

TDK-dolgozat

2023

Neumann János Egyetem

Gazdaságtudományi Kar



A MAGYAR MONETÁRIS TRANSZMISSZIÓ MÉRÉSE IV-SVAR-RAL

MEASURING THE HUNGARIAN MONETARY TRANSMISSION MECHANISM WITH IV-SVAR

Pókász Zoltán István

Konzulens: Vonnák Balázs

Leadás dátuma: 2022. április 9.

Tartalomjegyzék

1. Bevezetés.....	1
2. Szakirodalmi összefoglaló.....	1
2.1. A SVAR modellekről általában.....	2
2.2. Módszertani leírás	3
2.3. Monetáris SVAR-tanulmányok Magyarországon	4
3. Adatok	5
3.1. Az adatok előkészítése	5
3.2. Az instrumentum kiszámolása.....	8
4. Modellspecifikáció	10
5. Elemzés	12
5.1. Zéró restriktiók nélküli IV-SVAR	12
5.2. Zéró restriktíós IV-SVAR.....	13
5.3. Eredmények összehasonlítása a szakirodalommal	14
6. Robusztusságvizsgálat.....	15
7. Összegzés	16
Irodalomjegyzék.....	17
Mellékletek.....	19

Absztrakt

A következő tanulmányban céloom havi, 2002 és 2016 közötti magyar adatokon megbecsülni a monetáris transzmissziós mechanizmus működését instrumentális változós IV-SVAR módszertannal, mellyel magyar adatokon még nem történt becslés korábban. A módszertan lényege, hogy a kamatdöntésekkor fellépő váratlan monetáris politikai sokkokból képzünk magas frekvenciájú instrumentumot. Eredményeim szerint a monetáris politikai váratlan sokkra jórészt a várakozásoknak és a korábbi tanulmányoknak megfelelően reagálnak a változók: egy szórásnyi váratlan monetáris politikai szigorítás az ipari termelés szignifikáns és perzisztens (nagyjából két évig tartó) csökkenését, az infláció (nem szignifikáns) csökkenését eredményezi, illetve a nomináleffektív árfolyam erősödését egy enyhe gyengülést követően. Mindezek az eredmények nagy vonalakban megegyeznek a szakirodalmi következtetésekkel.

Abstract

In the following study I wish to estimate the functioning of the monetary transmission mechanism using IV-SVAR on 2002-2016 Hungarian data. Previously, this model had not been estimated on Hungarian data. The essence of this method lies in creating a high frequency instrument which measures the impact of unexpected monetary policy decisions on FOMC days. According to my results, the variables react to this shock mostly consistently with expectations and previous studies: a standard deviation-sized shock of unexpected contractionary monetary policy decisions results in the significant and persistent decrease of industrial production (lasting about two years), the (not significant) decrease of the price level as well as the strengthening of the nominal effective exchange rate following a mild weakening. All of these results mostly coincide with the previously academically established results.

1. Bevezetés

A jegybankok életében kiemelt fontosságú a monetáris transzmisszió kvantitatív mérése. Bár természetesen mindig is volt számos elméletünk, illetve közgazdasági modellünk a monetáris politika hatásmechanizmusáról, ezek sokszor a valóságtól elrugaszkodottak vagy a valós tényeket nem hűen reprodukálják. Ezzel szemben a statisztikai modellek egy olyan fogódzót jelentenek, amellyel valós adatok segítségével határozhatjuk meg például egy kamatemelés hatásait. Ebből adódóan a monetáris transzmisszió statisztikai mérésének - amely régóta foglalkoztatja úgy a kutatókat, mint a jegybankokat – viszonylag nagy hagyománya van a közgazdaságtanban.

