OTDK-dolgozat

2025

BUDAPESTI CORVINUS EGYETEM

MONETÁRIS POLITIKAI MODELLEZÉS KELET-KÖZÉP-EURÓPAI ORSZÁGOKBAN ÁRNYÉKKAMATLÁB HASZNÁLATÁVAL

MONETARY POLICY MODELLING IN EAST-CENTRAL EUROPE USING SHADOW SHORT RATE

KISS LÁSZLÓ MARCELL

GAZDASÁG- ÉS PÉNZÜGY-MATEMATIKAI ELEMZÉS

IV. ÉVFOLYAM

FIATAL AUTONÓM KÖZGAZDÁSZOK TÁRSASÁGA SZAKKOLLÉGIUM

Konzulens: Madari Zoltán

egyetemi tanársegéd, BCE

Kézirat lezárásának dátuma: 2023. április 17.

A Kulturális és Innovációs Minisztérium ÚNKP-22-2-I. kódszámú Új Nemzeti Kiválóság Programjának a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Alapból finanszírozott szakmai támogatásával készült.

KULTURÁLIS ÉS INNOVÁCIÓS MINISZTÉRIUM

ABSZTRAKT

A dolgozat célja, hogy becslést adjon Magyarország, Lengyelország és Csehország rövid árnyékkamatlábára (SSR), és megvizsgálja, hogy alkalmas-e az SSR idősora monetáris politikai elemzésre ezekben az országokban. Az SSR elterjedt eszköze a monetáris politikai modellezésnek, mivel alacsony kamatkörnyezetben, a nemkonvencionális eszközök alkalmazásának idején is képes mérni a monetáris politika lazaságának változását. Dolgozatom tudtommal első az irodalomban, amelyik a kelet-közép-európai országokban vizsgálta meg az SSR alkalmazhatóságát. Az árnyékkamatlábat a Wu & Xia (2016) által javasolt módon besültem meg, és egyszerű monetáris VAR modellekben teszteltem az SSR teljesítményét. Azt találtam, hogy az SSR képes tükrözni a legfontosabb nemkonvencionális politikák hatását, Magyarország és Csehország esetében jól használható az alapkamat folytatásaként a nemkonvencionális időszakban, azonban az alapkamathoz képest az SSR nem képes javítani a fő makrováltozók előrejelzését. A nemkonvencionális politikák hatását értékelve azt találtam, hogy az MNB 2016 utáni politikája tartósan képes volt csökkenteni a munkanélküliségi rátát, azonban hozzájárult a forint gyengüléséhez.

Kulcsszavak: monetáris politika, árnyékkamatláb, Magyarország, Lengyelország, Csehország, transzmissziós mechanizmus, VAR

JEL kód: C32, E52, E58

TARTALOMJEGYZÉK

1. A TÉMA FELVEZETÉSE 1
2. AZ SSR BECSLÉSE A KELET-KÖZÉP-EURÓPAI ORSZÁGOKBAN 4
   2.1. MI AZ AZ ÁRNYÉKKAMATLÁB? 4
   2.2. BECSLÉSI MÓDSZERTAN 6
   2.3. AZ SSR BECSLÉSÉHEZ HASZNÁLT ADATOK 8
   2.4. EREDMÉNYEK 8
3. AZ SSR ALKALMAZHATÓSÁGÁNAK VIZSGÁLATA 12
   3.1. NEMKONVENCIONÁLIS MONETÁRIS POLITIKA A VIZSGÁLT ORSZÁGOKBAN 12
   3.2. STRUKTURÁLIS VAR MODELL 16
   3.3. STRUKTURÁLIS TÖRÉS TESZT 17
   3.4. IMPULZUSVÁLASZ-FÜGGVÉNYEK ELEMZÉSE 19
   3.5. A NEMKONVENCIONÁLIS ESZKÖZÖK HATÁSA 24
   3.6. ELŐREJELZŐ KÉPESSÉG 26
4. ÖSSZEGZÉS 28
5. KITEKINTÉS 29

HIVATKOZÁSJEGYZÉK 30

MELLÉKLET I

ÁBRAJEGYZÉK

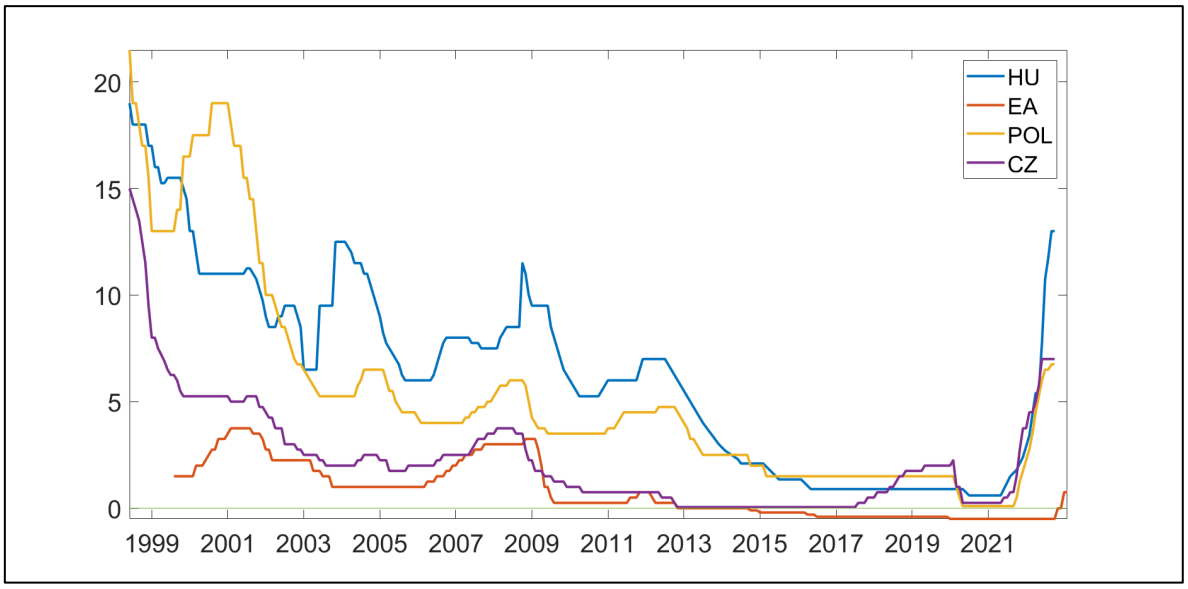
1. ábra Irányadó kamatlábak Magyarországon,, Lengyelországban Csehországban és az Eurózónában 1998 és 2022 között. 1
2. ábra. A Nelson-Siegel modellből becsült hozamgörbe illeszkedése a hozamgörbére – 2014-2015 közötti átlag, magyar adatokon 8
3. ábra. Az irányadó kamatláb és az SSR becsült idősora a vizsgált országok esetében..... 10
4. ábra Megfigyelt és becsült magyar (1 hónapos) határidős hozamgörbék 2017-ben, átlagolva 11
5. ábra Legfontosabb nemkonvencionális politikai események a Magyarországon 15
6. ábra Legfontosabb nemkonvencionális politikai események a Lengyelországban, Csehországban és az Eurózónában 15
7. ábra Impulzusválaszfüggvények az alapkamat, illetve az SSR egy szórásnyi sokkjára Magyarországon..... 21
8. ábra Impulzusválaszfüggvények az alapkamat, illetve az SSR egy szórásnyi sokkjára Lengyelországban..... 22
9. ábra Impulzusválaszfüggvények az alapkamat, illetve az SSR egy szórásnyi sokkjára Csehországban 23
10. ábra Hipotetikus szcenáriók elemzése historikus dekompozíció segítségével Magyarországon..... 25
11. ábra Hipotetikus szcenáriók elemzése historikus dekompozíció segítségével Lengyelországban..... 26
12. ábra Az ELB időszakra számolt RMSE mutatók a vizsgált országokban..... 27
13. ábra Az SSR megbecsléséhez használt 1 hónap időtávú határidős hozamok idősora 1998 és 2022 között. I
14. ábra Az SSR becsült idősora különböző alsó korlátok mellett Csehországban I
15. ábra Az SSR-rel becsült VAR modellek strukturális sokkjai III
16. ábra Impulzusválaszfüggvények az SSR egy szórásnyi sokkjára Csehországban különböző paraméterek mellett. IV

TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE

1. táblázat A VAR modellezéshez ELB időszaknak választott alacsony varianiájú vagy 0 körüli kamatokkal rendelkező időszakok és azok jellemzői. 11
2. táblázat A VAR modellekhez felhasznált változók, forrásuk és a rajtuk elvégzett transzformációk. 17
3. táblázat A strukturális törés tesztek eredménye a vizsgált országban az SSR illetve az alapkamat idősorán. 19
4. táblázat A két modell predikciós hibáira számolt Diebold-Mariano tesztek p értékei..... 28
5. táblázat: Maximum likelihood paraméterbecslések az árnyékkamatlábat tartalmazó háromfaktoros modellben. II

1. A TÉMA FELVEZETÉSE

Dolgozatom célja, hogy becslést adjon Magyarország, Lengyelország és Csehország rövid árnyékkamatlábára, és megvizsgálja, hogy használható-e a monetáris politikai indikátoraként ezekben az országokban. Egészen az elmúlt évtizedig a monetáris politika legfőbb indikátora (szigorúságának vagy lazaságának mérőeszköze) egy ország jegybankja által fenntartott alapkamat vagy irányadó kamat volt, amely a nemzeti banknál elhelyezett rövid távú kereskedelmi banki betétek kamatlábát jelenti. A 2008-as válságkezelés után azonban a világ fejlett országainak jelentős részében a kamatok csökkentésével élénkítettek a gazdaságot, amely ahhoz vezetett, hogy a kamatok egy idő után elérték az effektív alsó határukat (Effective Lower Bound – ELB), vagyis további csökkentésük már nem jelentett effektív gazdasági stimulust vagy pedig a kamatok „természetes" alsó korlátja miatt csökkentésük nem is volt lehetséges. Az USA-ban a Federal Funds Rate már 2009 elejére elérte a 0 közeli szintet, míg az Eurózónában az EKB betéti kamata 2013-ban 0%-ra, majd 2019-ben már egészen -0,5%-ra csökkent. Az általam vizsgált országok (Magyarország, Lengyelország, Csehországban) mindegyikében megfigyelhető volt az elmúlt évtizedben az ELB jelensége (1. ábra).



1. ábra Irányadó kamatlábak Magyarországon, Lengyelországban Csehországban és az Eurózónában 1998 és 2022 között. Forrás: Bloomberg

A világ jegybankjai 2008 után nemkonvencionális monetáris politikai eszközökhöz nyúltak, eszközvásárlási és likviditásnyújtó programokba kezdtek, illetve előretekintő iránymutatással próbálták formálni a gazdasági szereplők hosszú távú várakozásait. Természetesen ekkor, az ELB időszakában az állandó, nulla körüli kamatszint nem jó indikátora a monetáris politika

lazaságának, hisz nem hordozza magában azokat az információkat, hogy a jegybankok milyen nemkonvencionális eszközökkel operálnak.

Ez a jelenség modellezési nehézségeket okozott a gazdaságpolitikai szakirodalomnak is. Az irodalomban Sims (1992) tanulmánya óta a SVAR (strukturális vektor autoregresszió) modell, és annak továbbfejlesztései számítottak a sztenderd módszertannak, amellyel jól vizsgálható volt a monetáris politikai beavatkozás (kamatemelés/kamatvágás) hatása és annak transzmissziós mechanizmusai. Az ELB időszaka legalább két ponton megnehezítette az ilyenfajta monetáris politikai modellezést:

- Az irányadó kamat többé nem elégséges eszköz a monetáris politika lazaságának mérésére, és a monetáris politikai sokkok identifikálására, mivel az idősor varianciája gyakorlatilag 0. Olyan módszertant kellett találni, ami a nemkonvencionális eszközök alkalmazásának is jó indikátora, és képes ezek hatását számszerűsíteni. Erre lehetséges eszköznek bizonyult az event study módszertana, amivel az eszközvásárlási és likviditásnyújtó programok, jegybanki várakozások bejelentésének pénzügyi piacokra gyakorolt hatását lehet mérni (pl. Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen, 2011, Gürkaynak & Wright, 2013). Ez a módszertan arra a megfigyelésre épül, hogy a nemkonvencionális eszközök hatása döntően akkor érvényesül, amikor bejelentik őket, nem pedig amikor ténylegesen megvalósításra kerülnek (Rossi, 2021). Más szerzők a VAR modellek mentén elindulva kerestek megoldást a nemkonvencionális eszközök modellezésére. Evgenidis & Papadamou (2021) és Gambacorta et al. (2014) a jegybankok eszközeinek mennyiségét használják a nemkonvencionális eszközök proxyjaként. Bár ez az indikátor jól kvantifikálni tudja a mennyiségi lazítás alkalmazását, nem tartalmazza az egyéb, várakozásokat befolyásoló politikák alkalmazását. Kucharčuková et al. (2016) különböző pénzügyi mutatókból (pl. kamatok, pénzmennyiség, EKB mérlegadatok) hoznak létre egy-egy, a konvencionális és a nemkonvencionális monetáris politikát reprezentáló indikátort. Ennek az indikátornak a problémája, hogy olyan faktorok is befolyásolhatják értékét, amelyek valójában a jegybank hatáskörén kívül esnek (McCoy & Clemens, 2017). Tillmann (2016) és Aßhoff et al. (2021) Qual VAR módszertant alkalmaz, amely a VAR modell QE (Quantitative easing – mennyiségi lazítás) bejelentések bináris változójával kiegészített változata. Részletes összefoglalóért a nemkonvencionális eszközök hatásainak modellezéséről ajánlom Rossi (2021) vagy Bhattarai & Neely (2016) munkáit.

- Az ELB-t megelőző időszak és az ELB időszak együttes modellezése is megnehezült a monetáris politikai eszköztár jelentős megváltozása miatt. Míg korábban nem volt akadálya a hosszú időtartamot felölelő VAR modellek becslésének, a kamatok idősorában az ELB miatt bekövetkező strukturális törés lehetetlenné tette, hogy együtt modellezhető legyen a 2010 előtti sok évtized és a 2010-es évtized. Ez azért probléma, mivel ha találnánk is az 2010-es évtizedre megfelelő monetáris politikai indikátort, az évtized önmagában nem tartalmaz elég makrogazdasági megfigyelést (amelyek általában negyedéves vagy havi adatok), hogy az megbízható paraméterbecsléseket tegyen lehetővé. Bár néhány nemkonvencionális eszköz (pl. az előretekintő iránymutatás) már a 2000-es évek eleje óta eleme a monetáris eszköztárnak, a QE programok új jelenségnek számítanak, tehát például az előző pontban említett jegybanki mérlegfőösszeg nem jó indikátor a konvencionális időszakban (Rossi, 2021). Szükség van tehát arra, hogy egy olyan indikátort találjunk, amely egyszerre képes számszerűsíteni a konvencionális és nemkonvencionális eszközök hatását, lehetővé téve a historikus adatok közös modellezését. Ennek, a modellek megbízható megbecslésén túl az a hozadéka, hogy lehetőség van például a transzmissziós mechanizmusok időbeli átalakulásának modellezésére is időben változó paraméterű (TVP) VAR modellekkel. A transzmissziós mechanizmusok időbeli változása pedig fontos tanulsággal szolgálhat a döntéshozók számára, illetve külföldről érkező spillover-hatások tanulmányozásakor is. Arratibel & Michaelis (2014) még a konvencionális időszakban modellezték TVP-VAR modellel a lengyel transzmissziós mechanizmusok átalakulását – amely már 2015 után nem lenne megvalósítható, mivel az a NBP 5 évig nem változtatott az 1,5%-os kamatszinten.

A fenti két problémára együttes megoldást kínál a monetáris politikai irodalom egyre népszerűbb eszköze, a rövid árnyékkamatláb (shadow short rate, továbbiakban: SSR, az árnyék hozamgörbe legrövidebb lejáratú (rövid) kamatlába). Az SSR becslése hozamgörbéből történik, így képes megragadni azokat a változásokat is, amelyek a hozamgörbe távolabbi végén történnek. Ez azért hasznos, mivel a nemkonvencionális eszközök éppen a hozamgörbe hosszabb végét célozzák a hosszabb távú értékpapírok megvásárlásával és a várakozások formálásával.

Az árnyékkamatláb különlegessége, hogy szemben az alapkamattal, negatív értéket is felvehet, így az ELB időszakban is rendelkezik információtartalommal, mivel nem korlátozza alsó korlát. Az ELB előtti, konvencionális időszakban azonban közelítőleg megegyezik az

alapkamattal (hiszen ekkor egy klasszikus hozamgörbe-modellezési feladattal állunk szemben – részletesebben lásd a 2.1. fejezetet). Így az árnyékkamatláb tulajdonképpen az alapkamat nemkonvencionális időszakra vonatkozó „folytatásának" tekinthető.

