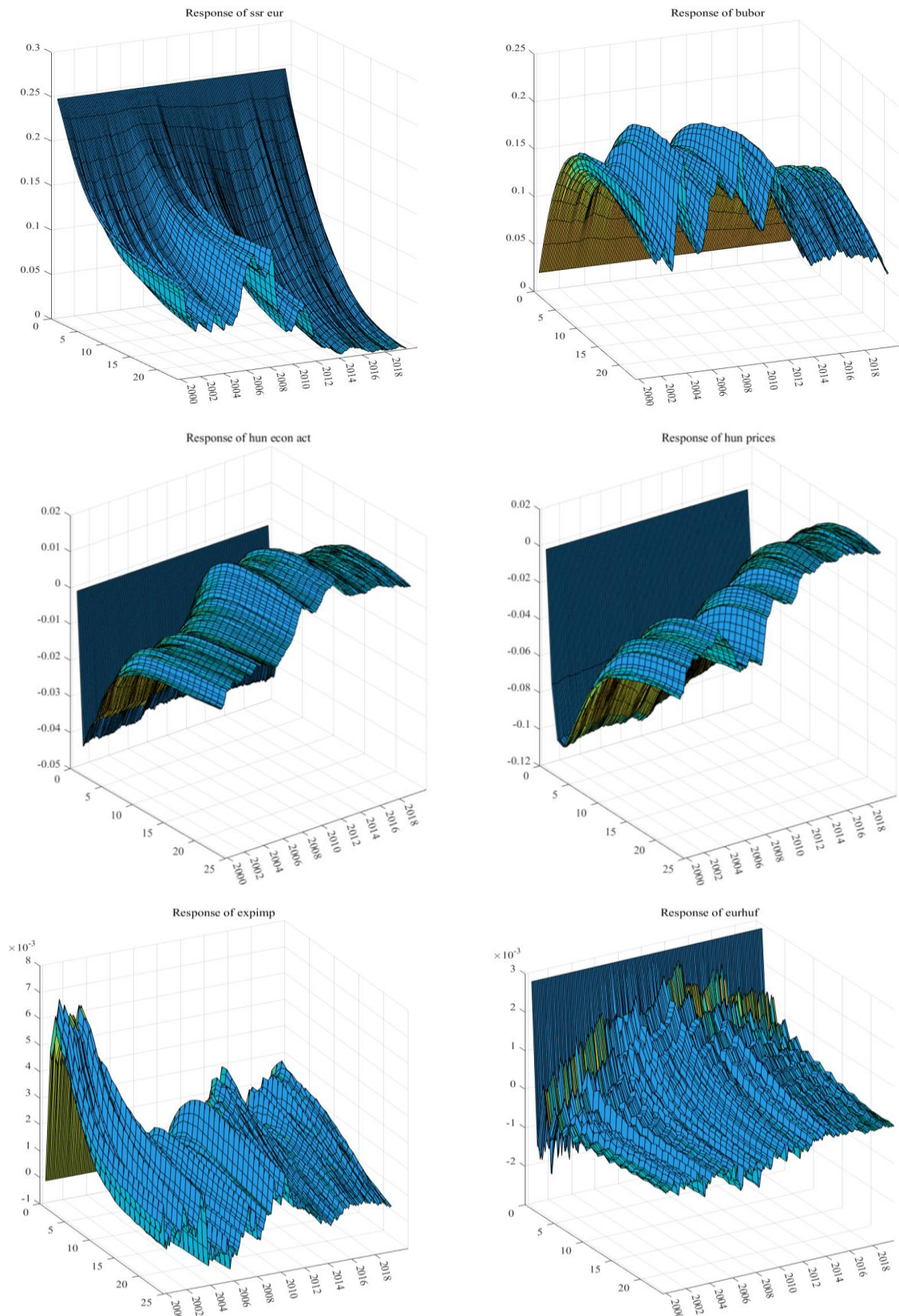
Ami azonnal észrevehető, hogy a 25 bázispontos európai rövid árnyékkamatláb emelkedés minden változónál kisebb reakciót eredményez, mint az időben állandó paraméterezésű modell esetében. Ez különösen szembetűnő és érdekes a BUBOR esetében, ahol a reakció semelyik időszakban nem lépi túl a 20 bázispontot, szemben az időben állandó modellben kapott 30 bázispontos reakcióval. Ezt azt sugallja, hogy az időben állandó paraméterű modellek félrespecifikáltak lehetnek, és nem képesek eléggé pontosan megragadni a változók közötti dinamikát.

Az egyik legérdekesebb eredménye a TVP-FAVAR modellnek, hogy a BUBOR reakciója időben nem állandó, és 2012-től kezdve szignifikánsan kisebb az eurózónából érkező spillover hatás, mint korábban (mintegy 12 bázispont maximálisan; 3. ábra). Ez azt jelentheti, hogy a magyar pénzügyi rendszer eurózónai kitettsége és az eurózónai pénzügyi rendszeren való dependenciája valóban csökkent 2012 és 2019 között a korábbi időszakhoz képest. Ennek számos oka lehet, ezek közül az egyik legvalószínűbb ok a devizakitettségek folyamatos leépülése, amely mind a bankoknál, mind a lakosságnál megtörtént, és a Magyar Nemzeti Bank kifejezetten céljának tekintette azt. A magyar bankok külföldi követelése már 2008-tól elkezdtek csökkenni (4. ábra), míg a lakossági devizahitelek 2014-ben és 2015-ben épültek le csaknem teljesen, az MNB beavatkozásának köszönhetően (5. ábra). Habár utóbbiak nagy része svájci frankban volt denominálva, a bankrendszer nettó swap-állományának gyakorlatilag 0-ra csökkenése jelentősen csökkentette a magyar bankrendszer sérülékenységét (Kolozsi et al., 2015).

Továbbá, az is kiemelendő változás, hogy a pénzügyi válság tapasztalataira adott 2012-es új magyar állampapírpiazi stratégia jelentősen csökkentette a magyar államadósság devizaarányát és a külföldi befektetők súlyát az államadósság finanszírozásában (Matolcsy, 2020), hiszen a magyar lakossági állampapírvásárlás szignifikánsan megnövekedett. Ez szintén az eurózónás spillover hatások csökkenésének irányába mutat.