Azonban az már közel sem triviális, hogy mindennek mérése hogyan történjen. A legegyszerűbb többegyenletes idősormodell, a VAR (Vector Autoregression) ugyanis önmagában nem elégséges ahhoz, hogy ezt a kérdést megválaszolja. Ennek vizsgálatához ugyanis előzetes feltételezéseket kell tennünk a változók egymással való hatására – ezt hívjuk SVAR modellnek. Az utóbbi időben ennek egy sajátos, instrumentális specifikációja (IV-SVAR) terjedt el, amelynek identifikálása jellemzően nagy frekvenciával (HFI, High Frequency Identification) történik. Ezzel a módszerrel azonban még nem becsülték meg a monetáris transzmissziós mechanizmus hatásait Magyarországra korábban, tehát ez az első ilyen tanulmány. Emellett az adatsorom is kiterjedtebb, mint a korábbi tanulmányok esetén.

2. Szakirodalmi összefoglaló

2.1. A SVAR modellekről általában

A SVAR (Structural Vector Autoregression) első alkalmazása Sims (1980) nevéhez köthető, aki az üzleti ciklusok változását vizsgálta a 2. világháború előtt és után. Ez egy olyan idősorelemzési módszertan, amely lehetővé teszi a gazdaságban fellépő strukturális sokkok hatásainak meghatározását. A modell megbecsléséhez az adatoktól független, közgazdaságilag indokolt feltételezések szükségesek. Létjogosultsága abból adódik, hogy a VAR modell becslésekor a különböző egyenletek reziduumaik korrelálnak egymással. Ettől természetesen a VAR modellek például előrejelzésre tökéletesek, azonban ha közgazdasági, ok-okozati vizsgálat a célunk, akkor mindenképpen valamilyen megkötést kell tennünk a változók egymással való viselkedésére vonatkozóan, így SVAR modellt alkalmazva. Ehhez többféle módszer, ún. restriktció is rendelkezésünkre áll. Először ezek közül tekinteném át a két legismertebbet.

Sims (1980) cikkétől, vagyis a SVAR modellek megjelenésétől kezdve több mint egy évtizeden keresztül az úgynevezett „zéró restriktciók” domináltak, amelynek lényege, hogy a különböző

változók hatásainak időbeli dimenziójára megkötések tesztünk. Jellemzően például ha egy klasszikus, vagyis valamilyen rövid lejáratú jegybanki kamatlábat, inflációs mérőszámot és a GDP-t tesszük egy modellbe, ott az a feltételezésünk, hogy egy monetáris politikai sokk (vagyis a kamatláb változása) nincs rögtön hatással a másik két változóra. Érezhető, hogy ez a feltevés sokszor irreális, főleg akkor, ha több változót is be akarunk vonni a modellbe (pl. pénzügyi változókat, amelyek sokszor különösen érzékenyen reagálnak a jegybanki kamatláb változására).

Egy valamelyest flexibilisebb restriktív eljárás az úgynevezett előjelrestriktív alkalmazása. Ez Faust (1998), Uhlig (1997, 2005) és Canova & De Nino (2002) nevéhez köthető. Ennek lényege, hogy az egyes változók egymással vett kölcsönhatásának előjeleit az adatok ismerete nélkül, saját közgazdasági ismereteinkre támaszkodva feltételezzük (de nem feltétlenül az összeset), és így becsüljük meg a modellt. Ez érezhetően kevésbé szigorú, mint a zéró restriktív feltételezése, viszont egyébként azt is lehetővé teszi. Az utóbbi időben ez vált inkább népszerűvé, mivel több változó esetén is hihetően alkalmazható.

Még számos ezekhez hasonló specifikáció említhető, azonban most inkább a jelen tanulmányban is alkalmazott eljárást, az ún. IV-SVAR-t vagy proxy SVAR-t, vagy „external instruments SVAR”-t fejteném ki részletesebben. Ez a módszer Stock és Watson (2008) által lett megalkotva, illetve pontosabban az ő tanulmányuk írta le explicit módon ezt a módszert. Azonban ők maguk is úgy gondolják, hogy néhány korábbi (többek között monetáris politikai) tanulmány újraértelmezhető mint IV-SVAR (pl. Gürkaynak et al. (2005)). Az IV-SVAR módszertant a nagy frekvenciájú identifikációval (HFI, High Frequency Identification) először Gertler és Karádi (2015) alkalmazták, akik több korábbi módszertant (pl. Bernanke és Blinder 1992-es pénzsokk VAR-ját és Christiano-Eichenbaum-Evans (1996) cikkét) segítségül hívva alkották meg modelljüket.