Többféle árnyékkamatláb számítási mód létezik (Krippner, 2013, Christensen & Rudebusch, 2016, Wu & Xia, 2016), azonban mindről elmondható, hogy eddig csak nagy gazdaságokon (USA, Eurózóna, Japán) vizsgálták azok alkalmazhatóságát. A kelet-közép-európai országokra forráskutatásom szerint nem érhetőek el nyilvános SSR-számítások. Dolgozatom célja, hogy ezt az űrt betöltse, és becslést adjak a három kelet-közép-európai ország árnyékkamatlábára a 2000-es évtizedtől kezdődően (2. fejezet). Ezt követően megvizsgálom, hogy valóban használható-e az SSR idősora a három ország esetében a monetáris politika indikátoraként, azaz hasonló modellbéli tulajdonságokat és eredményeket, valamint előrejelző képességet produkál-e-a zéró kamatok időszakában, mint az azt megelőző időszakban (3. fejezet).

Bár 2023-ban úgy tűnik, egy időre elfelejthetjük a zéró kamatokat, az SSR tanulmányozása így is további tanulságokkal szolgálhat az elmúlt évtized monetáris politikai folyamatainak megértésében, illetve a nemkonvencionális eszközök hatásának értékelésében – különösen a kelet-közép-európai országok esetében, ahol eddig kevés hasonló tanulmány született.

2. AZ SSR BECSLÉSE A KELET-KÖZÉP-EURÓPAI ORSZÁGOKBAN

2.1. MI AZ AZ ÁRNYÉKKAMATLÁB?

Historikusan a monetáris politika legfontosabb indikátora a jegybankok által fenntartott alapkamat volt. Az alapkamat 0 közeli szinten már nem jó mérőeszköze a monetáris politikának, hiszen nem tartalmaz információt az ebben időszakban jellemző nemkonvencionális monetáris expanzióról. Ahogy az alapkamatok elérték a 0 közeli szintet, és az alapkamat további csökkentése nem jelentett effektív gazdasági stimulust, a jegybankok a hozamgörbe hosszú végét igyekeztek targetálni (pl. eszközvásárlási programokkal vagy az előretekintő iránymutatás különböző formáival). Az árnyékkamatláb módszertan célja, hogy a teljes hozamgörbe felhasználásával egy adatba sűrítse a hozamgörbe aktuális állapotát.

A hozamgörbe modellezés nagyon gyakran használt módszertan a kvantitatív pénzügyekben. A klasszikus hozamgörbe modellek (pl. GATSM [Gaussian Affine Term Structure Model] és annak egy fajtája, a Nelson-Siegel modell) problémája azonban, hogy nem tudják beépíteni a kamatok szintjében megfigyelhető alsó korlátot. Alacsony kamatok

időszakában a rövidkamat (azonnali lejáratú betét kamata) a modellezés során alsó korlát alatti szintre is süllyedhet, ami nyilvánvalóan nem felel meg az empirikus megfigyeléseknek, így ezekkel a modellekkel ELB időszakban lehetetlenné válik a hozamgörbe pontos modellezése (Wu & Xia, 2016). Ennek az oka, hogy a kamatok az alsó korlát esetében „máshogy viselkednek": a hozamgörbe rövid vége ellaposodik az alsó korlát jelenléte miatt (lásd pl. később 4. ábra).

Az árnyékkamatláb módszertan lényege, hogy fogalmilag elválasztja a valóságban megfigyelhető (tényleges) kamatlábat és az árnyékkamatlábat. Az árnyékkamatláb felvehet negatív értékeket, míg a megfigyelhető kamatláb az árnyékkamatláb és az effektív alsó korlát maximumaként áll elő. Az árnyékkamatláb 0 körüli kamatok esetén is képes pontosan kifejezni a hozamgörbe által implikált „látens" negatív hozamokat, de megmarad a modell jó illeszkedése is, hiszen a modell által számolt ELB által korlátozott kamatok tartalmazzák a való életben megfigyelt alsó korlát feltételét (McCoy & Clemens, 2017).

Az árnyékkamatláb modellezésnek Black (1995) cikke jelentette a kiindulópontját. Egészen a 2010-es évekig az empirikus hozamgörbe modellek sem eredményeztek negatív kamatokat, így nem volt szükség a kamatok természetes alsó korlátjának figyelembevételére. Black a kötvények/betétek tartására opcióként tekintett: amennyiben a kamatok negatív szintre süllyednének, mindenkinek megvan a lehetősége, hogy kivegye a pénzét, és készpénzben tartsa vagy nem kamatozó betétben tartsa azt. A klasszikus hozamgörbe modellek nem számoltak ezzel az ún. opciós hatással, ami sokáig nem is jelentett problémát: amíg a kamatok távol voltak a 0 szinttől, és nem volt „esélye" annak, hogy 0 alá fognak csökkenni, addig ez az opciós hatás valójában elhanyagolható volt. Az árnyékkamatláb módszertan tehát arra a feltevésre épít, hogy a hozamgörbe felbontható két komponensre:

- „Árnyék hozamgörbe", ami akkor állna fenn, ha nem lenne a kamatok szintjének effektív alsó korlátja. Az alsó korlát az az érték, ami alatt a szereplők már inkább készpénzben tartják a pénzüket, mintsem, hogy azt kamatozó eszközbe tegyék. Az alsó korlát értéke nem feltétlenül 0. Amennyiben a készpénz tartásásának van kezelési költsége, egy negatív alsó korlát is indokolt lehet, míg amennyiben pénzügyi rendszer kevésbé fejlett és van érzékelt kockázata a kamatozó eszközök (pl. állampapír) tartásának, akkor akár pozitív alsó korlát is indokolt. A rövid árnyékkamatláb (Shadow Short Rate – SSR) az árnyék hozamgörbe legrövidebb lejáratú (rövid) kamatlába.
- „Opciós hatás", ami annak a következménye, hogy lehetőség van készpénz tartására. Értéke annál kisebb, minél alacsonyabb az alsó korlát. Amennyiben a megfigyelt

kamatok távol vannak az alsó korláttól, az opciós hatás elhanyagolható, így az árnyék hozamgörbe megegyezik a megfigyelhető hozamgörbével, tehát az ELB előtti időszakban az SSR közelítőleg megegyezik a megfigyelhető hozamokból számolt rövidkamattal, ami közelítőleg az alapkamat (Krippner, 2020). Teoretikusan azonban semmi különbség nincs az ELB-t megelőző és az ELB alatti árnyékkamatláb becslésben (mindkettő csak a megfigyelhető hozamgörbét veszi alapul), így a két időszak együtt kezelhetővé és összehasonlítható válik.

A rövid árnyékkamatláb előnye, hogy az alsó korlát fennállása idején több információt hordoz a gazdaság állapotáról, mint az alapkamat, és képes tükrözni a hozamgörbe állapotát és az abban bekövetkező változásokat. Az azonban egyáltalán nem magától értetődő, hogy a hozamgörbéből kiszámolt rövidkamat használható a monetáris politika indikátoraként, és jól identifikálhatóak vele a monetáris politikai sokkok. Egyrészt, az SSR becsült változó, így értéke függ a modell specifikációitól (pl. az effektív alsó korlát megválasztásától), és ugyanabban a specifikációban is – minimális nagyságrendben – változhat a becslés eredménye. Másrészt az ELB időszakában az SSR emelkedése és csökkenése nincs olyan közvetlen hatással a gazdaság szereplőire, mint például az alapkamat emelése, ezért az SSR változtatásának transzmissziós mechanizmusai is eltérhetnek (Krippner, 2020). Mielőtt tehát elfogadjuk az SSR-t a monetáris politika megfelelő indikátoraként, elengedhetetlen megvizsgálni, hogy hasonló modellezési tulajdonságokkal rendelkezik-e, mint az alapkamat, és az SSR sokkjára a vártnak megfelelően reagálnak-e a legfontosabb makrováltozók. Krippner (2013), Christensen & Rudebusch (2016), Wu &Xia (2016) bemutatták az SSR kedvező tulajdonságait a G4 országok esetében, azonban a kelet-közép-európai országok esetében még nem történt hasonló vizsgálat. Az SSR monetáris politikai indikátorként való használatát vizsgálom a 3. fejezetben.

2.2. BECSLÉSI MÓDSZERTAN

Az SSR megbecslésére dolgozatomban Wu & Xia (2016) által kifejlesztett módszertant alkalmaztam. A következőkben ezen cikk alapján foglalom össze a becslési módszertant.

A kiindulási pont a már említett megfigyelés: a rövid távú kamat megegyezik a látens árnyékkamatláb és az effektív alsó határ maximumával:

$$r_t = max(\underline{r}, s_t)$$

A hozamgörbe modellekben ismert módon a hozamgörbét néhány faktor[1] affin kombinációjának feltételezik, és ezek a faktorok VAR(1) folyamatot követnek:

$$s_t = \delta_0 + \delta_1' X_t$$

$$X_{t+1} = \mu + \rho X_t + \Sigma\epsilon_{t+1}, \epsilon_{t+1} \sim \mathcal{N}(0, I) \text{ i. i. d. , és } \Sigma \text{ alsó háromszög.}$$

A sztochasztikus diszkontfaktor logaritmusa a kockázati felár (λ_t) függvényében írható fel, ami szintén lineáris függvénye az állapotváltozóknak:

$$log\, M_{t+1} = -\, r_t \, - \frac{1}{2}\lambda_t'\lambda_t - \lambda_t'\epsilon_{t+1}$$

$$\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t$$

Ebből az következik, hogy a faktorok a kockázatmentes mértéken (Q) is VAR(1) folyamatot követnek:

$$X_{t+1} = \mu^Q + \rho^Q X_t + \Sigma\epsilon_{t+1}^Q \, , \; \epsilon_{t+1}^Q \sim \mathcal{N}(0, I) \text{ i. i. d.,}$$

ahol a szerzőpáros által követett Joslin, Singleton, and Zhu (2011) restrikcióban ρ^Q Jordan-normálalakú 2 különböző sajátértékkel, $\mu^Q = 0$, míg a korábbi egyenletben szereplő $\delta_1 = [1\ 0\ 0]$.

Wu & Xia (2016) kiindulási pontja az 1 hónapos határidős hozamok, amelyek kifejezhetők a (log)hozamok lineáris kombinációjaként:

$$f_{n,n+1,t} = (n+1)r_{n+1,t} - nr_{nt,}$$

ahol n a t kezdőponttól eltelt hónapok számát jelenti. Jelen esetben a hozamok azonban nem függenek lineárisan a faktoroktól. A nemlineáris közelítést egy g függvénnyel végzik (amely egy standard normális eloszlás eloszlás- és sűrűségfüggvényének összegéből áll):

$$f_{n,n+1,t}^{SRmodel} = \underline{r} + \sigma_n^Q g\left(\frac{a_n + b_n' X_t - \underline{r}}{\sigma_n^Q}\right), \sigma_n^Q = Var_n^Q(s_{t+n}),$$

és ebből a Kalman filterhez használt mérési egyenlet a következő alakot ölti:

$$f_{n,n+1,t}^0 = \underline{r} + \sigma_n^Q g\left(\frac{a_n + b_n' X_t - \underline{r}}{\sigma_n^Q}\right) + \eta_{nt}, \eta_{nt} \sim \mathcal{N}(0, \omega) \;\; i.i.d.$$

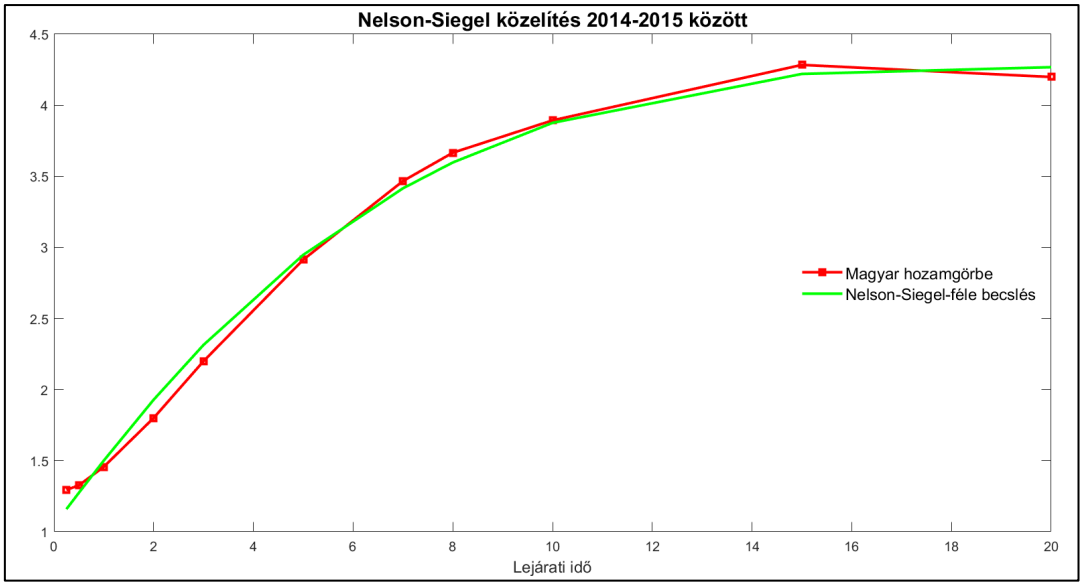
Innen pedig már az kibővített Kalman filter használatával (ami lokálisan linearizálja a g függvényt) már megbecsülhetőek a modell paraméterei és az állapotváltozók idősorai.

[1] A pénzügyekben ismert empirikus eredmények szerint a hozamgörbe jól előállítható 3 faktor lineáris kominációjaként, ezért Wu & Xia (2016) is 3 faktoros modellt épít.

2.3. AZ SSR BECSLÉSÉHEZ HASZNÁLT ADATOK

Az SSR becslését Magyarországra, Lengyelországra és Csehországra 1998 júniusától 2022 októberéig tartó időintervallumon végeztem el. A szükséges adatokat Bloombergről töltöttem le: a három ország kamatszelvény nélküli 3, 6 hónapos, 1, 2, 3, 5, 7, 8, 10, 15 és 20 éves államkötvény-hozam indexét (zero coupon yield index), amely különböző, adott lejáratú kamatozó kötvények hozamából van előállítva. A hozamokat havi gyakoriságban töltöttem le, és hó végi megfigyeléseket használtam.

A Wu & Xia (2016) – féle módszertanhoz 1 hónap időtávú határidős hozamok használatára van szükség. Mivel ilyen adatok nem érhetőek közvetlenül, ezért ezeket Nelson & Siegel (1987) -féle hozamgörbe modellel alkottam meg a Schvorob (2023) által készített MATLAB függvény segítségével, amely jól illeszkedett az adatokra (lásd 2. ábra). Ezek után, továbbra is követve az eredeti cikket 3, 6 hónapos, 1, 2, 3, 5 és 10 éves, 1 hónap időtávú határidős hozamokat állítottam elő, amelyeket már az árnyékkamatlábat tartalmazó modell becsléséhez használtam fel. A határidős hozamok idősora megtalálható a mellékletben (13. ábra).