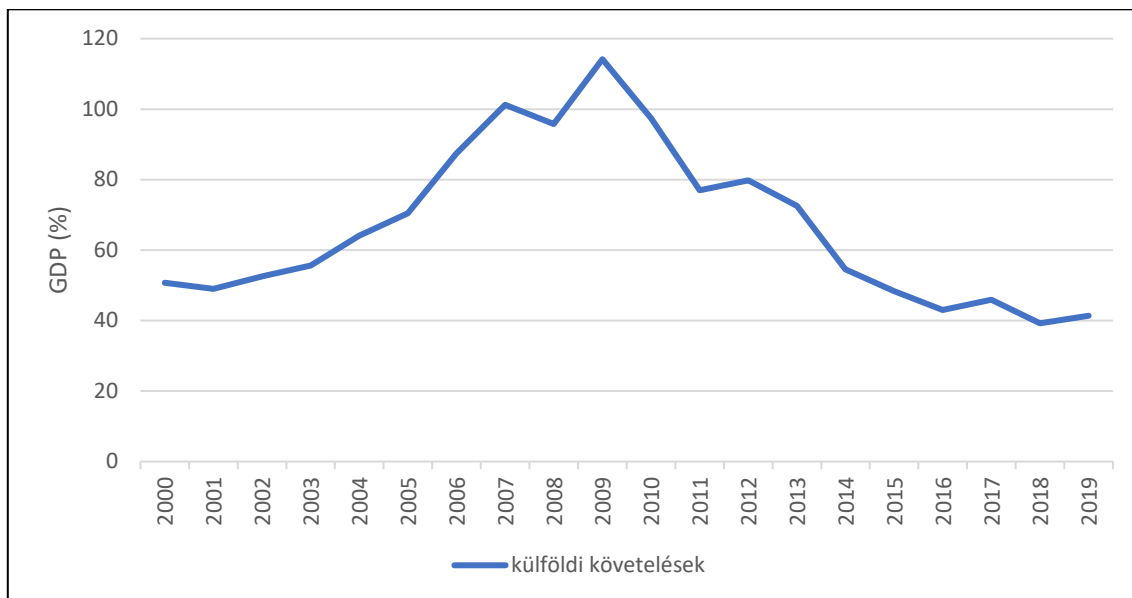
¹⁶ A konfidencia sávok ábrázolása áttekinthetetlen ábrázolást eredményezett volna, ezért (a TVP-VAR irodalomban egyébként bevett módon) eltekintettem ettől. Azonban ahol erre szükség van, az eredmények ismertetésénél kitérek a szignifikanciára. Az európai főkomponensek értelmezésétől a fent említett okokból ismét eltekintek, ezek a Mellékletben találhatóak. Közülük csak a 2. főkomponens tér el szignifikánsan 0-tól.

3. ábra: A TVP-FAVAR modell eredményei



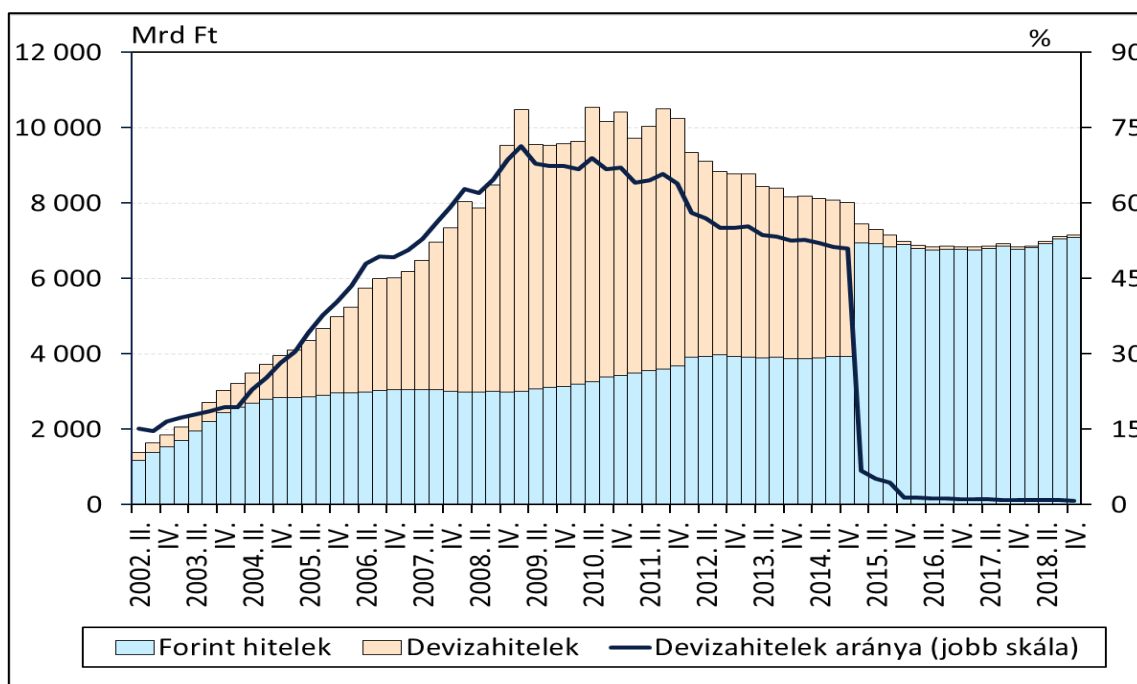
Megjegyzés: az ábrák az európai rövid árnyékkamatláb 25 bázispontos emelkedésére adott impulzusválaszokat mutatják, 2000 májusától 2019 decemberéig. Forrás: saját szerkesztés.

4. ábra: A BIS-nek reportáló magyar bankok konszolidált külföldi követelése a magyar GDP százalékában



Forrás: Világbank adatok alapján saját szerkesztés.

5. ábra: A magyar lakossági hitelek denominációs szerkezete



Forrás: MNB, Pénzügyi stabilitási jelentés, 2019. május. 76. old.

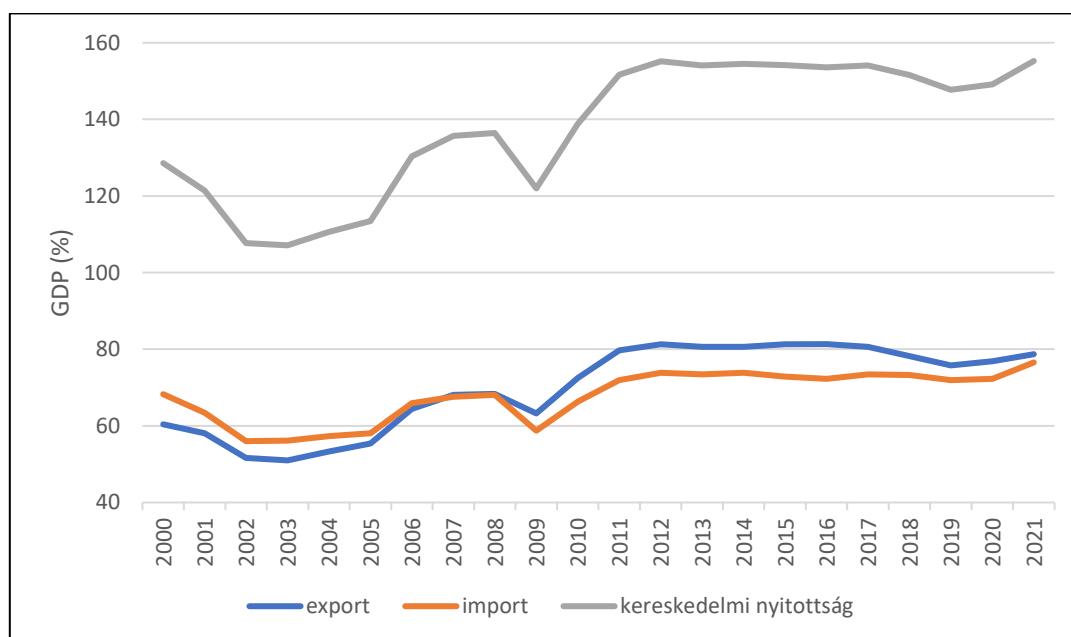
A kamatsatornán keresztüli spillover hatás csökkenését a hazai strukturális változásokon kívül az európai árnyékkamatláb relatíve gyorsabb lecsengése is okozhatja. A 2014-től 2019-ig tartó időszakban az irányadó kamat már elérte a zéró alsó határt, és az EKB már javában nemkonvencionális eszközökkel operált. Az eredmény azt sejteti, hogy nemkonvencionális