Az IV-SVAR modellnek több nagy előnye is van Wolf (2020) szerint a korábban említett restriktív eljárásokhoz képest. Az előjelrestriktív SVAR gyakran azzal a hibával szembesül például, hogy egy szigorító monetáris politikai sokk következményeképpen a GDP értéke nő, ami ellentétes a közgazdasági elmélettel. Ennek oka Wolf szerint az lehet, hogy a monetáris hatás mellett a modell az expanzív keresleti és kínálati sokkokat is reprezentálja. Ezzel szemben a zéró restriktív eljárás a hasonló specifikációs hibákkal szemben robusztus, azonban a rövidtávú hatásokat nem ragadja meg. Ezzel szemben az instrumentális változós SVAR-ban semelyik hiba sem áll fenn – feltéve, hogy az instrumentumunkat jól választjuk meg (ami önmagában egy elég erős feltételezés).

2.2. Módszertani leírás

Tekintsük az alábbi VAR modell strukturális felírását:

$$\mathbf{A}\mathbf{Y}_t = \sum_{j=1}^p \mathbf{C}_j \mathbf{Y}_{t-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

Esetünkben az $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ reziduumvektorra lenne szükségünk ahhoz, hogy meghatározzuk a strukturális sokkokat. Azonban a fenti modell önmagában nem becsülhető meg, mindössze annak redukált formája:

$$\mathbf{Y}_t = \sum_{j=1}^p \mathbf{B}_j \mathbf{Y}_{t-j} + \mathbf{u}_t \quad (2),$$

ahol $\mathbf{B}_j = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{C}_j$ és $\mathbf{u}_t = \mathbf{A}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$.

A probléma, hogy a VAR modell becslésekor a különböző egyenletek reziduumai korrelálnak egymással. Ahhoz, hogy a megbecsült VAR modellből ezeket a strukturális sokkokat kinyerjük, különböző megkötéseket kell tennünk a redukált forma reziduumainak variancia-kovariancia mátrixára vonatkozóan. Kellő megkötés esetén az A mátrix kinyerhető, és így az $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ strukturális sokkok is. Ezek segítségével megrajzolhatóak az impulzusválasz-függvények, melyekkel meghatározható egy monetáris politikai sokk hatása. Ezen megkötések terén különböznek az eltérő restriktációs eljárások.

Az IV-SVAR esetén az első lépés, hogy a megbecsült redukált VAR-reziduumokat ($\mathbf{u}_t$) kimentjük, különválasztva az endogén változóra felírt VAR-egyenlet reziduumát (u_t^p) és a többi egyenlet reziduumait ($\mathbf{u}_t^q$). Ekkor u_t^p még tartalmaz olyan sokkokat, amelyek nem a strukturális monetáris politikai sokkhoz (ε_t^p) kötődnek. Feltételezve, hogy az instrumentum exogén (ezt ld. később), felírható a következő 2SLS-modell:

$$u_t^p = \gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + e_t, \quad (3)$$

ahol Z_1 az adott instrumentumnak felel meg¹.

Ebből kimentve a becsült $\widehat{u}_t^p$ redukált formájú reziduumokat már felírhatjuk azt az egyenletet, amelyből a strukturális monetáris politikai sokknak (ε_t^p) a redukált formájú reziduumokra ($\mathbf{u}_t^q$) való hatása kinyerhető:

$$\mathbf{u}_t^q = \frac{s^q}{s^p} \widehat{u}_t^p + \boldsymbol{\xi}_t \quad (4)$$

¹ Több instrumentum esetén az összeset szerepeltetjük a (3) egyenletben.