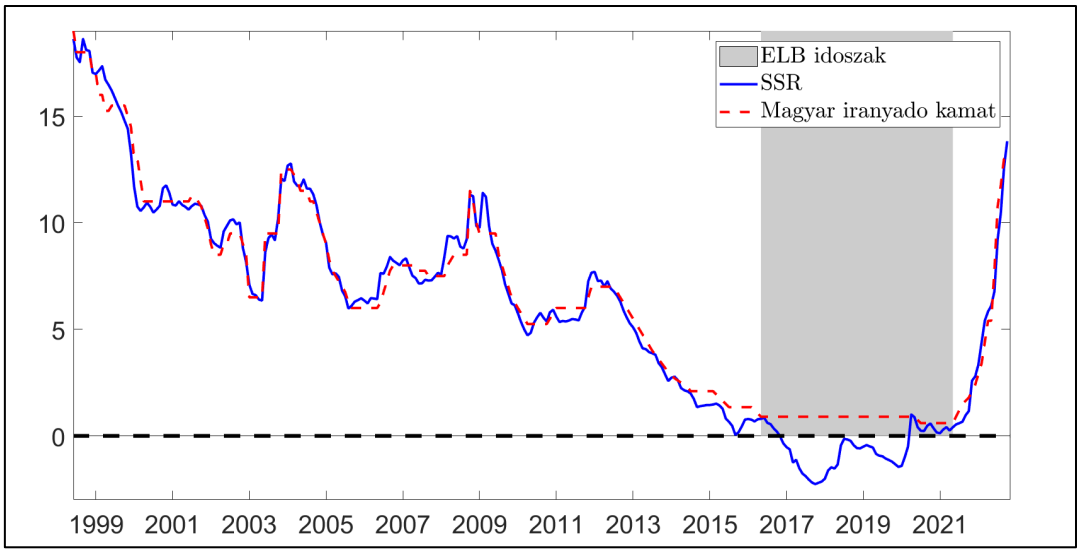
2. ábra. A Nelson-Siegel modellből becsült hozamgörbe illeszkedése a hozamgörbére – 2014-2015 közötti átlag, magyar adatokon. Forrás: saját számítás

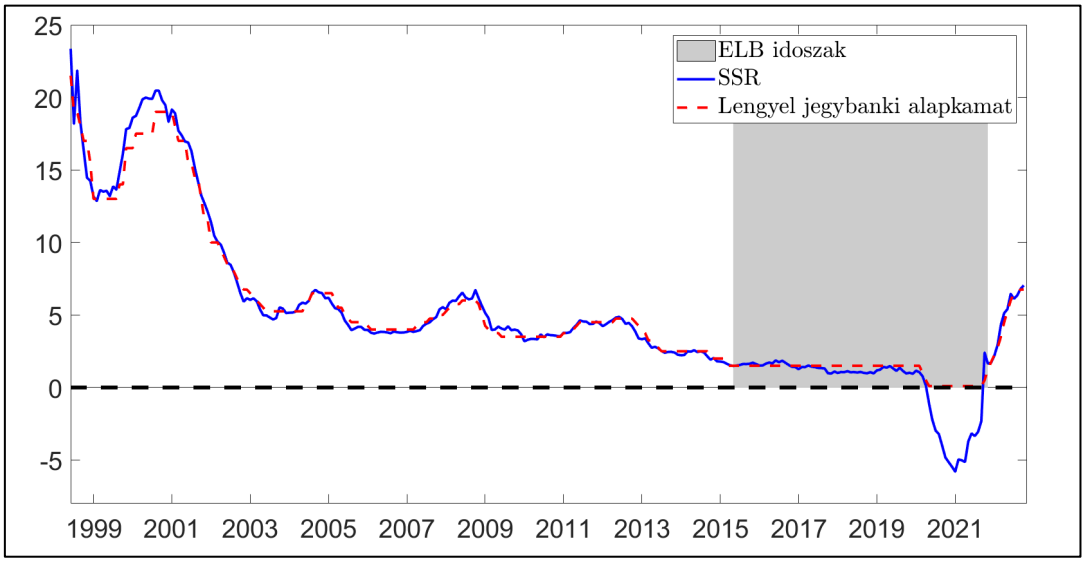
2.4. EREDMÉNYEK

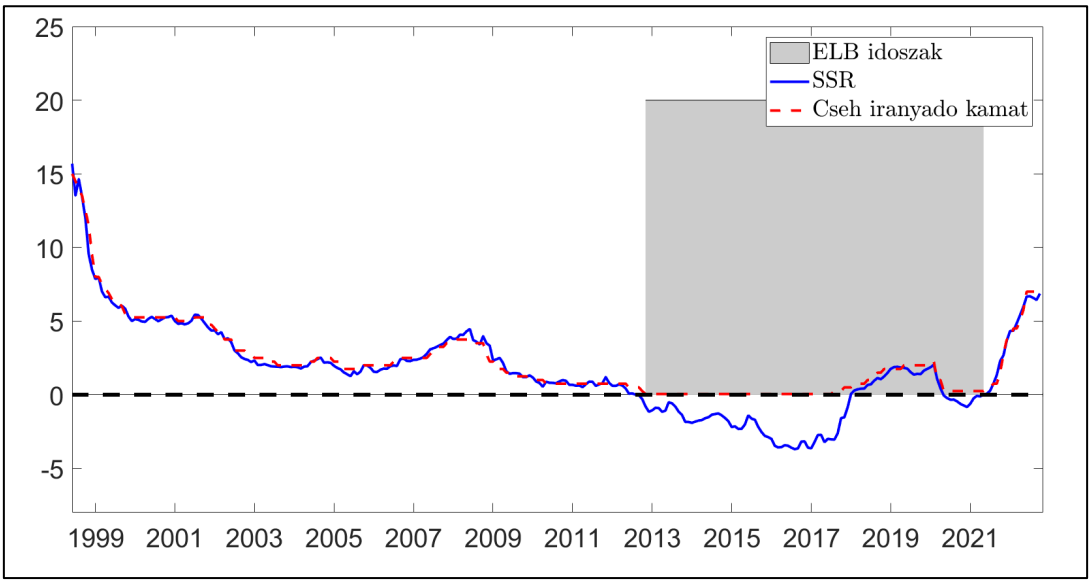
Az adatok előkészítése után, de a becslés megkezdése előtt már csak egy döntést kell hoznunk: mi legyen a feltételezett effektív alsó korlát (ELB) az egyes országokban. Az időszakban minden országban jellemző volt egy ponton, hogy a konvencionális politika elérte a korlátait, és az MNB és az NBP nemkonvencionális eszközök használatába kezdtek

(részletesebben lásd a 3.1 alfejezetet). Bár a jegybankok célja az expanzió volt, az alapkamatokat egy szintnél tovább nem csökkentették. Utóbbi szintek a kamatok effektív alsó határának tekinthetőek, ezért az országokban a becslési periódus alatt előforduló legalacsonyabb alapkamat értékeket választottam ELB-nek. A legalacsonyabb alapkamat Lengyelország esetében 0,1%, Csehország esetében 0,05% volt, Magyarország esetében viszont 0,6%, ami irreálisan magas érték lenne ELB-nek, tekintve, hogy az állampapír hozamok is alacsonyabbak voltak számos időszakban. Ezért Magyarországon a legkisebb 3 hónapos államkötvényhozamot választottam effektív alsó határnak, ez 0,05%. Meg kell jegyezni, hogy az SSR értéke szorosan függ az ELB megválasztásától, ahogy azt McCoy & Clemens (2017) is szemlélteti. Ezért különböző ELB értékek mellett is elvégeztem a modellbecslést. Az így kapott SSR idősorok hasonló dinamikát mutatnak egymással, és a VAR modellekben is hasonlóan viselkednek. A robusztusságvizsgálatot Csehország esetében reportálom, mivel az SSR ebben az országban hordoz a leghosszabb ideig addicionális információt – itt volt a leghosszabb az ELB időszak. A robusztusságvizsgálat eredményei megtalálhatók a Mellékletben (14. és 16. ábra).

Az árnyékkamatlábat használó hozamgörbe modell (Shadow rate term structure model – SRTSM) kibővített Kalman Filterrel történő megbecslését a Wu &Xia (2016) cikkhez tartozó MATLAB kód felhasználásával végeztem el. A paraméterbecslések eredményei megtalálhatók a Mellékletben, az 5.táblazatban. A megbecsült SSR idősorok a 3. ábrán láthatóak. Az ábrákon szürkével jelöltem az ELB időszakokat. Az ELB időszak megválasztása semmilyen hatással nem volt a modell becslésére, csupán azt jelöli, hogy mi az az időszak, amikor az alapkamatok elérték az alsó határukat, vagy éveken keresztül nem változtak. Az ELB időszak mesterséges megválasztására azért van szükség, mert ezen az időszakon fogom tesztelni a 3. fejezetben, hogy az SSR valóban értékes többletinformációval rendelkezik-e a makrogazdaság állapotáról. Az ELB időszak megválasztása Csehország esetében kézenfekvő volt: onnantól tart, amikor az alapkamat elérte a 0,05%-os szintet, és addig tart, amíg a kamatok tartósan 0 felé nem emelkedtek. Lengyelország és Magyarország esetében bár a kamatok csak 2021-ben érték el tényleges minimális értéküket, már 2015, illetve 2016 óta évekig nem rendelkeztek varianciával, ezen az időszakon már érdemes tesztelni az SSR hasznosságát, ezért ezt az időszakot is az ELB időszakhoz soroltam (1. táblázat).







3. ábra. Az irányadó kamatláb és az SSR becsült idősora a vizsgált országok esetében. Forrás: Bloomberg, ill saját számítás.

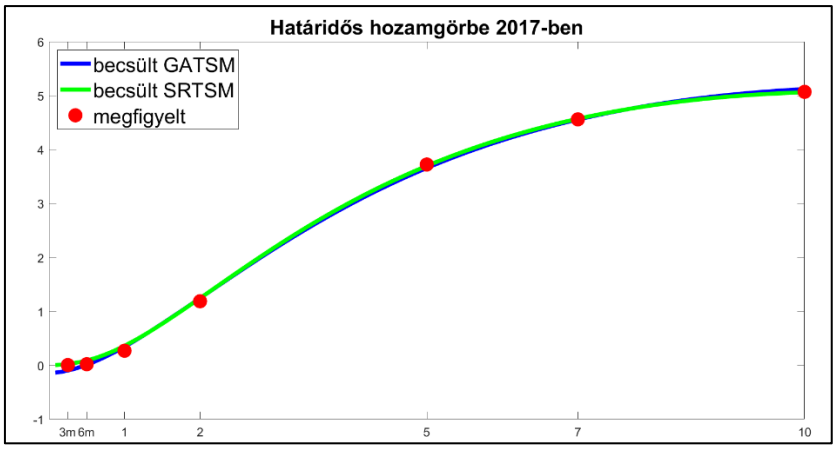
ELB időszaknak választott időszakok

Ország	ELB időszak	Az időszak jellemzője
Magyarország	2016. 05. – 2021. 05.	Alapkamat 0,6-0,9% között, nagyon alacsony variancia
Lengyelország	2015. 03. – 2021.09.	Alapkamat 5 éven keresztül 1,5%, majd 0,1%
Csehország	2012. 11. – 2021. 05.	Alapkamat 5 éven keresztül 0.05%, majd 2017-től kezdődő 3 év „szigor" után a Covid19 idején újra 0,25%-ra csökken

1. táblázat A VAR modellezéshez ELB időszaknak választott alacsony varianiájú vagy 0 körüli kamatokkal rendelkező időszakok és azok jellemzői.

A 3. ábra alapján látható, hogy az SSR mind a három országban többletinformációt hordoz alapkamathoz képest. Az ELB időszakon kívül, és amikor a kamatok távol voltak az ELB-től, az SSR jól illeszkedik az irányadó kamat idősorára, később vannak azonban olyan időszakok, amikor az SSR egészen elválik az irányadó kamattól, negatív szintre süllyed és nagy varianciát mutat.

Érdemes még megvizsgálni, hogy a modell által visszabecsült határidős kamatok mennyire illeszkednek jól a becsléshez felhasznált határidős hozamokra. Továbbá, azt is fontos látni, hogy hogyan illeszkednének ezek a hozamok, ha nem az árnyékkamatlábat használó nemlineáris hozamgörbe modellel (SRTSM), hanem a klasszikus, gauss-i affin hozamgörbe modellel készítenénk el a becslést. Ehhez a 2017-es magyar hozamgörbék átlagát vettem (mivel ebben az időszakban voltak a legközelebb az alsó határhoz a hozamok), és megnéztem, hogy ez hogyan illeszkedik a megfigyelt hozamgörbére (4. ábra). Ebből az olvasható le, hogy az alacsony kamatok időszakában az SRTSM valóban képes a hozamgörbe rövid végére jobban illeszkedni.



4. ábra Megfigyelt és becsült magyar (1 hónapos) határidős hozamgörbék 2017-ben, átlagolva. Forrás: saját számítás.

3. AZ SSR ALKALMAZHATÓSÁGÁNAK VIZSGÁLATA

A fejezet célja, hogy megvizsgálja, a becsült SSR idősorok alkalmasak-e az ELB időszak alatt arra, hogy jól identifikáljuk vele a monetáris politikai sokkokat. Számos tanulmány hangsúlyozta már az SSR monetáris indikátorként való használatában lévő potenciált (Krippner, 2012, Lombardi & Zhu, 2014 ill. Wu & Xia, 2016), azonban a kelet-közép-európai országok esetében tudomásom szerint még nem történt erre vonatkozó vizsgálat.

Mint láttuk, az SSR becslése hozamgörbéből történik, így képes (pl. a nemkonvencionális eszközök által okozott) hozamgörbe távolabbi végén történt hozamváltozásokat is beépíteni az indikátor értékébe. Az SSR monetáris indikátorként való használata azonban több kérdést is felvet. Egyrészt az ELB időszak alatt az SSR nincs közvetlenül a jegybank irányítása alatt, csupán hatni képes arra úgy, hogy másodpiaci vásárlásokkal vagy előretekintő iránymutatással befolyásolja a piacon kialakuló államkötvény-hozamokat. Másrészt probléma lehet, ahogy azt már a 2. fejezetben is írtam, hogy az SSR értéke függ a modell specifikációitól. Továbbá, az SSR transzmissziós mechanizmusa is más lehet, mint az alapkamaté, mivel az SSR emelkedése/csökkenése nem érinti olyan közvetlenül a piaci szereplőket, mint egy kamatemelés vagy kamatvágás. Mindenesetre az biztos, hogy az SSR addicionális információt tartalmaz az ELB időszak konstans 0 körüli kamataihoz képest, a kérdés az, hogy milyen következtetéseket vonhatunk le ebből az addicionális információból. Ebben a fejezetben megvizsgálom, hogy

- megfelelően tükrözi-e az SSR a nemkonvencionális eszközök hatását (3.1),
- van-e szignifikáns különbség az SSR nemkonvencionális időszaki transzmissziós mechanizmusa és az alapkamat transzmissziós mechanizmusa között (3.2.-3.4.),
- hogyan értékelhető a nemkonvencionális politika sikeressége az ELB időszakban (3.5.),
- valamint, hogy javítja-e a legfőbb makrováltozók előrejelzését az SSR használata az ELB időszakban (3.6.).

3.1. NEMKONVENCIONÁLIS MONETÁRIS POLITIKA A VIZSGÁLT ORSZÁGOKBAN

A vizsgált időszakban a három ország mindegyikében valamilyen mértékben alkalmazásra kerültek nemkonvencionális monetáris eszközök.

Magyarországon az MNB 2014 után aktívan kísérletezett új eszközökkel. Bár kifejezett célja volt az alapkamat 0,9%-on tartása, számos nemkonvencionális eszközzel segítették mind a rövid pénzpiaci hozamok csökkenését, mind a hosszú távú hozamok csökkenését (Nagy &

Virág, 2016). Az MNB 2014 áprilisában elindította az Önfinanszírozási Programot, majd 2016 augusztusától korlátozta a 3 hónapos betéti eszközökhöz való hozzáférést (ezekkel a banki likviditás jelentős részét az állampapír-piacra terelve), és likviditásnyújtó devizacsere-ügyleteken (FX swap) keresztül segítette a laza monetáris kondíciók elérését és a hosszú hozamok csökkenését (MNB, 2018). A 2017 júniusától a FED bejelentette a mérlegének fokozatos leépítését, és kamatemelési ciklusba kezdett, ami világszerte emelte a hozamokat, ez tükröződhet a magyar SSR emelkedésében is. A Növekedési Kötvényprogram 2019 áprilisi bejelentése és alkalmazása jelentős hozamcsökkentő erővel bírt, továbbá az eszközvásárlás 2020 nyarától már kiterjedt az államkötvényekre is – a korábbiaknál jóval nagyobb mértéket öltve (a pandémia alatt az MNB a GDP 10%-ának megfelelő kötvényt vásárolt) (Lybek, 2023).

Lengyelországban az NBP alkalmazkodóbb monetáris politikát folytatott a pandémia előtt, kevésbé kísérletezett nemkonvencionális eszközökkel, és a kamatszintet is magasan, 1,5%-on tartotta. A pandémia időszakában azonban már 2020 márciusában elkezdte kivitelezni a GDP 5,2%-ára rúgó eszközvásárlási programját, és az alapkamat szintjét is nem várt gyorsasággal lecsökkentette 0,1%-ra (Fratto et al., 2021). A hozamok világszintű emelkedésére reagálva az NBP 2021 márciusától újult erővel kezdett kötvényvásárlásba (Lindquist, 2021). Hertel et al. (2022) az NBP által folytatott APP hatását számszerűsítették egy árnyékkamatlábat tartalmazó modellel, és arra jutottak, hogy 2021-ben 0,5 százalékponttal sikerült csökkenteni az árak emelkedését és a GDP visszaesését.