eszközök okozta árnyékkamatlábváltozás nemzetközi transzmissziós csatornái gyengébbek a konvencionális eszközökénél. Ez összhangban van a Kucharčuková et al. (2016) és a Hájek & Horváth (2018) által találtakkal.

A reálgazdasági spillover hatások az időben állandó modellhez hasonlóan gyorsan, néhány hónap alatt elérik a negatív maximumukat. A gazdasági aktivitás és az árak visszarendeződése azonban némileg lassabb a sávosan rögzített árfolyamrendszer időszakában (2008-ig), ami megfelel az elméletnek, hiszen ekkor a gazdaság és a monetáris politika kevésbé képes alkalmazkodásra. Az árak főkomponens reakcióján kivehető, hogy az árak egyre kevésbé süllyednek mélyre, vagyis itt is a spillover hatások csökkenése mondható el az idő előrehaladtával, amit Kucharčuková et al. (2016) is megerősít. Ezt a reálgazdasági spillover-csökkenést az is igazolhatja, hogy a BUBOR kisebb reakciót mutat a 2012 utáni években: ez kisebb, és gyorsabb lefolyású árcsökkenést és gazdasági visszaesést indokol.

Magyarország kereskedelmi nyitottsága 2002-től kezdve 2008-ig növekvő tendenciát mutat (6.ábra), ez azonban a modell eredményeinek tanúsága szerint nem volt hatással az eurózónából érkező hatások nagyságára, hiszen ebben az időben nem változott jelentősen a reálgazdasági spillover. Ahogy az ábráról leolvasható, 2011 után stagnált a magyar gazdaság kereskedelmi nyitottsága. Összességében ezekből arra következtethetünk, hogy a nemzetközi kereskedelmi csatorna kevésbé fontos a spillover hatások időbeli alakulásában, mint a kamatcsatorna.

6. ábra: Magyarország külkereskedelmi adatai (GDP százalékában)



Megjegyzés: A kereskedelmi nyitottság az export és az import összege (a GDP %-ában). Forrás: Világbank.

Ki kell még azonban emelnünk egy tényezőt, amely a reálgazasági spillover hatások erejének növekedését vetítette elő. Az irodalomban egy egyre népszerűbb kutatási irány a számlázási pénznemek hatása az árfolyam-átgyűrűzésre (árfolyam pass-through) és a nemzetközi transzmissziós csatornákra (pl. Boz et al., 2020; Amity et al., 2020). A magyar extra-EU export és extra-EU import euróban kiszámlázott aránya 2010 és 2019 között folyamatosan növekedett (Eurostat, 2021). Az euró regionálisan domináns valutává válása gyengíti az MFD modellből ismert helyettesítési hatás erejét, ami a spillover mérsékléséért volna felelős. Azonban, ha a magyar vállalatok lefedezik ezt a devizakitettséget, akkor ez az árfolyam pass-through kisebb lehet a vártnál. Ez a kérdés további kutatást igényel.

Bár az árfolyam és az export/import arány változók nem produkálnak szignifikáns eredményt, gyenge következtetéseket vonhatunk az impulzusválaszok tendenciájából. Az árfolyamcsatorna gyenge, ugyanakkor időben 2008 és 2012 között a legerősebb. A kereskedelmi csatorna 2004 előtt a legerősebb. Ez nincs összhangban az elmélettel, hiszen a rögzített árfolyamsáv alatt gyengébb vagy egyáltalán nincs jelen a helyettesítési hatás, tehát a forint nem képes annyira leértékelődni, hogy az versenyképességi előnyt jelentsen. Azonban, ahogy az a következő alfejezetben elvégzett robusztusságvizsgálatból is kiderül, ebből a két nem szignifikáns változóból nem tudunk megbízható következtetéseket levonni.

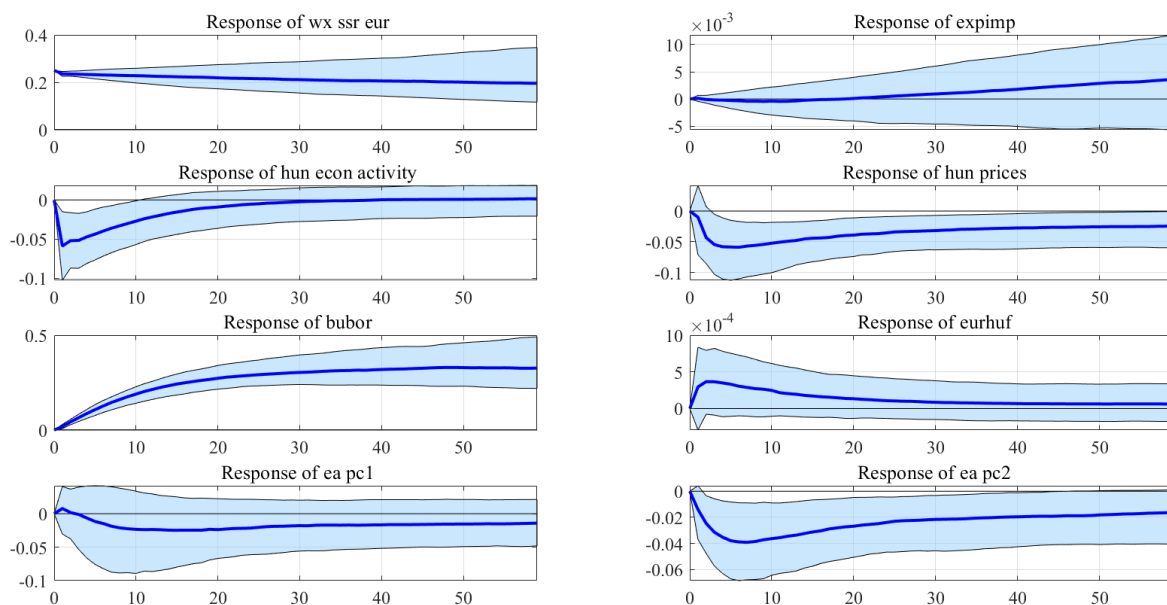
4.3. Robusztusságvizsgálat

Ahogy a II.3. alfejezetben említettem, többféle indikátorral is meg lehet ragadni a monetáris politika állapotát. Robusztusságvizsgálatként egy másik indikátorral, a Wu & Xia (2016) által megalkotott rövid árnyékkamatlábbal is megbecsültem a modellt. Erre a rövid árnyékkamatlábra csak 2004 szeptemberétől érhetőek el becslések, ezért egy rövidebb időszakon becsültem meg a modellt. Az időben állandó együtthatójú FAVAR modell eredményei nem sokat változtak a korábbi Krippner árnyékkamatlábán alapuló modell eredményeihez képest (7. ábra). Az impulzusválaszok iránya és időbeli lefutása hasonló következtetéseket implikálnak.