Algebrailag belátható, hogy ennek becslése után már közvetlenül kiszámolható az S kovarianciamátrix azon része, amely a monetáris politikai sokkok hatását ragadja meg. Ennek ismeretében pedig már egyszerűen meghatározhatóak az impulzusválasz-függvények is. A módszer sajátossága, hogy nem határozható meg az egész variancia-kovarianciamátrix, hanem csak az előbb említett oszlopvektor. A részletesebb kifejtést ld. Gertler-Karádi (2015).

Jelen tanulmányban ezen felül még egy olyan restriktíót is alkalmazok ezen felül, amely szerint a monetáris politikai sokk először nincs hatással az ipari termelés szintjére, vagyis egyfajta zéró restriktíót. Ez egy közgazdaságilag indokolt feltételezés.

2.3. Monetáris SVAR-tanulmányok Magyarországon

A magyar adatokon való SVAR-becslés a korábbiakban jelentős akadályba ütközött: jellemzően nem állt rendelkezésre elegendő megfigyelés annak megbecsléséhez. Az első SVAR-becslés Csermely és Vonnák (2002) nevéhez kötődik, akik az árfolyam szerepét vizsgálták meg a magyar monetáris transzmissziós mechanizmusban, 1992 és 2002 közötti negyedéves adatokon vizsgálódva. Eredményeik alapján a reálárfolyam jó sokkelnyelőnek bizonyul, illetve egy közös valutaunióba való belépés növelné a kibocsátás ingadozását, mivel a monetáris politika nem lenne képes reagálni a gazdaságot ért sokkokra. A következő években egyre több, ezt a módszertant alkalmazó tanulmány született az MNB-n belül, például Vonnák (2005). A módszertan népszerűsége Magyarországon 2010-2011 körül kulminálódott: megemlítendőek – a teljesség igénye nélkül – Péter (2010), Krusper – Pellényi (2010), Jakab – Kaponya (2010), illetve Tamási – Világi (2011) kutatásai. Ezek jellemzően zéró megkötést vagy előjelrestriktíót alkalmaztak a SVAR-oknál.

Tamási – Világi tanulmánya például bayes-i SVAR segítségével a hitelkínálati sokkokat vizsgálta. Ebben a tanulmányban a sztenderd négy változón kívül hitelszpredet, a vállalati szektornak nyújtott hiteleket, illetve a vállalati csődbemenetek arányát használták. Konklúziójuk, hogy a monetáris politika transzmissziós mechanizmusában a kamatsatorna jelentősebb, mint a hitelcsatorna.

Jakab – Kaponya (2010) a munkaerőpiacot vizsgálja SVAR modellel, így a foglalkoztatás fontos szerepet játszik. Modelljük szerint – a Magyarországra becsült DSGE-modellekkel szemben – a monetáris politikai sokk pozitív hatással van a foglalkoztatottságra.

Vonnák (2006) a kereskedelmi forgalomban lévő cikkek árának reakcióját vizsgálta egy váratlan kamatemelésre. Eszerint a külkereskedelemben nem kerülő termékek árai lassabb ütemben reagálnak a monetáris politikára. Hasonlóan Jakab et al. (2006) eredményeihez ő is

arra jut, hogy egy monetáris szigorítás két évig növekvő reálbéreket eredményez, illetve a foglalkoztatás gyorsan visszaesik.

Általánosságban tehát látható, hogy a magyar SVAR-modellek becslése esetén a monetáris transzmisszió kiemelt szerepet játszott; ez érthető, mivel az MNB számára talán ez a leginkább hangsúlyos. A megfelelő hosszúságú adatsor hiánya azonban sokszor jelentősen megnehezítette a becslést. Tamási és Világi tanulmánya például tizenöt éves (negyedéves bontású) adatsoron, Jakab – Kaponya tizennégy éves (szintén negyedéves), Vonnák (2006) pedig kilencéves (havi szintű) adatsoron becsülnek.