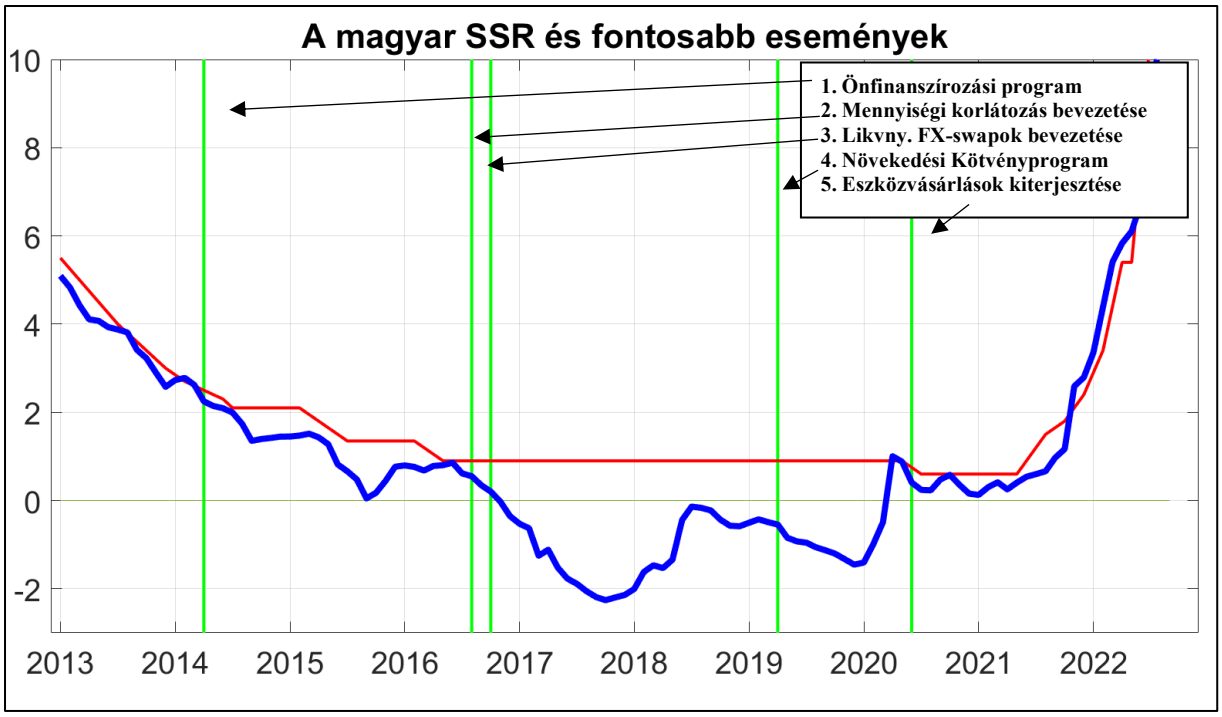
Csehországban a CNB szintén nem nyúlt nemkonvencionális eszközökhöz, továbbá még a pandémia alatt sem jelentett be mennyiségi lazítást. A cseh alapkamat már 2012-ben elérte alsó korlátját, az EKB-hoz hasonló QE programok elindítása nem volt szükséges, mivel a cseh gazdasági szereplők likviditásbőségében voltak. A jegybank a deflációs helyzetre és a lassuló növekedésre erős devizapiaci intervencióval és előretekintő iránymutatással reagált, 2013 novemberében leértékelte a cseh koronát, ami effektív gazdasági stimulust jelentett (Alichi et al, 2015), és ez 2015 végén ismét megismétlésre került (Hledik et al., 2016). Ezek az intervenciók a hozamok nagyságában is tükröződhettek, bár erről tudomásom szerint nem érhető el megerősítő tanulmány.

Mivel mindegyik ország az eurózóna vonzáskörzetéhez tartozik, ezért fontosnak tartom összefoglalni az eurózónában alkalmazott nemkonvencionális eszközök történetét is. Ez azért lehet fontos tanulsággal, mivel Falagiarda et al. (2015) is megerősíti, hogy az EKB eszközvásárlási programjai kedvező spillover hatással voltak a vizsgált 3 ország kötvényhozamaira is. Eurózónában az EKB sokféle nemkonvencionális eszközt alkalmazott a kamatok ELB-be ütközése óta. 2010 májusában kezdték el végrehajtani az Securities Markets

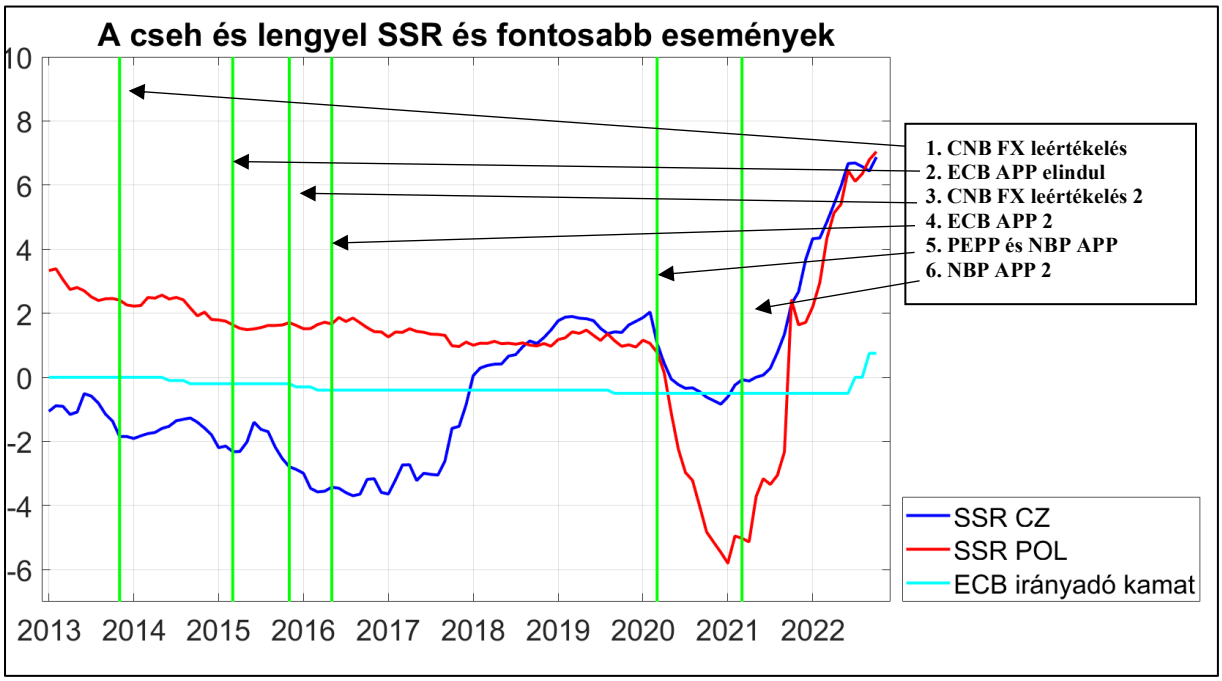
Programmme-ot, amelyben az EKB euroövezeti országok államkötvényeit vásárolta meg a másodlagos piacon, hogy kezelje a pénzügyi piacokon az európai államadósság-válság idején jelentkező súlyos feszültségeket. 2011 decemberében jelentették be a 3 éves LTRO-k alkalmazását, 2014 októberében pedig az EKB nagyszabású eszközvásárlási programját, amelyet aztán 2015 márciustól kezdve folyamatosan hajtottak végre, és 2016 májusában kiterjesztették a vállalati kötvényekre is. A pandémia idején az ECB 2020 márciusában elindította a Pandemic Emergency Purchase Programme (PEPP) nevű programját, melyben 1680 milliárd euró értékben vásárolt másodpiaci eszközöket (EKB, 2023).

A háború kitörése, illetve az azt kísérő inflációs környezet minden országban a korábbi expanziós politika revízióját vonta maga után, és kamatemelések, illetve mérlegleépítések következtek. Dolgozatomban ezzel a periódussal nem foglalkozom, mivel ekkor az árnyékkamatláb is kevésbé releváns elemzési eszköz.

Az 5.-6. ábrán láthatóak a legfontosabb nemkonvencionális események időpontjai az vizsgált három országban és az Eurózónában. Az 5. ábra alapján leolvasható, hogy a mennyiségi korlátozás bevezetése és a banki likviditás állampapírba való terelése egybeesik azzal az időszakkal, amikor a magyar SSR először süllyedt tartósan negatív tartományba. A 2017 második felében kezdődő globális kamatemelkedés után láthatóan a Növekedési Kötvényprogram is lazította a monetáris kondíciókat, valamint a 2020-as újbóli SSR emelkedést is megállította a 2020 márciusában bejelentett kiterjesztett eszközvásárlási program. Az 6. ábra alapján elmondható, hogy a cseh korona leértékelése nem hozott jelentős változott a hozamkörnyezetben, viszont az EKB APP programjának legjelentősebb időszaka (2015-2017) egybeesik a cseh SSR legalacsonyabb értékeivel, ami a spillover hatásoknak lehet köszönhető. Lengyelországban, ami az EKB APP-n túl saját eszközvásárlási programot is hirdetett 2020 márciusában, nagyon nagy zuhanást tapasztalunk az SSR értékében, ami a program erős hatásait tükrözi.



5. ábra Legfontosabb nemkonvencionális politikai események a Magyarországon. A kék vonal a magyar SSR-t, a piros a magyar alapkamatot jelöli. Forrás: saját szerekesztés.



6. ábra Legfontosabb nemkonvencionális politikai események a Lengyelországban, Csehországban és az Eurózónában. Forrás: saját szerkesztés.

3.2. STRUKTURÁLIS VAR MODELL

A vizuális inspekció után azt fogom megvizsgálni, hogy milyen tulajdonságokat mutat az árnyékkamatláb a standard monetáris VAR modellekben. A p késleltetésű VAR modell egyenlete a következő (Hamilton, 1994, p. 291):

$$y_t = c + \Theta_1 y_{t-1} \Theta_2 y_{t-2} + \cdots + \Theta_p y_{t-p} + \epsilon_t,\ \epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Omega)\ \text{i. i. d.},$$

ahol y_t (n x 1)-es vektor, míg Θ_p egy (n x n)-es mátrix.

Ez kényelmesebb formába hozható a következő jelölések bevezetésével:

$$X_{t-1} = [y'_{t-1} \cdots \quad y'_{t-p}]', \Pi' = \left[\ \Theta_1\ \ \Theta_2 \ldots\ \ \Theta_p\right]$$

amelyekkel:

$$y_t = \mu\ +\ \Pi' X_{t-1} + \epsilon_t.$$

A makroökonometriai irodalmat követve, a monetáris politikai sokkokat Cholesky-dekompozíció segítségével identifikálom. Az ilyen ún. strukturális VAR modellek alapja, hogy a hibatagok kovarianciamátrixát identitásmátrixszá szeretnénk alakítani, ezzel elkerülve, hogy a változók azonos időszaki sokkjai egymással is korreláljanak (Ghysels & Marcellino, 2018, p.266):

$$y_t = \mu + \rho X_{t-1} + \Sigma u_t,\ \mathrm{u}_t \sim \mathcal{N}(0, \mathrm{I})\ \text{i. i. d.}, \text{és ahol}\ u_t = \Sigma^{-1}\epsilon_t,$$

A Cholesky identifikációban a Σ mátrix alsó-háromszög alakú (és az eredeti kovarianciamátrix Cholesky-kompozíciójából kapható meg), amelynek szemléletes jelentése, hogy minden VAR modellben szerepeltetett változó sokkja csak a sorrendben utána következő változóra lehet hatással. Így fontossá válik a változók rendezése, előre kerülnek a „lassan mozgó" változók (mint. pl. a fogyasztói árak vagy a GDP), hátra pedig azok a változók, amelyek gyors reagálásúak (pl. kamatok, árfolyam).

Mivel dolgozatom célja az SSR használhatóságának általános értékelése (és nem a monetáris politikai sokkok legpontosabb identifikálása), ezért egy relatíve egyszerű, standard monetáris VAR modellt építettem, összesen 5 változóval országonként, amelyeket a 2. táblázat tartalmaz. Az adatokat 2000-től 2021 végéig használtam (így a differenciálás után összesen 293 időszakom volt a modellben). Az időszakválasztásnak egyik oka, hogy 2000-től kezdődően érhetőek megbízható és szezonális kiigazított havi ipari termelési adatok az Eurostat oldalán. Másik oldalról a háború 2022-es kitörése óriási sokkot okozott mind az árak, mind az ipari termelés szintjén, amelyek után a jegybankok hirtelen kamatemelésbe kezdtek. Ilyen pozitív hozamkörnyezetben környezetben az árnyékkamatláb nem rendelkezik az alapkamaton túl számottevő releváns információval. A pandémia időszakának (2020-2021) VAR modellbe való bevétele szintén nehézséget okozhat a nagy termelési sokkok miatt, azonban ezt az időszakot

két okból is megtartottam: egyrészt a 2020 márciusi sokk után az országok gazdaságai relatíve gyorsan visszapattantak, másrészt ez az időszak a monetáris politikai lazításnak és a nemkonvencionális eszközök alkalmazásának csúcsidőszaka volt, így fontos információval rendelkezhet az SSR használhatóságáról és a nemkonvencionális eszközök eredményességéről.

A VAR modellhez felhasznált változók

	Transzformációk	Forrás	Sorrend
Munkanélküliségi ráta a gazdaságilag aktív népesség százalékában		Eurostat	1.
Ipari termelés volumenindexe – teljes	sz.k.r, logdiff	Eurostat	2.
Harmonizált fogyasztói árindex	sz.k., logdiff	Eurostat	3.
Becsült SSR		saját számítás	4.
A vizsgált országok alapkamata hónap végén		Bloomberg	4.
A vizsgált országok árfolyama euróban kifejezve, hónap végén	logdiff	Bloomberg	5.

Jelmagyarázat:
sz. k. r. = szezonálisan kiigazítottan reportált
sz.k.= X-13ARIMA módszerrel szezonálisan kiigazított
logdiff = logdifferenciált

2. táblázat A VAR modellekhez felhasznált változók, forrásuk és a rajtuk elvégzett transzformációk.

Optimális késleltetésszámnak az AIC, BIC kritériumok együttes figyelembevételével p=4-et választottam, bár a későbbiekben ismertetett kvalitatív megállapítások más késleltetésszám mellett is érvényben maradnak. A kamatok és a munkanélküliségi ráta idősorát az értelmezhetőség érdekében szintben hagytam a modellben, vagyis nem csak stacioner idősorokkal dolgoztam. A modellek stacioner eredményt produkáltak, azonban a paraméterbecslést érdemes lehet kointegrációs módszerrel vagy bayesi modellbecsléssel javítani a jövőben. Továbbá, endogenitás jelenléte is feltételezhető, amely több információ beépítését lehetővé tevő FAVAR modellekkel lenne kezelhető, és így pontosabb paraméterbecsléseket kapnánk. Jelen dolgozatnak azonban nem a „tökéletes modell" a fókuszpontja, hanem az SSR és az alapkamat általános modellbéli viselkedésének összehasonlítása. A modellek eredményeiből inkább kvalitatív megállapításokat vonhatunk le, a pontos következtetésekhez azonban jóval kifinomult technikákra és sokkal több változóra lenne szükségünk.

3.3. STRUKTURÁLIS TÖRÉS TESZT

Az első kérdés, amit VAR modellel megvizsgáltam, hogy a becsült paraméterek „azonos" értékeket vesznek-e fel az ELB időszak előtt, mint az ELB időszakban, vagyis, hogy a transzmissziós mechanizmusok továbbra is ugyanúgy modellezhetőek-az ELB időszakban, mint korábban. Ezt Wu & Xia (2016) cikkét követve úgy tesztelhetjük, hogy olyan VAR

modellt becslünk, amelyben megengedjük a paraméterek eltérését az ELB előtti és az ELB időszakban, és ezek egyezőségét teszteljük.