A TVP-FAVAR modellben (8. ábra) a gazdasági aktivitás spillover hatása nem lett szignifikáns, ugyanakkor időben való alakulása közelítőleg azonos a korábbi modellben tapasztalttal. Az árak és a BUBOR reakciója az új modellben még erősebben kiemeli a Krippner (2013) árnyékkamatlábát használó modell következtetéseit. A BUBOR-ra és az árakra ható spillover az új modellben még erősebben csökkent az elmúlt években. Az export/import arány és az

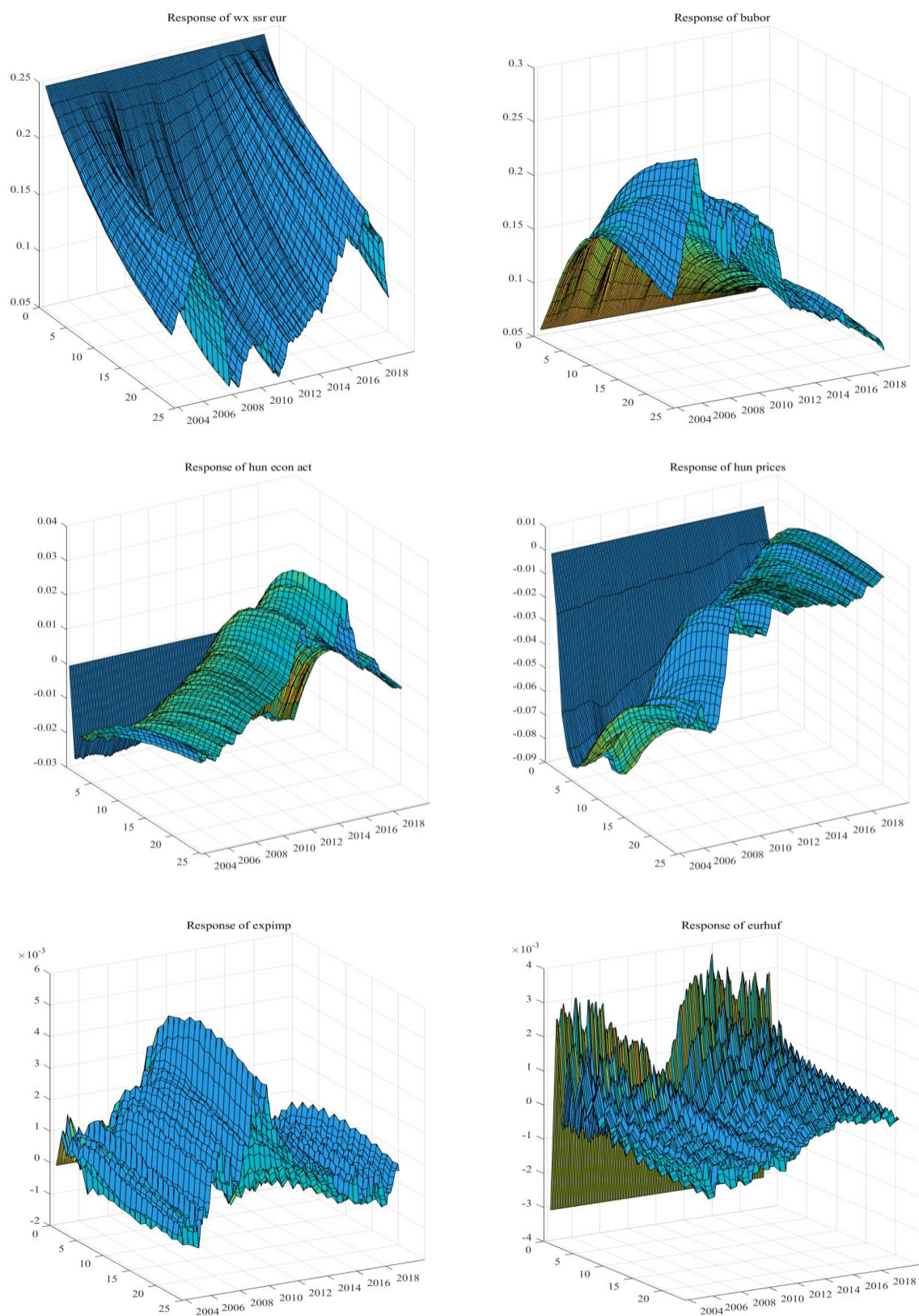
árfolyam máshogy alakul ebben a modellben, azonban itt sem szignifikáns a rájuk ható spillover. A lényegesen eltérő eredmények utóbbi két változónál azt implikálják, hogy nem tehetünk megbízható megállapításokat róluk.

7. ábra: A Wu-Xia (2016) árnyékkamatlábát használó FAVAR modell eredményei



Megjegyzés: az ábrák az európai rövid árnyékkamatláb 25 bázispontos emelkedésére adott impulzusválaszokat mutatják, 68%-os konfidencia sávval. Forrás: saját szerkesztés.

8. ábra: A Wu-Xia (2016) árnyékkamatlábát használó TVP-FAVAR modell eredményei



Megjegyzés: az ábrák az európai rövid árnyékkamatláb 25 bázisponthoz adott impulzusválaszokat mutatják, 2004 decemberétől 2019 decemberéig. Forrás: saját szerkesztés.

5. Összegzés és további kutatási irányok

Dolgozatomban azt a kérdést kutattam, hogy az eurózónás nem várt monetáris politikai változások milyen hatással vannak Magyarországra, és ezek a hatások hogyan változtak az időben. Bilaterális kapcsolatokat modellező FAVAR és TVP-FAVAR modellkeretben vizsgáltam meg az eurózónás rövid árnyékkamatláb emelkedésének hatását a magyarországi gazdasági aktivitásra, árakra, export/import arányra, a BUBOR-ra és az EURHUF árfolyamra. A rövid árnyékkamatláb használata lehetővé tette, hogy a ZLB időszaka előtti és alatti monetáris politikai beavatkozásokat is értékelni tudjam.