Az utóbbi néhány évben mindazonáltal a SVAR-modellek magyar adatokon való becslése visszaszorult. Az utóbbi tíz évben alig-alig becsültek ilyeneket Magyarországra, jóllehet a rendelkezésre álló hosszabb adatsor pontosabb becsléseket tenne lehetővé. Céлом megnézni, hogy ez az új, általam alkalmazott módszertan milyen képet alkot a transzmisszióról, illetve hogy változott-e a monetáris transzmisszió a korábbi eredményekhez viszonyítva.

3. Adatok

3.1. Az adatok előkészítése

Elemzésemhez havi adatokat használtam, hasonlóan Gertler és Karádi (2015) cikkéhez². Erre amiatt is szükség volt, mert Magyarországon azon turbulenciától mentes idősor hossza, melyen a monetáris transzmissziós mechanizmus „egészséges időkben”, ugyanabban a monetáris politikai keretben történő működését vizsgálni lehetne, viszonylag rövid. 2001 nyarán, Járai Zsigmond kinevezése után néhány hónappal állt át a Magyar Nemzeti Bank az inflációs célkövetés rendszerére³. Mivel egyfajta átmeneti periódust feltételezek a monetáris rezsim bevezetésekor, így elemzésem csak 2002 januárjától kezdődik. 2016 májusától pedig már „de facto ZLB”-vel szembesült a magyar gazdaság: évekig vagy egyáltalán nem, vagy minimálisan változott a jegybanki alapkamat szintje 0,9 százalékról. Így a köztes időszakra, 173 megfigyelésre korlátozódik az elemzésem. Ez az időintervallum lényegesen rövidebb, mint a Gertler-Karádi cikkben felölelt, 1979-2012 közötti harminchárom év. Viszont a magyar adatokon végzett elemzéseknél jelentősen hosszabb.

Az elemzésemben használt változók jórészt követik a szakirodalmi konvenciókat. Ezekben a három alapvető változó valamilyen, jellemzően minél rövidebb lejáratú államkötvény- vagy

² A reprodukáláshoz szükséges kódok, adatok és instrukciók megtalálhatóak a GitHub-omon: <https://github.com/Zolaly99/IV-SVAR-Hungary-estimation>

³ Forrás: <https://www.mnb.hu/monetaris-politika/a-monetaris-politika-keretrendszer/az-inflacios-celkoveteses-rendszer>

diszkontkincstárjegy-hozam vagy bankközi kamat, a GDP (vagy ipari termelés havi adatok esetén), illetve valamilyen inflációs mérőszám, például a CPI. Még egy változó, amely kis, nyitott gazdaságok esetén elengedhetetlen, a nomináleffektív árfolyam (NEER, nominal effective exchange rate). Ez egy olyan arányszám, amely egy valuta adott időszaki különböző valutákkal szembeni árfolyamait tartalmazza valamilyen súlyozott mértani átlagolás szerint. Ez a súlyozás jellemzően az egyes országokkal történő kereskedelem mennyiségével történik⁴.

Mivel havi adatokkal dolgozom, így a GDP helyett az ipari termelés mértékét használom. Ez jellemzően kellően jól korrelál a GDP-vel ahhoz, hogy az adott országban megtermelt javaknak megfelelő proxyjaként szolgálhasson (OECD, 2012), és a SVAR-elemzések jó része is ezzel az adattal helyettesíti a GDP-t.

Külön figyelmet érdemel, hogy milyen lejáratú államkötvénynek/diszkontkincstárjegynek a hozamát (vagy melyik bankközi kamatot) érdemes használni a VAR-ban. Az irodalomban jellemzően valamilyen overnight rátát (például a fed funds rate) szokás alkalmazni, hiszen ezek ragadják meg leginkább a monetáris politikai irányultságot. Gertler-Karádi ezzel szemben egy hosszabb lejáratú, egyéves államkötvénynek a hozamát alkalmazza. Mindennek az oka, hogy ezen államkötvény hozamának sokkja a forward guidance-el kapcsolatos váratlan exogén sokkokat is tartalmazza a pusztán az irányadó kamat nem várt változásaiból adódó sokkok mellett. Mivel tanulmányomban ez nem igazán hangsúlyos, így a kötvényhozam időhorizontja (és a pontos instrumentum is) nem a közgazdasági intuíció, hanem statisztikai mutatószámok alapján kerül kiválasztásra.