A változók közül a kamatot s_t-vel, a maradék m változót pedig ${y_t}^m$-mel jelölve a VAR modell felírható a következő alakban:

$$\begin{bmatrix} {y_t}^m \\ s_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu^y \\ \mu^s \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho^{yy} & \rho^{ys} \\ \rho^{sy} & \rho^{ss} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} {Y_{t-1}}^m \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Sigma^{yy} & 0 \\ \Sigma^{sy} & \Sigma^{ss} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^m \\ {\mathrm{u}^s}_t \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} u_t^m \\ {\mathrm{u}^s}_t \end{bmatrix} \sim \mathcal{N}(0, \mathrm{I})\ iid,$$

amelynek két blokkja külön-külön felírva:

$$y_t^m = \mu^y + \rho^{yy}\, {Y_{t-1}}^m + \rho^{ys}\, S_{t-1} + \Sigma^{yy}\, u_t^m$$

$$s_t = \mu^s + \rho^{sy} {Y_{t-1}}^m + \rho^{ss} S_{t-1} + \Sigma^{sy} u_t^m + \Sigma^{ss} u_t^s$$

A strukturális törés tesztet az indikátorfüggvény segítségével írhatjuk fel, két részre szedve a mintát ELB előtti időszakra és ELB időszakra. Az első blokkra nézve:

$$y_t^m = \mu^y + \rho^{yy} {Y_{t-1}}^m + \mathbb{1}_{(t<ELB)} {\rho_1}^{ys} S_{t-1} + \mathbb{1}_{(t>ELB)} {\rho_2}^{ys} S_{t-1} + \Sigma^{yy}\, u_t^m$$

vagy másképpen:

$$y_t^m = \mu^y + \rho^{yy} {Y_{t-1}}^m + \rho^{ys} S_{t-1} + \mathbb{1}_{(t>ELB)} {\rho_{add}}^{ys} S_{t-1} + \Sigma^{yy}\, u_t^m$$

A nullhipotézisünk, miszerint nincs strukturális törés az ELB időszak kezdetekor is felírható kétféleképpen.

$$H_0: {\rho_1}^{ys} = {\rho_2}^{ys}\text{, vagy}$$

$$H_0: {\rho_{add}}^{ys} = 0.$$

A második blokkban ugyanez

$$s_t = \mu^s + \rho^{sy} {Y_{t-1}}^m + \mathbb{1}_{(t>ELB)} {\rho_{add}}^{sy} {Y_{t-1}}^m + \rho^{ss} S_{t-1} + \Sigma^{sy} u_t^m + \Sigma^{ss} u_t^s$$

formában írható fel, ahol a ${\rho_{add}}^{sy} = 0$ nullhipotézis vizsgálandó.

A nullhipotézis második felírását már klasszikus Likelihood arány teszttel lehet tesztelni. Hamiltont (1994, p. 297) követve a χ^2 eloszlású tesztstatisztika:

$$(T-k)\,(\ ln\left|{\Sigma_{\mathrm{R}}}^{\widehat{yy}\widehat{\Sigma_{\mathrm{R}}}^{yy\prime}}\right| - ln\left|{\Sigma_U}^{\widehat{yy}\widehat{\Sigma_U}^{yy\prime}}\right|\ ),\ \text{ahol}$$

${\Sigma_U}^{\widehat{yy}\widehat{\Sigma_U}^{yy\prime}}$ az eredeti, ${\Sigma_R}^{\widehat{yy}\widehat{\Sigma_R}^{yy\prime}}$a nullhipotézist tartalmazó modell becsült kovarianciamátrixa, T-k pedig az egyenletrendszer szabadságfoka.

A strukturális törés tesztet elvégeztem az alapkamatok és az SSR idősorára is. A p értékeket a 3. táblázat tartalmazza. A p értékek alapján leolvasható, hogy a 6 idősor közül a magyar SSR,

a magyar alapkamat, valamint a cseh SSR modellbéli paraméterei nem mutatnak strukturális törést egyik teszt alapján sem. Ebből azt a következtetést vonhatjuk le, hogy a cseh és a magyar SSR az ELB időszakban is jól használható monetáris modellezésre az alapkamat „folytatásaként", mivel hasonló transzmissziós mechanizmussal rendelkeznek, mint a normál időkben, amikor közelítőleg az alapkamat értékével egyeztek meg. A lengyel SSR használatával azonban elővigyázatosnak kell lennünk.

A strukturális törés tesztek p értékei

Ország	SSR		Alapkamat	
	$\rho_1{}^{ys} = \rho_2{}^{ys}$	$\rho_1{}^{sy} = \rho_2{}^{sy}$	$\rho_1{}^{ys} = \rho_2{}^{ys}$	$\rho_1{}^{sy} = \rho_2{}^{sy}$
Magyarország ELB kezdete: 2016. 05.	**0,5802**	**0,9835**	**0,1349**	**0,8935**
Lengyelország ELB kezdete: 2015. 03.	0,005	0,1543	0,000	0,2893
Csehország ELB kezdete: 2012. 11.	**0,095**	**0,1704**	0,0000	0,4156

3. táblázat A strukturális törés tesztek eredménye a vizsgált országban az SSR illetve az alapkamat idősorán.

Fel kell azonban rá hívni a figyelmet, hogy a transzmissziós mechanizmusok időbeli változása ismert jelenség, és számos makrogazdasági tényező befolyásolhatja a transzmisszió alakulását. Az tehát, hogyha az ELB időszak alatt az SSR használatával eltérő transzmissziót tapasztalunk, nem feltétlenül jelenti azt, hogy az SSR nem alkalmas modellezésre – lehet, hogy maga a transzmissziós mechanizmus változott meg időközben. Mindenesetre, ha nem találunk strukturális törést, az biztosan jó jel arra, hogy az SSR használható az alapkamat „folytatásaként".

3.4. IMPULZUSVÁLASZ-FÜGGVÉNYEK ELEMZÉSE

Ebben a fejezetben impulzusválasz-függvények (IVF) segítségével vizsgálom a VAR modellek eredményeit. Azt ellenőrzöm, hogy az SSR segítségével az ELB időszakban megbecsült VAR modellek eredményei plauzibilisek-e, és hasonló impulzusválaszokat generálnak-e, mint az alapkamatot használó modell.

A strukturális VAR modell alapegyenletét késleltetési polinomokkal felírva, majd átrendezve és az invertálást elvégezve a következő egyenlethez jutunk:

$$y_t = \left(I - \Theta_1 L - \Theta_2 L^2 + \cdots + \Theta_p L^p\right)^{-1} \Sigma\, u_t,\ \mathrm{u}_t \sim \mathcal{N}(0, \mathrm{I})\ \text{i. i. d.},$$

amely, az inverzet kibontva egy végtelen polinom alakját ölti:

$$y_t = \left(I + \Pi_1 L + \Pi_2 L^2 + \cdots + \Pi_p L^p + \cdots\right) \Sigma\, u_t,\ \mathrm{u}_t \sim \mathcal{N}(0, \mathrm{I})\ \text{i. i. d.}$$

ahol már könnyen értelmezhetően az impulzusválaszok: az ${u_t}^{(j)}$ egységnyi megváltozása $(\Pi_k \Sigma)^{ij}$ egységgel növeli meg ${y_{t+k}}^{(i)}$ értékét (Hamilton, 1994, p. 318).

Jelenleg a monetáris politikai sokkok identifikálása a célunk, ezért csak az alapkamat, illetve az SSR egy szórásnyi sokkjának makrogazdasági hatásait vizsgáltam. Ahogy írtam, a monetáris politikai sokkokat Cholesky-dekompozícióval identifikáltam, a következő rendezéssel:

$$y_t = [UNE_t \quad IP_t \quad HICP_t \quad S_t \quad EXCHRATE_t]'.$$

A rendezést az indokolja, hogy az árfolyam tud a leggyorsabban (már azonos időszakban) reagálni egy monetáris sokkra, míg a többi, tradicionálisan lassan mozgónak tartott változónál ez nem valószínű. A modellbecslést MATLAB-ban végeztem el, és a kamatlábat érő egy szórásnyi pozitív sokk hatását vizsgáltam, mivel ez a szokásos az irodalomban. Azonban az impulzusválaszok a modell a linearitása miatt tükrözhetőek lennének az x tengelyre, amennyiben monetáris lazítást szeretnénk reprezentálni. Az SSR használatával megbecsült VAR modellek identifikált strukturális sokkjai megtalálhatóak a 15. ábrán, a Mellékletben.

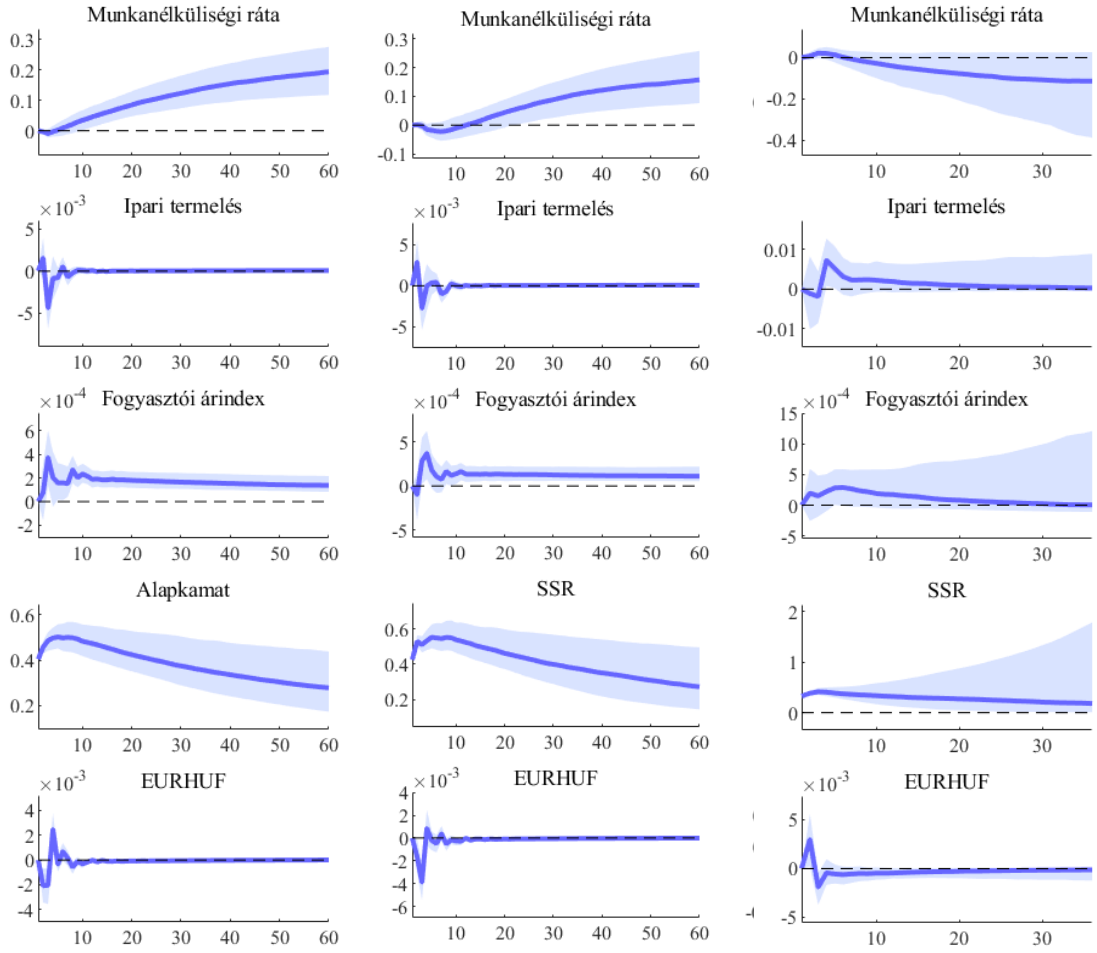
Magyarország esetében (7. ábra) megállapítható, hogy az SSR és az alapkamat hasonló impulzusválaszokat generál a teljes időszakon (1-2. oszlop). Ezt már a strukturális törés hiánya is előrejelezte, valamint az a tény is, hogy az ELB előtti időszak négyszer hosszabb időszakot tesz ki, mint az ELB. Az IVF-ekről leolvasható, hogy egy 40 bázispontos monetáris szigorítás 0,2 százalékponttal, hosszan elnyúlóan emeli a munkanélküliséget, valamint gyors és szignifikáns erősödést vált ki a forintárfolyamban. A modell nemcsak Magyarország, hanem a többi ország esetében sem felel meg annak az elvárásnak, hogy a monetáris szigorítás csökkentse az inflációt. Ez, az irodalomban nagyon gyakori jelenség a price puzzle (Castelnuovo & Surico, 2010). Ezt többek között a várakozások beépítésével vagy jóval több makrogazdasági információt felhasználó FAVAR modellek használatával lehetne kezelni, hogy pontosabb eredményeket kapjunk (Bernanke et al., 2005), azonban jelen dolgozatnak nem ez a fókuszpontja. Szintén ellentmond az intuíciónak az ipari termelés nagyon gyors reakciója. Hasonló, bár EKB kamatemelés magyarországi hatását vizsgáló tanulmányok a monetáris kondíciók megváltozása után 1-1,5 évre teszik, mire az ipari termelést érő hatások kulminálódnak (Kucharčuková et al., 2016; Benkovskis et al., 2011; Halova & Horváth, 2015).

Az ELB időszakra megszorított, SSR-t használó modellben p=2 késleltetésre váltottam a szabadságfokok megtartása érdekében, azonban így sem lett egyik impulzusválasz-függvény szignifikánsan eltérő a 0-tól. Az impulzusválaszok iránya szinte minden változó esetén ellentétes a teljes mintás modell eredményével, ami a transzmissziós mechanizmusok

megváltozásának irányába mutat – bár ez a következtetés nem vonható le a szignifikancia hiánya miatt.

Egy szórásnyi monetáris szigorítás hatása Magyarországon

Egész minta alapkamat	Egész minta SSR	ELB SSR



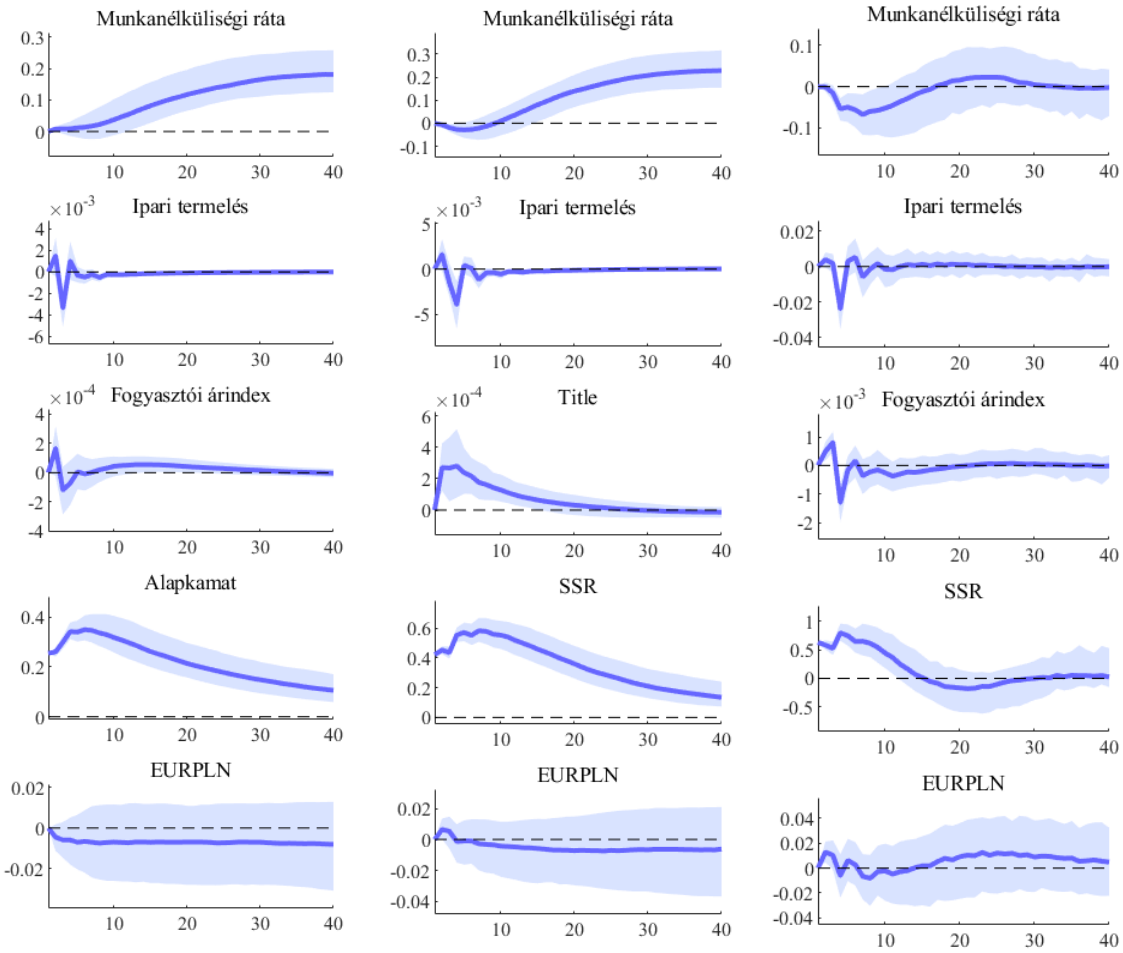
7. ábra Impulzusválaszfüggvények az alapkamat, illetve az SSR egy szórásnyi sokkjára Magyarországon. Az első két oszlop a teljes mintán (2000 – 2021) lett becsülve, az alapkamat (1. oszlop), illetve az SSR (2. oszlop) felhasználásával VAR(4) modellben. A 3. oszlop a magyar ELB időszakban lett becsülve (2016 május – 2021) az SSR felhasználásával VAR(2) modellben. Az x tengely az impulzusválasz horizontját mutatja hónapban Az ipari termelés, a fogyasztói árindex és az EURHUF árfolyam százalékos változásban van kifejezve, míg a munkanélküliségi ráta százalékpontban. A világoskék sáv a 90%-os bootstrap konfidenciasávot jelöli.