Eredményeim illeszkednek az empirikus irodalomba: az eurózónás szigorítás negatív spillover hatást gyakorol a magyar gazdasági aktivitásra, az árakra és pozitívat a BUBOR értékére, a transzmisszió árfolyamcsatornájának meglétére azonban nem találok szignifikáns bizonyítékot. A TVP-FAVAR modellben detektált spillover hatások kisebbek a standard FAVAR modellben kapott spillovereknél, amely az egyszerűbb modellek félrespecifikációját sejteti. Az időben változó paraméterű modell tanúsága szerint a kamatcsatorna erőssége 2012 óta gyengülő tendenciát mutat, amelyet a devizakitettségek csökkenése vagy a nemkonvencionális eszközök transzmissziós mechanizmusának gyengesége okozhat. A reálgazdasági spilloverek szintén kisebbek és gyorsabb lecsengésűek az idő előrehaladtával, amelyet a kamatcsatorna gyengülése és a lebegő árfolyamrendszerre való áttérés indokolhat. Eredményeimet robusztusságvizsgálattal is megerősítettem, Krippner (2013) helyett Wu & Xia (2016) árnyékkamatlábát használva monetáris politikai indikátorként.

A tanulmány írása során számos olyan területtel szembesültem, ahol még van helye további kutatásoknak. Tudomásom szerint még nem született olyan TVP-VAR alapú kutatás, amely a kelet-közép-európai országokba irányuló spillovereket vizsgálta volna. Az országok együttes vizsgálata képet adna arról, hogy a kamatcsatorna gyengülése regionális jelenség-e, vagy a magyar jegybank külföldi kitettséget csökkentő intézkedéseinek következménye. Emellett egy ilyen kutatás arra is választ adna, hogy ez egyes országok kereskedelmi nyitottságának és pénzügyi integrációjának szintje vagy az árfolyamrendszere hogyan hat a nemzetközi spilloverek erejére. Harmadrészt pedig az is alulkutatott téma, hogy az euró regionálisan domináns valutává válása hogyan hat a kelet-közép-európai régióra az eurózónából érkező spillover szemszögéből. Ennek a hatásnak a tanulmányozása az euróövezethez való csatlakozás gazdasági következményeiről is fontos tanulsággal szolgálhatna, amely előrelépést jelenthetne az euróövezeti csatlakozásról szóló aktuális diskurzusban.

HIVATKOZÁSJEGYZÉK

- Amiti, M., O. Itskhoki & J. Konings (2020). Dominant Currencies: How Firms Choose Currency Invoicing and Why it Matters. *NBER Working Paper No. 27926*
- Benecká, S., L. Fadejeva & M. Feldkircher (2020). The impact of euro Area monetary policy on Central and Eastern Europe. *Journal of Policy Modeling*, 42(6), 1310-1333.
- Benkovskis, K., A. Bessonovs, M. Feldkircher, & J. Worz (2011). The transmission of Euro Area monetary shocks to the Czech Republic, Poland and Hungary: evidence from a FAVAR model. *Focus on the European Economic Integration*, 8–36
- Bernanke, B. S., J. Boivin, & P. Elias (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 120 (1), 387–422.
- Black, F. (1995). Interest rates as options. *The Journal of Finance*, 50(5), 1371-1376.
- Bluwstein, K. & F. Canova (2015). Beggar-thy-neighbor? The international effects of ECB unconventional monetary policy measures. CEPR Discussion Papers.
- Boivin, J. & M. P. Giannoni. (2009). Global Forces and Monetary Policy Effectiveness. In *International Dimensions of Monetary Policy*, edited by Jordi Galí and Mark Gertler, 429–78. Chicago: University of Chicago Press.
- Boz, E., C. Casas, G. Georgiadis, G. Gopinath, H. Le Mezo, A. Mehl, T. Nguyen (2020). Patterns of Invoicing Currency in Global Trade. *IMF, WP 20/126*.
- Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics*, 20 (2), 229–251.
- Cetorelli, N. & L. S. Goldberg (2012). Banking globalization and monetary transmission. *The Journal of Finance*, 67(5), 1811-1843.
- Chan, J. C. (2017). Notes on Bayesian macroeconometrics. Manuscript available at <http://joshuachan.org>.
- Chan, J. C., & I. Jeliazkov (2009). Efficient simulation and integrated likelihood estimation in state space models. *International Journal of Mathematical Modelling and Numerical Optimisation*, 1(1-2), 101-120.
- Charnavoki, V. & J. J. Dolado (2014). The effects of global shocks on small commodity-exporting economies: lessons from Canada. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(2), 207-37.
- Chen, Q., A. J. Filardo, D. He & F. Zhu (2012). International spillovers of central bank balance sheet policies. *BIS Paper*, 66.
- Cogley, T., & T. J. Sargent (2005). Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US. *Review of Economic Dynamics*, 8(2), 262-302.
- Damjanović, M. & I. Masten (2016). Shadow short rate and monetary policy in the Euro area. *Empirica*, 43(2), 279-298.

- Darvas, Z. (2013). Monetary transmission in three central European economies: evidence from time-varying coefficient vector autoregressions. *Empirica*, 40(2), 363-390.
- Devereux, M. B. & J. Yetman (2010). Leverage constraints and the international transmission of shocks. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 71-105.
- Dieppe, A., Legrand, R. & B. Van Roye (2016). The BEAR toolbox.
- Eggertsson, G. B., & M. Woodford (2003). The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(1), 139–211.
- Eser, F. & B. Schwaab (2012). The yield impact of central bank asset purchases: the case of the ECB's Securities Markets Programme'. ECB, mimeo.
- Eurostat. (2021). Data Browser. Elérhető: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/EXT_LT_INVCUR_custom_2528227/default/table?lang=en. Letöltés dátuma: 2022.04.18.
- Falagiarda, M., P. McQuade & M. Tirpák (2015). Spillovers from the ECB's non-standard monetary policies on non-euro area EU countries: evidence from an event-study analysis No. 1869. *ECB working paper*.
- Feldkircher M., T. Gruber & F. Huber (2020). International effects of a compression of euro area yield curves. *Journal of Banking & Finance*, 113, 1–14.
- Feldkircher, M. (2015). A global macro model for emerging Europe. *Journal of Comparative Economics*, 43(3), 706-726.
- Feldkircher, M., T. Gruber & F. Huber (2017). Spreading the word or reducing the term spread? Assessing spillovers from euro area monetary policy. *WU Working Paper No. 248*
- Fratzscher, M., M. Lo Duca & R. Straub (2016). ECB unconventional monetary policy: Market impact and international spillovers. *IMF Economic Review*, 64(1), 36-74.
- Ghysels E. & M. Marcellino (2018). *Applied Economic Forecasting using Time Series Methods*. Oxford University Press
- Hajek J. & R. Horváth (2018). International spillovers of (un)conventional monetary policy: The effect of the ECB and the US Fed on non-euro EU countries. *Economic Systems*, 42(1), 91-105.
- Hájek, J. & R. Horváth (2015). The spillover effect of euro area on Central and Southeastern European Economies: a Global VAR approach. *Open Economies Review*, 1–27.
- Halova, K. & R. Horváth (2015). International spillovers of ECB's unconventional monetary policy: The effect on Central and Eastern Europe. *IOS Working Papers*.
- Horváth R & K. Voslášková (2017). International spillovers of ECB's unconventional monetary policy: The effect on Central Europe. *Applied Economics*, 49 (4), 2352-2364.
- Kim, S. (2001). International transmission of US monetary policy shocks: Evidence from VAR's. *Journal of monetary Economics*, 48(2), 339-372.