Minden idősor eredetileg is havi szinten értelmezett a kötvényhozamokon, illetve az instrumentumon kívül. A változók nincsenek sem trendszűrve, sem differenciázva, tehát nem stacionerek. Ennek oka az, hogy a benchmarknak tekintett Gertler – Karádi-cikkben is hasonlóképpen vannak transzformálva a változók. Náluk azonban a nomináleffektív árfolyam nem szerepel, így ott nem volt egyértelmű a döntés. Azonban feltételezhetjük, hogy a NEER kointegrált lehet az árszinttel, így meghagytuk logaritmizált formájában azt a változót is. A CPI, illetve az ipari termelés mind 2015-ös bázison vannak rögzítve, illetve logaritmizálva és szezonálisan kiszűrve. Ezek a FRED oldaláról érhetőek el. A kötvények adatai ezzel szemben az ÁKK weboldaláról származnak. Az adatok fontosabb információi a következő táblázatban vannak összefoglalva.

⁴ Forrás: <https://databank.worldbank.org/metadata/glossary/world-development-indicators/series/PX.REX.REER>

1. táblázat: A SVAR-ban szereplő változók transzformációi

Változók	Szezonális kiigazítás	logaritmizálás	Differenciázás	Adat forrása
Kötvényhozam (BR)	nem	nem	nem	ÁKK
Infláció (CPI)	igen	igen	nem	FRED
Ipari termelés (IP)	igen	igen	nem	FRED
Nomináleffektív Árfolyam (NEER)	nem	igen	nem	MNB

Az ÁKK weboldalán a kötvények adatai (vagyis adott futamidejű államkötvények hozama, nettó árfolyama stb.) minden nap 13.45-14.00 közötti adatok alapján kerülnek kiszámításra (pontosabban átlagolásra)⁵.

Fontos, hogy ezek a napi átlagos értékek a Monetáris Tanács döntéseivel ne interferáljanak, hiszen ekkor nem lehetne elkülöníteni a kamatdöntések hatását a kötvényhozamokra. Szerencsére ez az időszak nem ütközik a kamatdöntések nyilvánosságra kerülésével, mivel azok 2002 decemberétől kezdve 14 órakor kerültek publikálásra (Portfolio, 2002)⁶, és ez a mai napig sem változott meg⁷.

Ezeket a napi adatokat valamilyen módon havi szintre kellett aggregálnom. Gertler-Karádi a kötvényhozamok havi átlagát alkalmazza lejárát szerint, mivel ez robusztusabb mutató, mint például a hó végi kötvényárfolyam lenne.

Az alábbi ábrán (1. ábra) látható a SVAR-ban alkalmazott, már transzformált változóim időszora. Látható, hogy az államkötvények hozamának alakulása a vizsgált időszakban kifejezetten turbulens volt, és 2004-ben, illetve 2008-2009 környékén érte el a maximumát. Az is figyelemre méltó, hogy 2016 második felétől – ahogy a ZLB közelébe értünk – már jóval kisebb mértékben változtak a kötvényhozamok. Ez szintén megerősíti azt a döntést, miszerint

⁵ Forrás:

https://www.google.com/search?q=elj%C3%A1r%C3%A1si+rend+A+MAGYAR+%C3%81LLAMPAP%C3%8DRPIACI+REFERENCIAHOZAMOK+K%C3%89PZ%C3%89S%C3%89R%C5%90L&rlz=1C1GCEA_enHU1028HU1028&oq=elj%C3%A1r%C3%A1si+rend+A+MAGYAR+%C3%81LLAMPAP%C3%8DRPIACI+REFERENCIAHOZAMOK+K%C3%89PZ%C3%89S%C3%89R%C5%90L&aqs=chrome..69i57j0i22i30j0i10i15i22i30i2j0i22i30i2j0i10i22i30j0i22i30i2.2483j0j9&sourceid=chrome&ie=UTF-8