Lengyelországban (8. ábra) az egész mintás becslések szintén hasonló eredményeket mutatnak egymással, és mutatják a monetáris szigorítás és a munkanélküliség, illetve az ipari termelés közötti várt összefüggést. Bár az ipari termelés és az árszint hasonló dinamikákat mutatnak az ELB alatt becsült modellben, a monetáris szigorítás és a munkanélküliség emelkedése közötti összefüggés megfordulni látszik. A teljes perióduson becsülve az árfolyam változása nem szignifikáns, de gyengül, ami ellentmond Arratibel & Michaelis (2014) korábbi eredményeinek, akik a várakozásoknak megfelelően az árfolyam erősödését találták.

Bár Csehországban (9. ábra) a leghosszabb az ELB időszak, az ELB alatt becsült modell hasonló dinamikákat produkál a teljes mintán becsült modellel, ami az SSR használhatóságát erősíti. Az egész mintás modellben azt találjuk, hogy az kamatemelésre a munkanélküliség szignifikánsan csökken, ami ellentmond a várakozásainknak. Csehországra robusztusságvizsgálatként azt is megvizsgáltam, hogy a különböző effektív alsó határral becsült kamatok milyen IVF-eket generálnak (Melléklet, 16. ábra). Nem találtam jelentős eltérést a választott modell eredményeihez képest, ami arra enged következtetni, hogy az SSR-rel levonható makroökonómiai tanulságok nem függenek erősen az alsó korlát választott értékétől.

Egy szórásnyi monetáris szigorítás hatása Lengyelországban

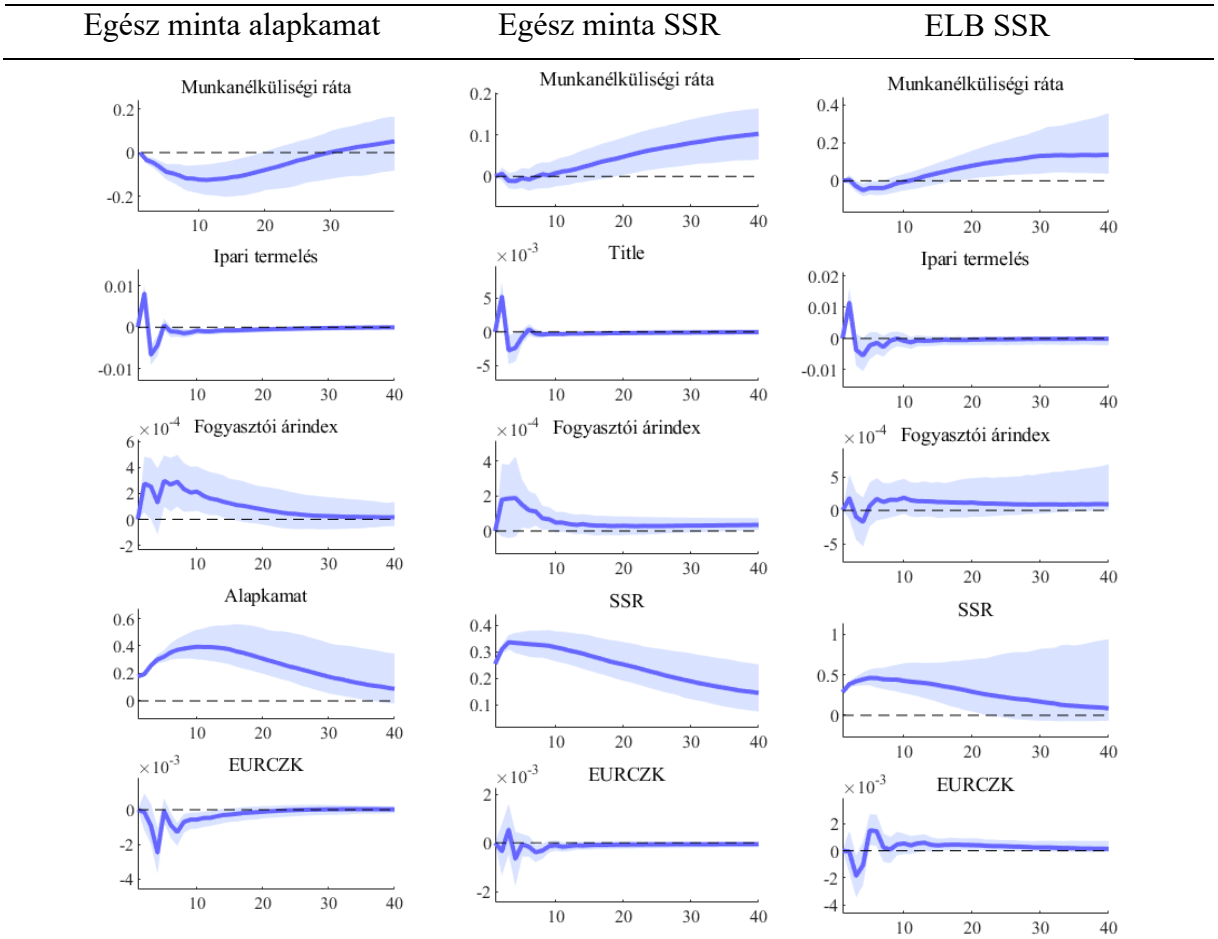
Egész minta alapkamat	Egész minta SSR	ELB SSR



8. ábra Impulzusválaszfüggvények az alapkamat, illetve az SSR egy szórásnyi sokkjára Lengyelországban. Az első két oszlop a teljes mintán (2000 – 2021) lett becsülve, az alapkamat (1. oszlop), illetve az SSR (2. oszlop) felhasználásával VAR(4) modellben. A 3. oszlop a lengyel ELB időszakban lett becsülve (2015 március – 2021) az SSR felhasználásával VAR(2) modellben. Az x tengely az impulzusválasz horizontját mutatja hónapban Az ipari termelés, a fogyasztói árindex és az EURPLN árfolyam százalékos változásban van kifejezve, míg a munkanélküliségi ráta százalékpontban. A világoskék sáv a 90%-os bootstrap konfidenciasávot jelöli

Összegezve az alfejezetben látottakat, az egész mintán véve az alapkamatot használó modell hasonló eredményeket mutat, mint az SSR-t tartalmazó modell, így eszerint nincs akadálya annak, hogy az SSR használatával folytassuk a modellezést az ELB időszakban. Csehországban az ELB időszaki IVF-ek nagyon hasonlók a teljes időszaki eredményekhez, ami annak is lehet köszönhető, hogy a cseh jegybank az ELB időszakban nem folytatott erős nemkonvencionális politikát. Az ELB időszaki mintára illesztett modellekben az eredeti modellhez képest Lengyelországban és Magyarországban egészen eltérő transzmissziót tapasztalunk. Ennek több oka is lehet: egyrészt a magyar eredmények nem szignifikánsak, másrészt lehetséges, hogy maguk a transzmissziós csatornák lettek más erősségűek, harmadészt az is lehetséges, hogy a nemkonvencionális eszközök, pl. Magyarország esetében máshogyan hatnak a gazdaságra, mint a konvencionális eszközök – mely utóbbi eshetőség az SSR alapkamat folytatásaként való használata ellen szólna.

Egy szórásnyi monetáris szigorítás hatása Csehországban



9. ábra Impulzusválaszfüggvények az alapkamat, illetve az SSR egy szórásnyi sokkjára Csehországban. Az első két oszlop a teljes mintán (2000 – 2021) lett becsülve, az alapkamat (1. oszlop), illetve az SSR (2. oszlop) felhasználásával VAR(4) modellben. A 3. oszlop a magyar ELB időszakban lett becsülve (2012 nov. – 2021) az SSR felhasználásával VAR(4) modellben. Az x tengely az impulzusválasz horizontját mutatja hónapban Az ipari termelés, a fogyasztói árindex és az EURCZK árfolyam százalékos változásban van kifejezve, míg a munkanélküliségi ráta százalékpontban. A világoskék sáv a 90%-os bootstrap konfidenciasávot jelöli.

3.5. A NEMKONVENCIONÁLIS ESZKÖZÖK HATÁSA

Az árnyékkamatlábat használó VAR modell kézenfekvő lehetőséget kínál arra, hogy a nemkonvencionális eszközök hatását értékeljük, és megvizsgáljuk, hogy milyen hatása volt a konvencionális eszközökön túli monetáris beavatkozásnak. Ehhez arra a feltevésre van szükség, hogy az SSR az alapkamat folytatásaként használható, és valóban a jegybankok hatóköre alá esik. Ez a feltevés a strukturális törés tesztek alapján Magyarországra és Csehországra is helytálló lehet. Továbbá azt is fel kell tennünk, hogy a strukturális sokkjaink jól identifikáltak, és valóban a nem várt jegybanki döntéseket reprezentálják.

Követve az előző fejezetek jelöléseit, az monetáris politikai sokkok $({u_t}^{(S)})$ t_1 és t_2 időszak közötti, az ${y_t}^{(i)}$ változóra gyakorolt teljes hatása felírható a következőképpen:

$$\sum_{\tau=t_1}^{t_2} (\Pi_{t-\tau}\Sigma)^{\mathrm{i,S}}\, {u_\tau}^{(S)}$$

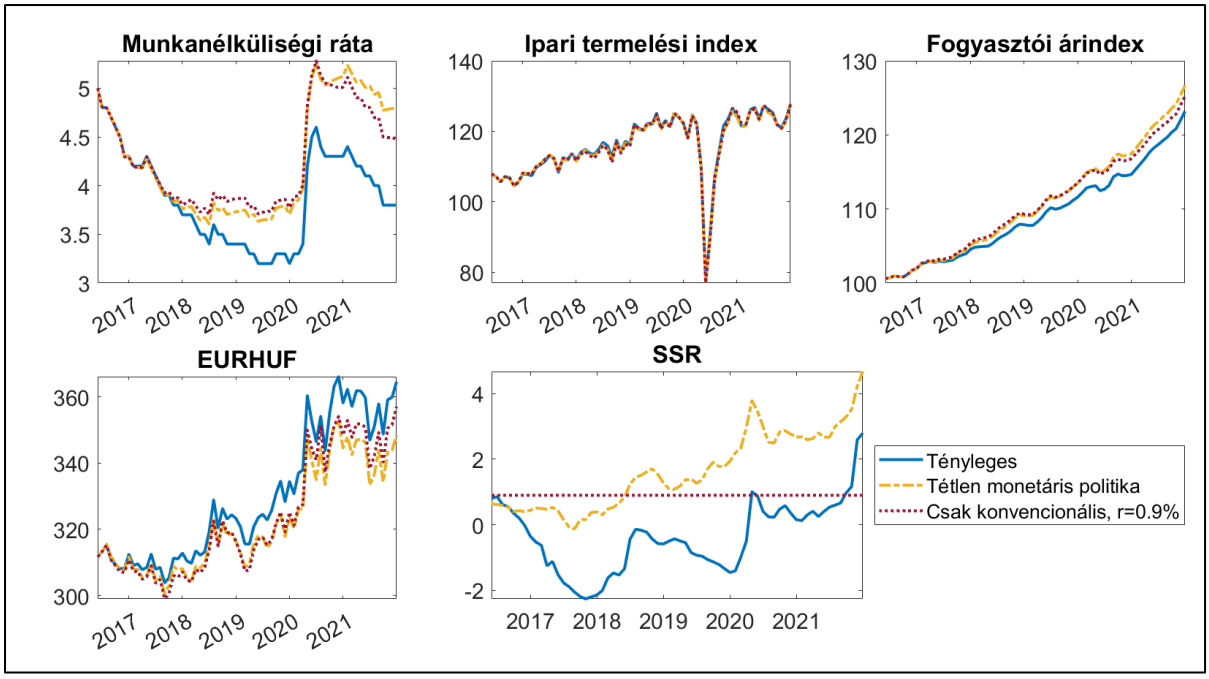
Erre a megfigyelésre építve, és Wu & Xia (2016) tanulmányát követve összehasonlító elemzéseket végzek, és azt vizsgálom meg, hogy hogyan alakultak volna két hipotetikus szcenárióban a fő makrováltozók:

1. Mi lett volna, ha a jegybankok semmilyen monetáris politikát nem folytatnak az időszakban? Ezt úgy számszerűsíthetjük, hogy a választott időszakban az összes identifikált monetáris politikai sokkot lenullázzuk.
2. Mi lett volna, ha a jegybankok az SSR értékét konstans szinten tartották volna? Ez a szcenárió azt akarja megragadni, hogy mi lett volna, ha a jegybankok csak konvencionális politikát folytatnak, azaz nem lazítanak nemkonvencionális eszközökkel, hanem az árnyékkamatlábat az alapkamattal megegyező szinten tartják.

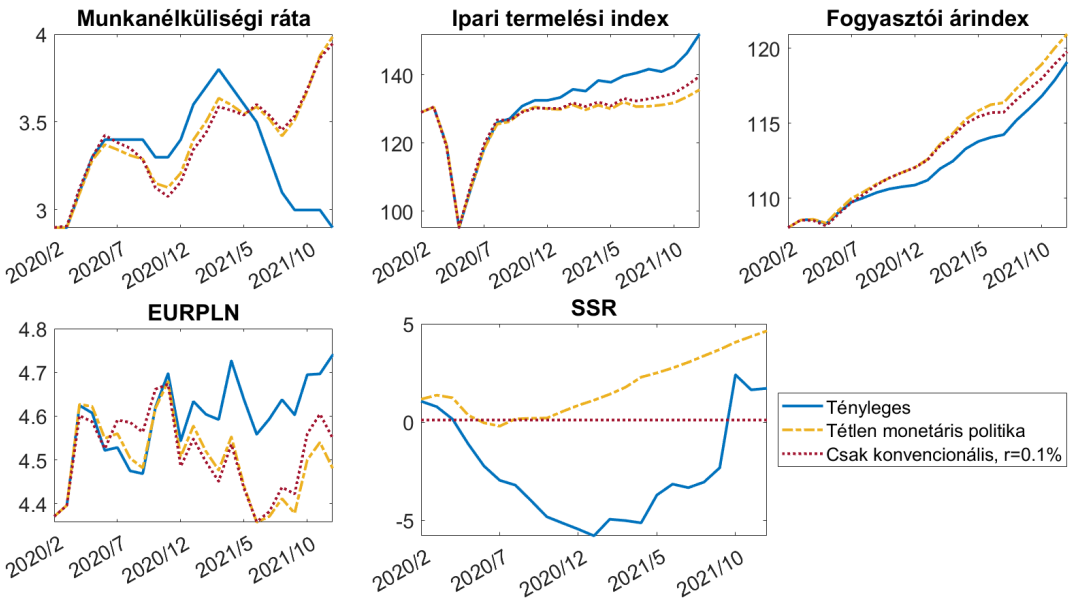
Lengyelországban az 1. szcenáriót 2020 februárjától (az eszközvásárlási program kihirdetése előttől) vizsgálom, amely időszakban az alapkamatot 0,1%-os szinten tartotta az NBP. Magyarországon 2016 májusától (ami után az alapkamat éveken keresztül nem változott 0,9%-ról, és a jegybank fókusza teljesen áttevődött a nemkonvencionális eszközökre) vizsgálom meg a hipotetikus szcenáriókat. Mivel a CNB nem folytatott kifejezetten aktív lazító politikát, itt nincs mit értékelni, és kevésbé szolgálna értelmezhető tanulságokkal az elemzés, ezért ezt elhagytam.