- Kolozsi, P. P., A. Banai & B. Vonnák (2015). A lakossági deviza-jelzáloghitelek kivezetése: időzítés és keretrendszer *Hitelintézeti Szemle*, 14 (3), 60–87.
- Korus, A. (2019). Spillover effects from the ECB's unconventional monetary policies: the case of Denmark, Norway and Sweden. *Athens Journal of Business & Economics*, 5(1), 53-78.
- Krippner, L. (2013). Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments. *Economics Letters*, 118(1), 135-138.
- Krippner, L. (2017). A Comment on Wu & Xia (2016) from a Macroeconomic Perspective. *CAMA Working Paper No. 41/2017*
- Kubinschi, M. & D. Barnea (2016). Systemic risk impact on economic growth-The case of the CEE countries. *ESPERA*, 19(4).
- Kucharčuková, O. B., P. Claeys & B. Vašíček (2016). Spillover of the ECB's monetary policy outside the euro area: how different is conventional from unconventional policy?. *Journal of Policy Modeling*, 38(2), 199-225.
- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlin and Heidelberg.
- Matolcsy Gy. (2020). Egyensúly és növekedés 2010-2019 – Sereghajtóból újra éllovas.
- McCoy E. & U. Clemens (2017). A Calibration of the Shadow Rate to the Euro Area Using Genetic Algorithms. *European Economy - Discussion Papers 2015 - 051*, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.
- MNB, Pénzügyi stabilitási jelentés, 2019. május. 76. old.
- Obstfeld, M. & K. Rogoff (1996). *Foundations of International Macroeconomics*, The MIT Press
- Potjagailo G. (2017) Spillover effects from Euro area monetary policy across Europe: A factor-augmented VAR approach. *Journal of International Money and Finance*, 72, 127-147.
- Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821-852.
- Rogoff, K. (2002). Dornbusch's Overshooting Model after Twenty-Five Years: International Monetary Fund's Second Annual Research Conference Mundell-Fleming Lecture. *IMF Staff Papers* 49, 1-34.
- Sims, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, 36(5), 975-1000.
- Stann, C. M. & T. N. Grigoriadis (2020). Monetary Policy Transmission to Russia and Eastern Europe. *Comparative Economic Studies*, 62(2), 303-353

- Stock, J. H. & M. W. Watson (2002). Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American statistical association*, 97(460), 1167-1179.
- Wu, J. C. & F. D. Xia (2016). Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253-291.

MELLÉKLET

3. táblázat: A számítások során felhasznált változók és transzformációik listája

A főkomponenselemzéshez felhasznált változók

	Transzformációk	Forrás	Blokk	Típus
Harmonizált fogyasztói árindex komponensei (HICP) – (lakásszolgáltatás, víz, villamos energia, gáz; élelmiszerek és alkoholmentes italok; ruházat és lábbeli, szeszes italok és dohányárak) [rövidítés: cpi_ {}]	sz.k., logdiff	Eurostat	EA-19, HU	L
Harmonizált fogyasztói árindex – teljes [cpi_all]	sz.k., logdiff	Eurostat	EA-19, HU	L
Munkanélküliségi ráta a gazdaságilag aktív népesség százalékában [une]	sz. k. a., diff	Eurostat	EA-19, HU	L
Ipari termelés volumenindexe – teljes [ip_all]	sz. k. a., logdiff	Eurostat	EA-19, HU	L
Ipari termelés volumenindexe – (köztes termékek, energiaipar, tartós termékek, fogyasztási cikkek, tőkejavak, nemtartós termékek, feldolgozóipar, építőipar) [ip_ {}]	sz. k. a., logdiff	Eurostat	EA-19, HU	L
Termelői árindex (PPI) – teljes [ppi_all]	sz.k., logdiff	Eurostat	EA-19, HU	
Termelői árindex (PPI) komponensei – (köztes termékek, energiaipar, tartós termékek, fogyasztási cikkek, tőkejavak, nemtartós termékek, feldolgozóipar, építőipar) [ppi_ {}]	sz.k., logdiff	Eurostat	EA-19, HU	L
Kihelyezett lakossági és nem-pénzügyi vállalati hitelek mennyisége (Milliárd EUR ill. HUF) [loans]	logdiff	Bloomberg	EA-19, HU	L
Kihelyezett nem-pénzügyi vállalati hitelek mennyisége (Milliárd EUR ill. HUF) [loans_nf]	logdiff	Bloomberg	EA-19, HU	L
Kihelyezett lakossági lakáscélú hitelek mennyisége (Milliárd EUR ill. HUF) [loans_hp]	logdiff	Bloomberg	EA-19, HU	L
Ipari import árindex (IMPR) [importprice]	sz.k., logdiff	Eurostat	EA-19	L
Folyó fizetési mérleg egyenlege (Milliárd EUR) [eacurrent]	-	Bloomberg	EA-19	L
Kőolaj árindex (Brent, WTI és Dubai Fateh átlaga) [crudeoil]	logdiff	Világbank	(EA-19)	L
Földgáz árindex [natgas]	logdiff	Világbank	(EA-19)	L
Nemesfém árindex [precmet]	logdiff	Világbank	(EA-19)	L
Új, kiadott lakásépítési engedéllyel rendelkező lakóépületek négyzetméterben, index [buildingperm]	sz.k., logdiff	Bloomberg, The Conference Board	EA-19, HU	L

Geopolitical Risk Index [gpr]	-	Economic Policy Uncertainty Institute	(EA-19)	L
US Equity Market Volatility Index [emv]	-	Economic Policy Uncertainty Institute	(EA-19)	L
Export és import értéke folyó áron (az EA-19 országokkal kereskedve) (Milliárd HUF) [exp, imp]	sz.k., logdiff	Eurostat	HU	L
M1, M2, M3 pénzmennyiségek [m1 m2 m3]	sz.k., logdiff	Bloomberg	EA-19, HU	Gy
CISS – Composite Indicator of Systematic Stress [ciss]	-	Bloomberg	EA-19	Gy
Stoxx50 részvényindex árfolyama [stoxx50]	logdiff	Bloomberg	(EA-19)	Gy
Stoxx50 VIX mutatója [storxx50vix]	-	Bloomberg	(EA-19)	Gy
Stoxx szektorindexek (Oil & Gas; Industrial Goods & Services; Banks) [stoxx{ }]	logdiff	Bloomberg	(EA-19)	Gy
BUX index [bux]	logdiff	Bloomberg	HU	Gy
BUX VIF mutatója [buxvix]	-	Bloomberg	HU	Gy
Nominális effektív EUR ill. HUF árfolyam (NEER) – 42 kereskedelmi partner [neer]	logdiff	Eurostat	EA-19, HU	Gy
Várakozási indexek (Munkanélküliségi várakozások a következő 12 hónapban; Általános gazdasági helyzettel kapcsolatos várakozások a következő 12 hónapban) [exp_une, exp_gen]	sz.k.r., diff	Eurostat	EA-19, HU	Gy
Bizalmi indexek (Fogyasztói Bizalmi Index [CCI], Ipari Bizalmi Index [ICI], Business Climate Indicator [BCI]) [cci ici bci]	sz.k.r., diff	Eurostat	EA-19, HU	Gy
Rövid árnyékkamatláb (Shadow Short Rate) [ssr_eur]		Leo Krippner	EA-19	Gy