Az összehasonlító elemzés eredményei a 10. (Magyarország) és a 11. (Lengyelország) ábrákon láthatóak. Megállapítható, hogy mind a két ország jegybankja jóval lazábban tartotta a

monetáris kondíciókat, mint azt a külső folyamatok indokolták volna (sárga vonal), és aktív expanziót folytatott az időszakban. Magyarország esetében az expanzió 2018-2020-ra ért be igazán, ekkor a magyar gazdaság 0,5%-kal alacsonyabb munkanélküliséggel működött, mintha nem alkalmazott volna az MNB nemkonvencionális politikát. Hasonlóan Lengyelországban: 2021 végére a nemkonvencionális politika 1 százalékponttal tudta csökkenteni a munkanélküliséget. Emellett a lengyel monetáris politika az időszakban az ipari termelésre is pozitív hatást gyakorolt, ráadásul az inflációra is mérséklően tudott hatni. Mindkét országban megfigyelhető azonban a lazítás hatására az euróval szembeni árfolyam gyengülése: 2021 végére 8 forinttal, illetve 0.2 zlotyival gyengült a két ország árfolyama a nemkonvencionális eszközök hatása következtében. Azonban, ahogy azt a 3.2., modellbecsléssel foglalkozó fejezetben kifejtettem, a VAR modellekből a következtetések levonásával elővigyázatosnak kell lennünk. Ahhoz, hogy pontosabb megállapítások tehessünk, például jóval több változók tartalmazó FAVAR modellek alkalmazására lenne szükség, amellyel kezelhető lenne a modellben feltételezhetően jelen levő endogenitás.



10. ábra Hipotetikus szcenáriók elemzése historikus dekompozíció segítségével Magyarországon. A kék vonal mutatja a megvalósult idősorokat. A sárga vonal az a szcenárió, amikor minden monetáris politikai sokkok 0-ra állítottunk. A piros vonal mutatja, mi lett volna, ha a jegybank az SSR-t végig 0,9%-on tartotta volna. Az impulzusválaszok a differenciált idősorok IVF-jének visszatranszformálásával készültek.



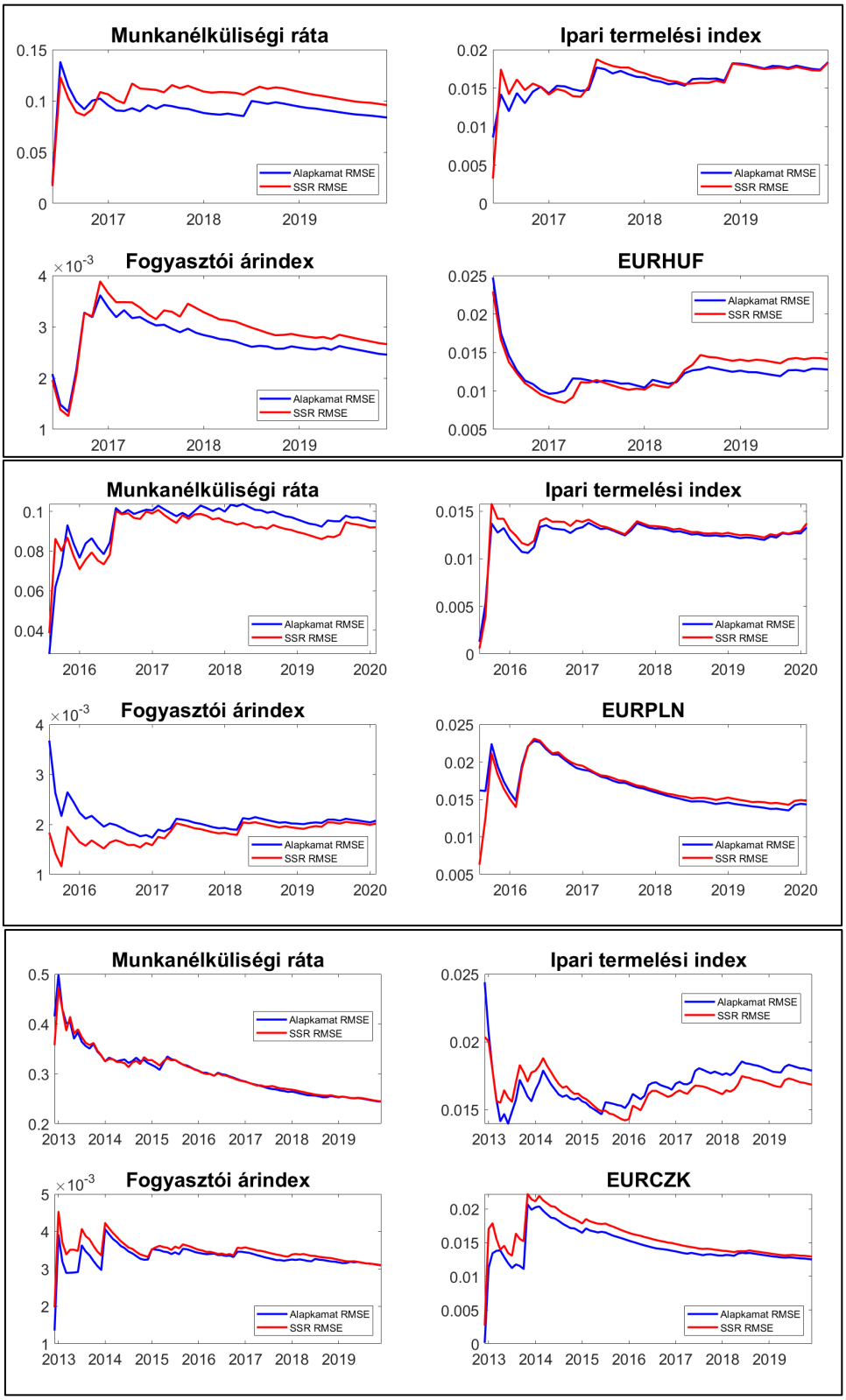
11. ábra Hipotetikus szcenáriók elemzése historikus dekompozíció segítségével Lengyelországban. A kék vonal mutatja a megvalósult idősorokat. A sárga vonal az a szcenárió, amikor minden monetáris politikai sokkok 0-ra állítottunk. A piros vonal mutatja, mi lett volna, ha a jegybank az SSR-t végig 0,1%-on tartotta volna. Az impulzusválaszok a differenciált idősorok IVF-jének visszatranszformálásával készültek.

3.6. ELŐREJELZŐ KÉPESSÉG

Végül egy egyszerű előrejelző képességeket összehasonlító teszttel, a kétoldali Diebold-Mariano teszttel (Diebold & Mariano, 2002) is megvizsgáltam az SSR használhatóságát. A kérdés, amit vizsgálni szeretnék, hogy az ELB időszakban (amikor az alapkamat szinte végig konstans), rendelkezik-e az SSR olyan hasznos információtartalommal, amely javítja a többi a makrováltozó előrejelzését. A tesztperiódus, ahol az előrejelző képességet vizsgáltam tehát az országokhoz tartozó ELB időszak (lásd 1. táblázat), viszont a 2020 február utáni időszakot nem vettem bele a tesztperiódusba, mivel torzítaná az eredményeket a Covid-időszak gyenge előrejelzése miatt. Két modellt becsültem: az egyiket az alapkamat, a másikat az SSR használatával. Az előrejelzést 1 hónapos horizonton végeztem rolling window módszerrel, hogy a paraméterek lehetséges megváltozásának is teret adjak. A rolling window (gördülő ablak) módszer esetén mindig azonosan hosszú tanulóidőszakra becslünk modellt, és folyamatosan görgetjük a tanulóidőszakot az előrejelzések készítésekor.

Az ELB időszakra számolt (minden időszakban frissülő) RMSE (predikciós hibák négyzetes átlaga) mutatók a 12. ábrán láthatóak. Az ábrákról leolvasható, hogy Magyarország esetében mindegyik makrováltozó esetében rosszabb előrejelzést produkál az SSR-t használó modell, viszont a lengyel munkanélküliség és a cseh ipari termelési index előrejelzését javítja az SSR használata. Azonban, ahogy az a 4. táblázatból leolvasható, semelyik változó esetén

sem tudjuk elvetni a DM teszt nullhipotézisét, miszerint nincs különbség a két predikció pontossága között. Tehát összességében megállapítható, hogy az SSR se nem rosszabb, se nem jobb előrejelzője a főbb makrováltozóknak, mint az alapkamat.



12. ábra Az ELB időszakra számolt RMSE mutatók a vizsgált országokban. Felső panel: Magyarország, középső panel: Lengyelország, alsó panel: Csehország. Az RMSE mutató minden hónapban az ELB időszak kezdete óta eltelt periódus predikciós hibáinak négyzetes átlagát jelenti.

A Diebold-Mariano teszt p értékei

	Magyarország	Lengyelország	Csehország
Munkanélküliségi ráta	0,262	0,378	0,962
Ipari termelési index	1	0,247	0,141
Fogyasztói árindex	0,2631	0,450	0,953
Árfolyam	0,2357	0,3944	0,530

4. táblázat A két modell predikciós hibáira számolt Diebold-Mariano tesztek p értékei. A Diebold Mariano teszt hullhipotézise, hogy a két predikció azonos pontosságú.

4. Összegzés

Kutatásomban a szakirodalomban először azt a kérdést vizsgáltam, hogy hogyan alakult az rövid árnyékkamatláb (SSR) értéke három közép-kelet-európai országban (Magyarország, Lengyelország, Csehország), és ezek az idősorok használhatóak-e monetáris politikai indikátorként abban az időszakban, amikor a jegybankok nemkonvencionális politikát alkalmaztak. A 2. fejezetben áttekintettem az SSR-hez kapcsolódó irodalmat és módszertant, és államkötvény-hozamgörbékből becsültem meg a vizsgált országok rövid árnyékkamatlábát 1998 és 2022 között a Wu & Xia (2016) által javasolt módszertan használatával. Azt találom, hogy a hozamgörbe rövid végén valóban jobban illeszkedik az SSR-féle becslés, mint a klasszikus hozamgörbe modellek. A dolgozatom eredményei továbbá robusztusak az SSR becsléséhez használt effektív alsó korlát értékének változtatására.

A 3. fejezetben többféle módon megvizsgáltam az SSR használhatóságát a monetáris VAR modellekben. A magyar és a cseh SSR idősorok paraméterei nem mutatnak strukturális törést a konvencionális és nemkonvencionális (ELB) időszak között, ami megerősíti az alapkamat folytatásaként való használhatóságukat. Az alapkamat és az SSR által indukált impulzusválaszfüggvények szoros hasonlóságát mutatnak a teljes időszakon, bár csupán az ELB időszakra becsülve Lengyelország esetében a transzmissziós mechanizmus megváltozása olvasható le. Összevetettem az alapkamat és az SSR előrejelző képességét a nemkonvencionális időszakban, és a Diebold-Mariano tesztek tanulsága szerint egyik változó esetén sincs szignifikáns különbség a két modell által készített előrejelzések pontossága között, vagyis az SSR nem tartalmaz az előrejelzéshez hasznos extra információt az ELB időszakban.

Az SSR segítségével a nemkonvencionális politika hatását is számszerűsítettem. Egyszerű modellem szerint a 2016 óta alkalmazott magyar nemkonvencionális politika 2018-ra 0,5 százalékponttal tudta csökkenteni a magyar munkanélküliséget, amely egészen 2021 végéig

kitartott, viszont 8 forinttal gyengítette az forint/euró árfolyamot. A 2020 márciusi lengyel mennyiségi lazítás 1 százalékponttal fékezte meg a munkanélküliség növekedését.

5. KITEKINTÉS

Jelen kutatás jó alapul szolgálhat további kutatások megszületésének, amelyek a közép-kelet-európai országok elmúlt 10 évében értékelik a monetáris transzmisszió alakulását. A vizsgált országokra becsült SSR idősorok elérhetők felhőalapú tárhelyen.

A kutatás közvetlen továbbfejlesztése lehet az SSR idősorok alkalmazása kifinomultabb VAR modellekben, amelyek képesek az általam használt egyszerű modellnél pontosabb és megbízhatóbb paraméterbecslésre, ezáltal az impulzusválaszok pontosabb megbecslésére, és a strukturális sokkok pontosabb identifikálására. Ilyen lehet például a kointegrációs elemzés (Johansen, 1988), a Bernanke et al. (2005) által javasolt, jóval több változó alkalmazását lehetővé tevő FAVAR modell, vagy a rezsimváltó VAR (Krolzig, 1997) modell. Ezekkel a modellekkel a nemkonvencionális eszközök alkalmazásának hatásai még pontosabban értékelhetőek lennének, ami nemcsak történelmi tanulságokkal szolgálna, de egy jövőbeli alacsony kamatkörnyezetre is felkészültebben fordulhatnának rá a döntéshozók.

HIVATKOZÁSJEGYZÉK

Alichi, A., Benes, M. J., Felman, M. J., Feng, I., Freedman, C., Laxton, M. D.,& Wang, H. (2015). Frontiers of monetary policymaking: Adding the exchange rate as a tool to combat deflationary risks in the Czech Republic. *WP No. 2015/074*. International Monetary Fund.

Arratibel, O., & Michaelis, H. (2014). The impact of monetary policy and exchange rate shocks in Poland: Evidence from a time-varying VAR. *No. 1636. ECB Working Paper.*

Aßhoff, S., Belke, A., & Osowski, T. (2021). Unconventional monetary policy and inflation expectations in the Euro area. *Economic Modelling*, *102*, 105564.

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. Eliasz (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics, 120 (1),* 387–422.

Bhattarai, S., & Neely, C. (2016). *A survey of the empirical literature on US unconventional monetary policy*. Federal Reserve Bank of St. Louis, Research Division.

Black, F. (1995). Interest rates as options. *The Journal of Finance, 50(5),* 1371-1376.

Castelnuovo, E., & Surico, P. (2010). Monetary policy, inflation expectations and the price puzzle. *The Economic Journal*, 120(549), 1262-1283.

Christensen, J. H., & Rudebusch, G. D. (2016). Modeling yields at the zero lower bound: Are shadow rates the solution?. In *Dynamic Factor Models*, 35, pp. 75-125. Emerald Group Publishing Limited.

Diebold, F. X., & Mariano, R. S. (2002). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, *20*(1), 134-144.

EKB, 2023. Elérhető:
https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/pepp/html/index.en.html, Letöltve: 2023.04.09.

Evgenidis, A., & Papadamou, S. (2021). The impact of unconventional monetary policy in the euro area. Structural and scenario analysis from a Bayesian VAR. *International Journal of Finance & Economics*, *26*(4), 5684-5703.

Falagiarda, M., P. McQuade & Tirpák M. (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.*

Fratto, C., Vannier, B. H., Mircheva, M., de Padua, D., & Ward, M. H. P. (2021). Unconventional monetary policies in emerging markets and frontier countries. *Working Paper No. 2021/014.* International Monetary Fund.

Gambacorta, L., Hofmann, B., & Peersman, G. (2014). The effectiveness of unconventional monetary policy at the zero lower bound: A cross-country analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, *46*(4), 615-642.

Ghysels E. & Marcellino M. (2018). Applied Economic Forecasting using Time Series Methods. Oxford University Press

Gürkaynak, R. S., & Wright, J. H. (2013). Identification and inference using event studies. *The Manchester School*, *81,* 48-65.

Haldrup, N., Nielsen, F. S., & Nielsen, M. Ø. (2010). A vector autoregressive model for electricity prices subject to long memory and regime switching. *Energy Economics*, *32*(5), 1044-1058.

Halova, K. & R. Horváth (2015). International spillovers of ECB's unconventional monetary policy: The effect on Central and Eastern Europe. *IOS Working Papers.*

Hamilton, James D. (1994). Time Series Analysis. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Hertel K., Humanicki M., Marcin Kitala M., Tomasz Kleszcz T., Kamila Kuziemska-Pawlak K., Mućk J., Rybaczyk B. & Stefańsk M. (2022). The impact on the Polish economy of the Structural Open Market Operations programme conducted by NBP. *Working Papers* No. 343

Hledik, T., Holub, P. & Král, P. (2016). The Czech National Bank's Role Since the Global Crisis, *Public Finance Quarterly,* 61(1), pp. 65–93.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.

Krippner, L. (2012) Modifying Gaussian Term Structure Models When Interest Rates are Near the Zero Lower Bound. Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper 2012/02.

Krippner, L. (2013). Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments. *Economics Letters, 118(1),* 135-138.

Krippner. L. (2020). Documentation for Shadow Short Rate Estimates Elérhető: https://www.ljkmfa.com/wp-content/uploads/2021/07/Documentation-for-SSR-estimates-29-May-2020.pdf Letöltés dátuma: 2023.04.05.

Krolzig, H. M. (1997). The markov-switching vector autoregressive model. *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*, p. 6-28.

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.

Lindquist, W. (2021). Asset Purchase Programs in European Emerging Markets, *Departmental Papers*, 2021(21), A001. International Monetary Fund.

Lombardi, M. J., and Zhu F. (2014) A Shadow Policy Rate to Calibrate US Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Working paper No 452.,* BIS.

Lybek, T. (2023). Hungarian Monetary Policy Operations Before, During, and After the Pandemic: Hungary, *Selected Issues Papers, 2023(5), A001*. International Monetary Fund.

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.