Egyéb felhasznált változók

	Transzformációk	Forrás	Blokk	Típus
BUBOR 3M fixing [bubor]		Bloomberg	HU	
Export/Import arány (EA-19 országokkal kereskedve) [expimp]	sz.k., log	Eurostat alapján saját számítás	HU	
EURHUF árfolyam [eurhuf]	logdiff	Bloomberg	HU	

Jelmagyarázat:

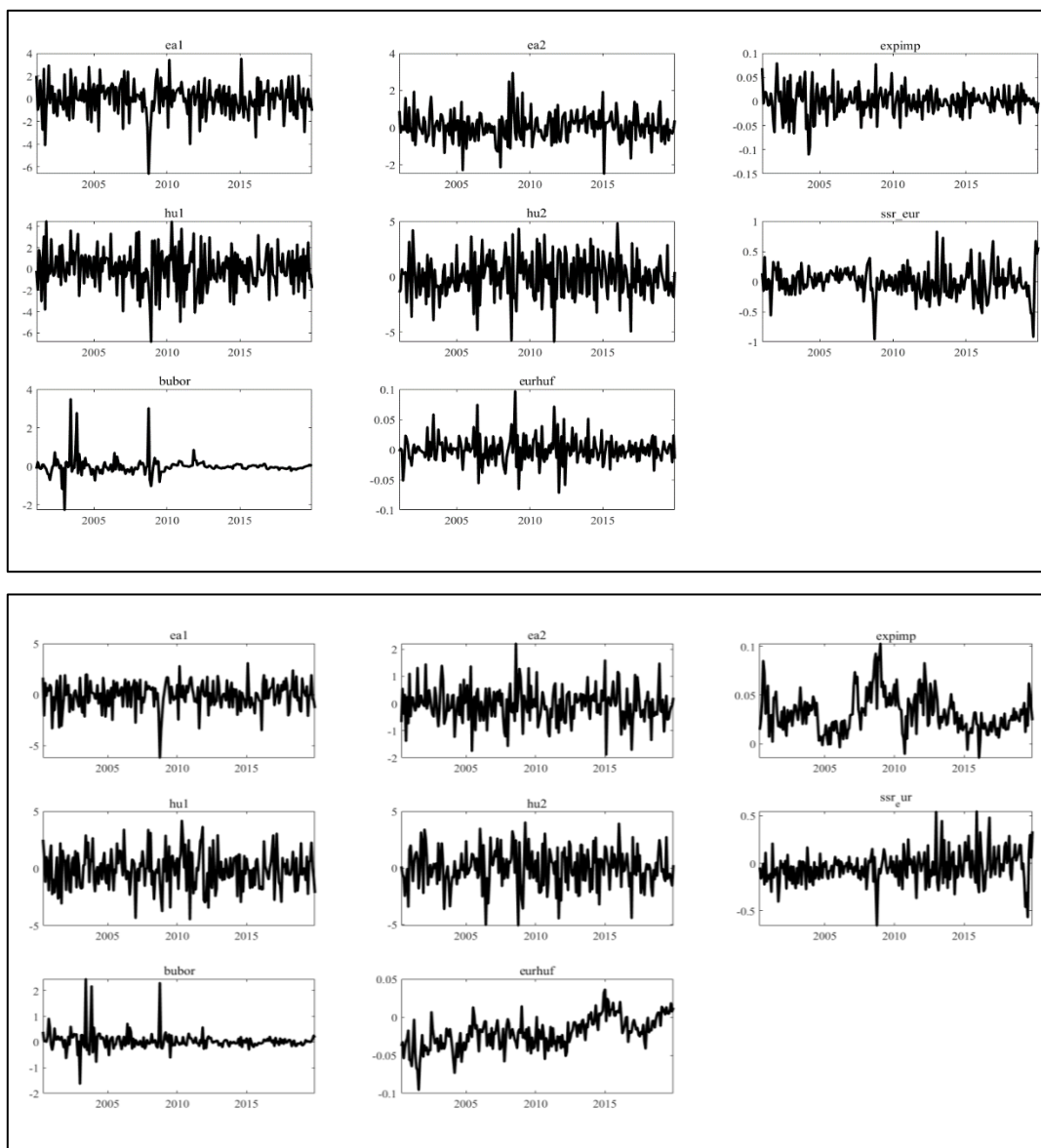
sz. k. r. = szezonálisan kiigazítottan reportált
sz.k.= X-13ARIMA módszerrel szezonálisan kiigazított
log = logaritmizált
diff = egyszeresen differenciált
logdiff = logdifferenciált
L = „Lassan mozgó”
Gy = „Gyorsan mozgó”

4. Táblázat: Az eredeti változók korrelációja a modellben szereplő főkomponensekkel

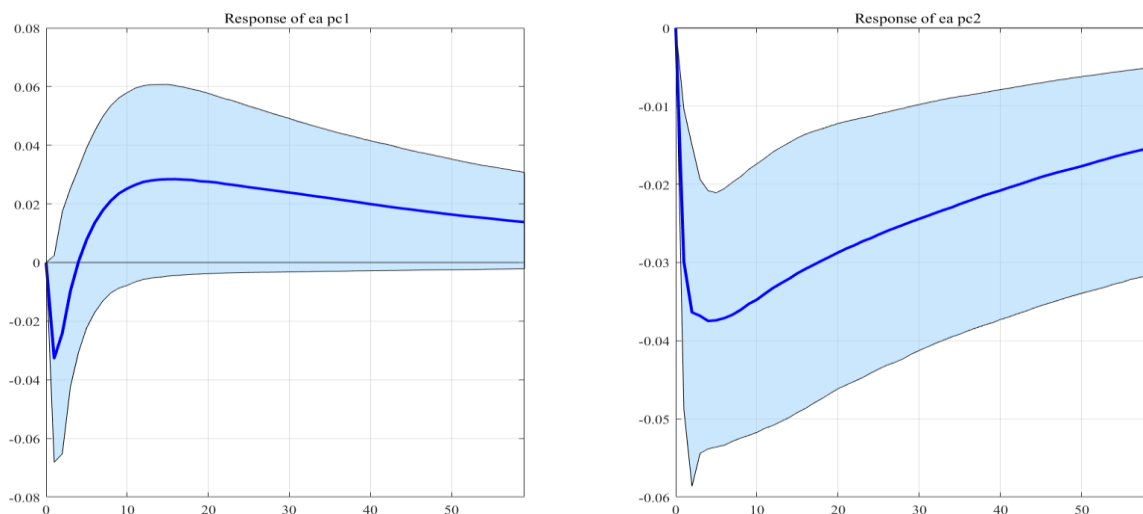
HU			EA		
	PC1 (aktivitás)	PC2 (árak)		PC1	PC2
hicp_housing	0,0047	0,211536	hicp_housing	0,41395	0,759829
hicp_food	0,019355	0,211362	hicp_food	-0,09423	0,430324
hicp_all	0,238516	0,270065	hicp_all	0,3446	0,678622
hicp_clothing	0,072712	0,029278	hicp_clothing	0,02861	0,060815
hicp_alc	-0,04745	0,086688	hicp_alc	-0,02238	0,048491
une	-0,04772	0,012431	une	-0,15660	-0,29227
ip_all	0,864118	-0,28861	ip_all	0,84805	-0,29247
ip_inter	0,631085	-0,11287	ip_inter	0,85865	-0,27014
ip_energy	0,213512	0,006589	ip_energy	0,24814	-0,06335
ip_capgoods	0,715159	-0,2891	ip_capgoods	0,7642	-0,26048
ip_consum	0,744365	-0,28656	ip_consum	0,68465	-0,37318
ip_dur	0,608749	-0,25008	ip_dur	0,7618	-0,33342
ip_nondur	0,564805	-0,24414	ip_nondur	0,5957	-0,34761
ip_manu	0,861609	-0,29137	ip_manu	0,8446	-0,29218
ip_const	0,166064	0,020422	ip_const	0,60369	-0,30523
ppi_dur	0,178994	0,301274	ppi_dur	0,14492	0,518769
ppi_nondur	0,101147	0,305429	ppi_nondur	0,30251	0,527077
ppi_manu	0,500936	0,46165	ppi_manu	0,64684	0,650629
ppi_all	0,413235	0,538889	ppi_all	0,55033	0,748391
ppi_inter	0,356953	0,495622	ppi_inter	0,52905	0,639847
ppi_energy	0,394273	0,464254	ppi_energy	0,56495	0,68301
ppi_capgoods	0,255545	0,50335	ppi_capgoods	0,13602	0,507101
loans	0,260421	0,502548	loans	-0,15046	0,382827
imp	0,226766	-0,17412	importprice	-0,09347	0,106896
exp	0,315099	-0,10785	crudeoil	0,66056	0,197987
loans_nf	0,145108	0,52553	precmet	0,36797	0,057949
loans_hp	0,18192	0,577877	natgas	0,28713	0,360175
buildingperm	0,261227	-0,00435	eacurrent	0,11775	-0,17688
m1	0,1428	0,478864	gpr	0,07081	-0,07164
m2	0,116379	0,606034	emv	-0,41149	-0,02886
m3	0,152629	0,604946	loan_nf	-0,05057	0,333116
bux	0,021871	-0,30245	loan_hp	0,25249	0,333862
exp_gen	0,412099	-0,36793	buildingperm	0,31099	-0,21813
exp_une	-0,55112	0,421598	m1	-0,1982	-0,07478
cci	0,33383	-0,33393	m2	-0,23284	0,208117
ici	0,250307	-0,10635	m3	-0,17127	0,213893
buxvix	-0,07423	0,261348	stoxx50	0,22619	-0,04071
neer	-0,1324	-0,46149	exp_gen	0,64373	-0,34418
bci	0,050435	0,028473	exp_une	-0,68649	0,136038
			cci	0,631	-0,3803
			ici	0,80224	-0,14087
			bci	0,66246	0,03618
			stoxx50vix	-0,42381	-0,10705

ciss	-0,31316	-0,13514
stoxxoilgas	0,07737	0,048381
stoxxbanks	0,12581	-0,0011
stoxxind	0,02963	-0,01476
neer	-0,0146	-0,14259

9. ábra: Az időben állandó (felül) és az időben változó paraméterű VAR modellek reziduuma

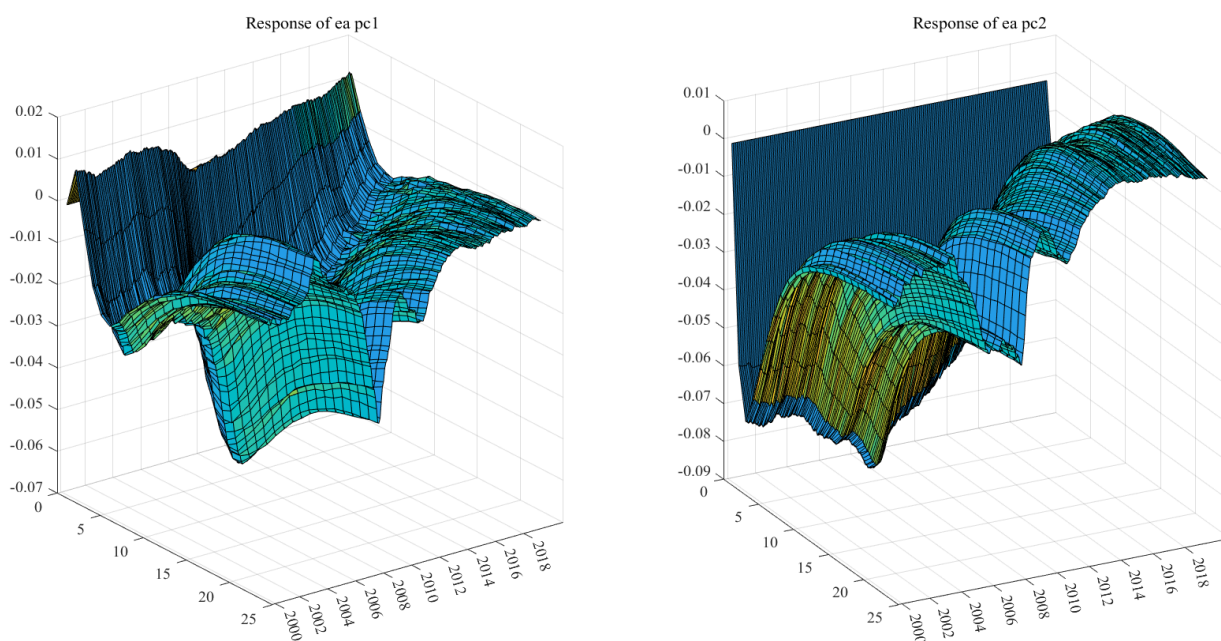


10. ábra: Az időben állandó paraméterű FAVAR modell eredményei az eurózónás főkomponensekre vonatkozóan



Megjegyzés: az ábrák az európai rövid árnyékkamatláb 25 bázispontos emelkedésére adott impulzusválaszokat mutatják, 68%-os konfidencia sávval. Forrás: saját szerkesztés.

11. ábra: Az időben változó paraméterű FAVAR modell eredményei az eurózónás főkomponensekre vonatkozóan



Megjegyzés: az ábrák az európai rövid árnyékkamatláb 25 bázispontos emelkedésére adott impulzusválaszokat mutatják, 2000 májusától 2019 decemberéig. Forrás: saját szerkesztés.