Mircheva B., Thegeya A, Turk R & Zhang Y. S. (2016). Cross Country Report on Spillovers. *IMF Country Report No. 16/212*

MNB (2018). A rövid hozamokra ható nemkonvencionális monetáris politikai eszköztár jövőbeli stratégiai keretrendszere. Elérhető: https://www.mnb.hu/letoltes/monpol-eszkoztar-strategiai-keretrendszer-hun-3.pdf. Letöltés dátuma: 2023.04.05.

Nagy, M., Virág B. (2016). Sikeres a jegybank nemkonvencionális lazítása. MNB Sajtóközlemény. Elérhető: https://www.mnb.hu/sajtoszoba/sajtokozlemenyek/2016-evi-sajtokozlemenyek/nagy-marton-virag-barnabas-sikeres-a-jegybank-nemkonvencionalis-lazitasa. Letöltés dátuma: 2023.04.05.

Nelson, C. R., & Siegel, A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *Journal of Business*,60(4). 473-489.

Rossi B. (2021). Identifying and estimating the effects of unconventional monetary policy: How to do it and what have we learned? *The Econometrics Journal*, 24(1), 1-32.

Shvorob D. (2023). Evaluate Nelson-Siegel function
Elérhető: https://www.mathworks.com/matlabcentral/fileexchange/18160-evaluate-nelson-siegel-function), MATLAB Central File Exchange. Letöltés dátuma: 2023.04.03.

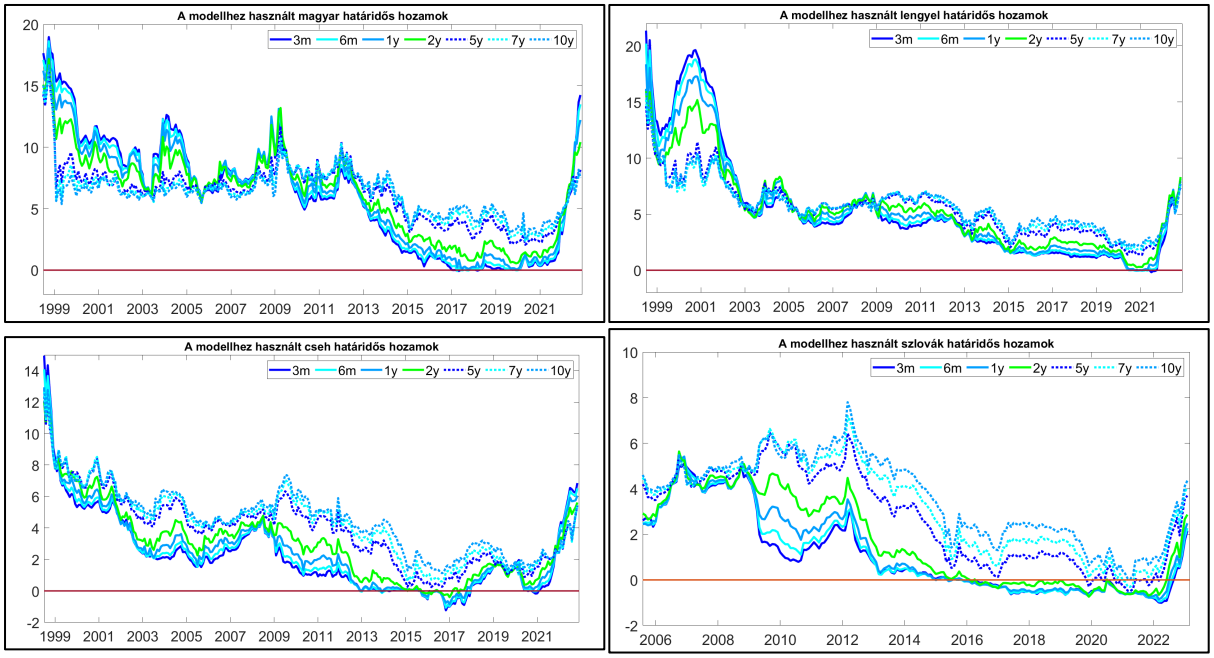
Sims, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review, 36(5),* 975-1000.

Tillmann, P. (2016). Unconventional monetary policy and the spillovers to emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, *66*, 136-156.

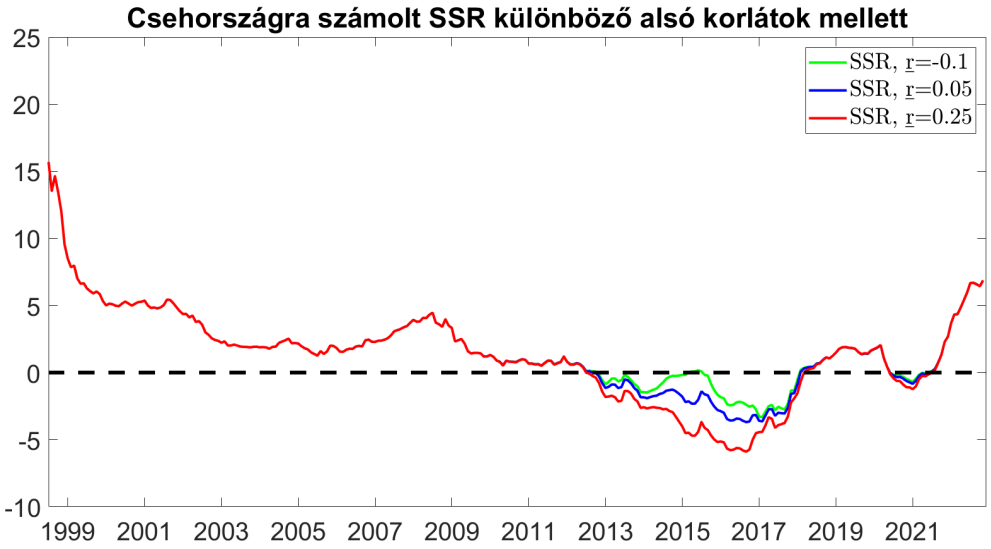
Vissing-Jorgensen, A., & Krishnamurthy, A. (2011). The effects of quantitative easing on interest rates: Channels and implications for policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 43(2), 215-287.

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



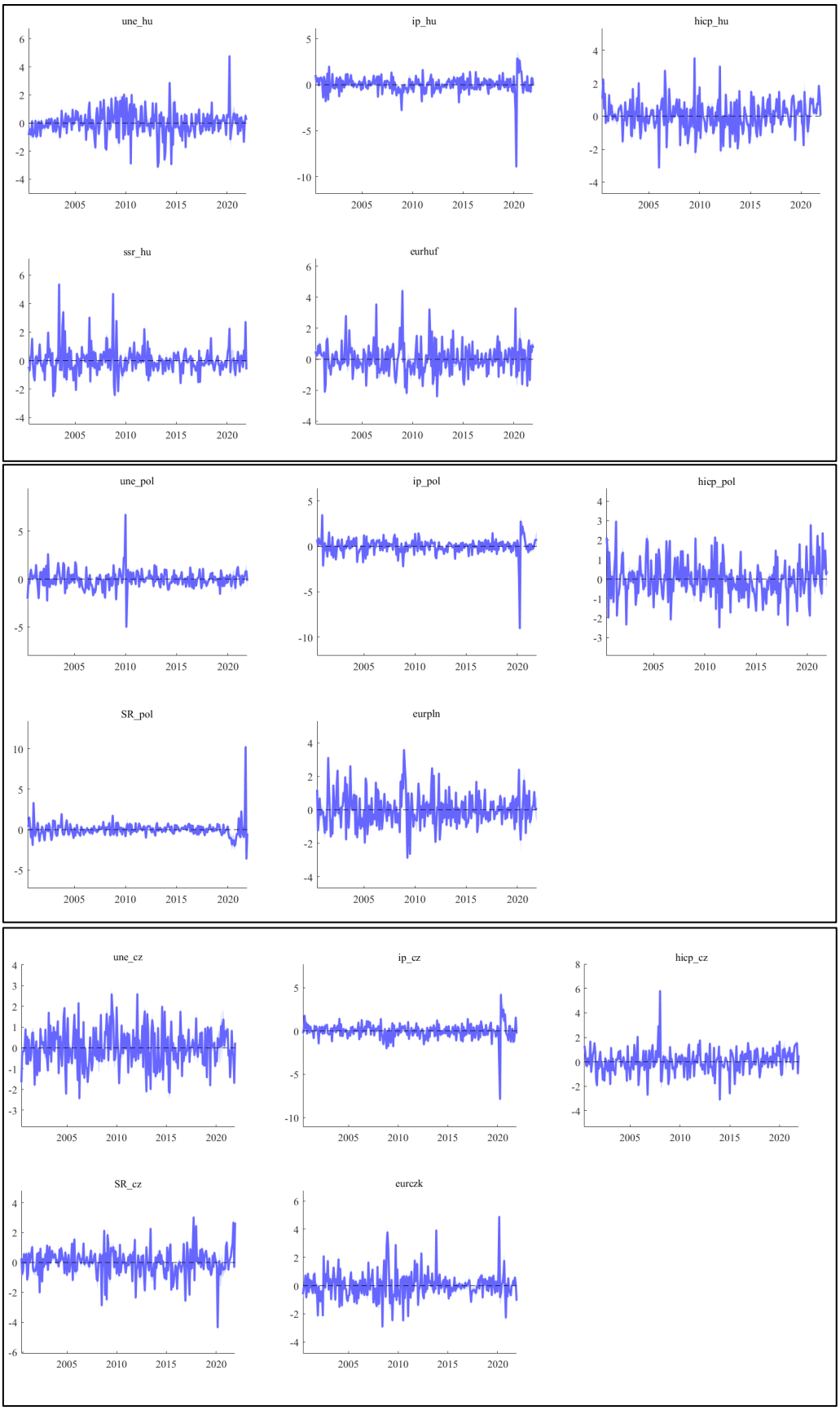
13. ábra Az SSR megbecsléséhez használt 1 hónap időtávú határidős hozamok idősora 1998 és 2022 között. Forrás: Bloomberg és saját számítás.



14. ábra Az SSR becsült idősora különböző alsó korlátok mellett Csehországban. Forrás: saját számítás.

Az SRTSM modell paramétereinek pontbecslései (Maximum Likelihood módszer)			
Paraméter	Magyarország	Lengyelország	Csehország
$\rho_{1,1}$	0,8139	0,9277	0,9679
$\rho_{1,2}$	0,1266	-0,0049	-0,0126
$\rho_{1,3}$	0,0050	0,0020	0,0003
$\rho_{2,1}$	-0,0142	0,0048	-0,0127
$\rho_{2,2}$	0,9581	0,9330	0,9662
$\rho_{2,3}$	0,0025	0,0013	0,0016
$\rho_{3,1}$	2,0113	0,9884	1,8333
$\rho_{3,2}$	-1,5393	1,8176	0,8968
$\rho_{3,3}$	0,8338	0,9018	0,9132
μ_1	0,3630	-3,6515	-0,3089
μ_2	-0,1376	-0,2145	-0,1656
μ_3	-0,0094	0,0977	0,0042
$\rho_{1,1}^{Q}$	1,0033	0,9998	0,9990
$\rho_{2,2}^{Q} = \rho_{3,3}^{Q}$	0,9615	0,9510	0,9664
$\Sigma_{1,1}$	0,4950	0,3645	0,4767
$\Sigma_{2,1}$	-0,5119	-0,2190	-0,3156
$\Sigma_{3,1}$	-0,0199	-0,0026	-0,0069
$\Sigma_{2,2}$	0,6992	0,6017	0,3394
$\Sigma_{3,2}$	0,0152	0,0108	-0,0012
$\Sigma_{3,3}$	0,0454	0,0438	0,0160
δ_0	3,8566	55,0584	13,3794
$\sqrt{\omega}$	0,0966	0,1223	0,1947

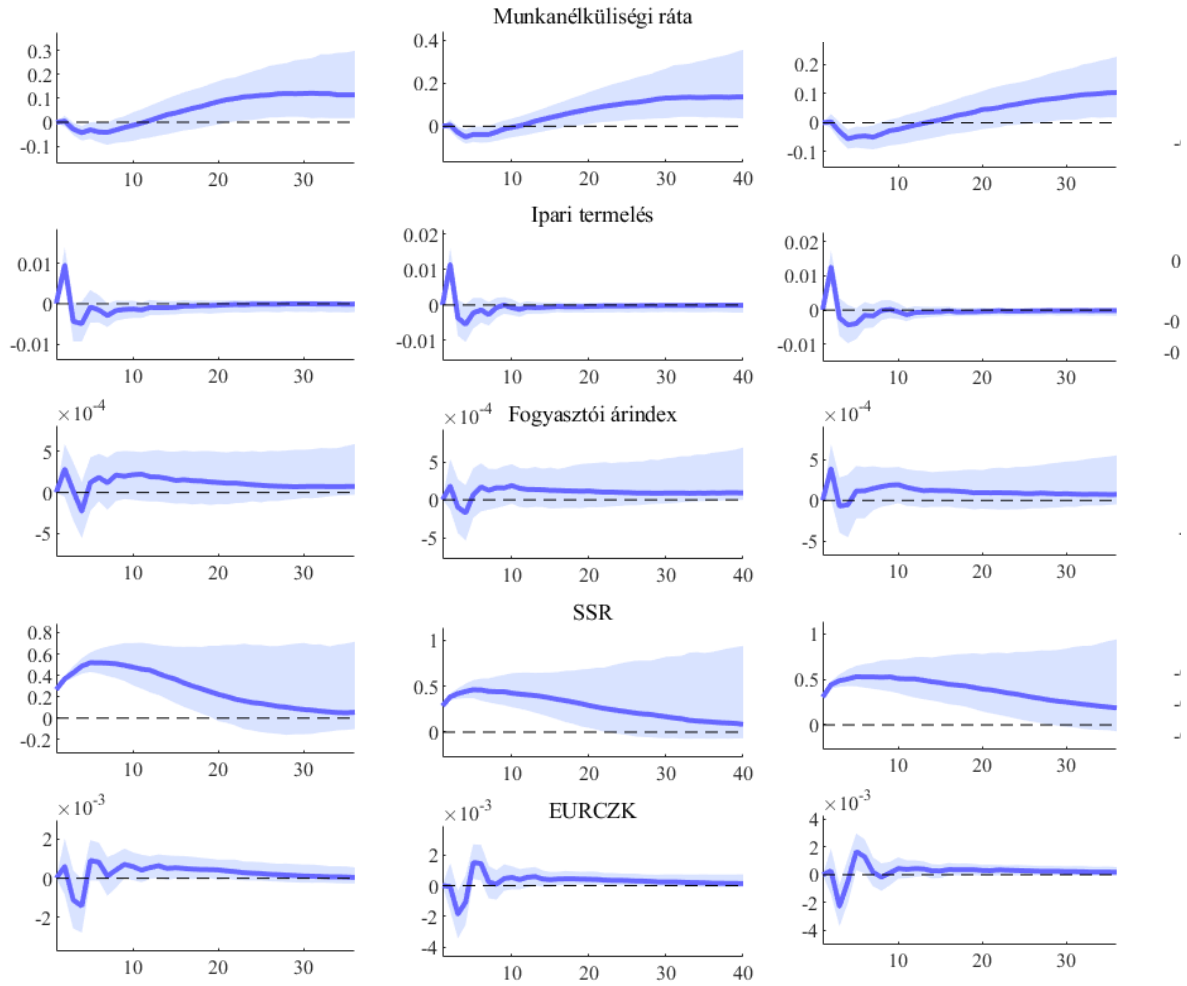
5. táblázat: Maximum likelihood paraméterbecslések az árnyékkamatlábat tartalmazó háromfaktoros modellben. A becsléshez használt ELB-k: Magyarország: 0,05%, Lengyelország: 0,1%, Csehország: 0,05%,.



15. ábra Az SSR-rel becsült VAR modellek strukturális sokkjai. Felső: Magyarország, Középső: Lengyelország, Alsó: Csehország.

Robusztusságvizsgálat: Egy szórásnyi monetáris szigorítás hatása Csehországban

SSR ELB =-0,1%	SSR ELB =-0,05%	SSR ELB =0,25%



16. ábra Impulzusválaszfüggvények az SSR egy szórásnyi sokkjára Csehországban különböző paraméterek mellett.. Az első oszlop a -0,1%-os alsó határral becsült SSR, a második az alapmodell által használt 0,05%-os, a harmadik oszlop pedig 0,25%-os alsó korláttal becsült SSR használatával készült modellek eredményeit mutatja. Az x tengely az impulzusválasz horizontját mutatja hónapban Az ipari termelés, a fogyasztói árindex és az EURCZK árfolyam százalékos változásban van kifejezve, míg a munkanélküliségi ráta százalékpontban. A világoskék sáv a 90%-os bootstrap konfidenciasávot jelöli.