⁶ Forrás: <https://www.portfolio.hu/gazdasag/20021125/nem-volt-kamatcsokkent-es-25804>

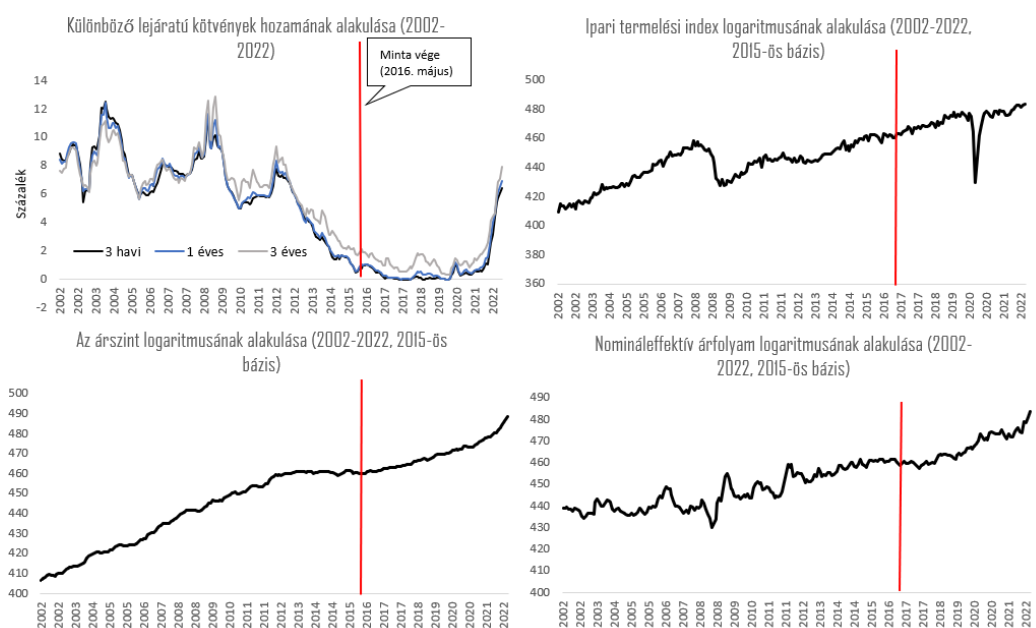
⁷ Erre a következtetésre onnan jutottam, hogy a Tanács rövidített jegyzőkönyveinek publikálási időpontját minden évben átböngésztem.

2016-tal bezárólag érdemes a modellünket megbecsülni. (A Robusztusságvizsgálat részben az egész mintára is megbecsülöm, és ez bizonyos furcsaságokat eredményez majd.)

A többi idősor alakulásából is izgalmas dolgok adódnak. A CPI és az ipari termelés ábrája megerősíti annak a döntésnek a megalapozottságát, hogy logaritmáltuk a változókat. Érdekes még, hogy az ipari termelésnél 2008 környékén látszólag egy hiszterézishatás történt; hasonlóképpen esett be a COVID alatt is az ipari termelés, azonban gyorsan vissza is kapaszkodott a korábbi szintre.

A nomináleffektív árfolyam ábrája pedig azt mutatja, hogy a forint folyamatos gyengülésen ment keresztül az utóbbi két évtizedben a többi valutával szemben. (Ezen az ábrán ha a NEER adat nő, akkor csökken a forint értéke, ha csökken, akkor pedig erősödik.)

1. ábra: A különböző, SVAR-ban alkalmazott változók transzformáltjainak az idősora. A függőleges piros vonal azt jelzi, hogy meddig tart az a mintám, amelyen a végső SVAR-t becsültem.



3.2. Az instrumentum kiszámolása

Az instrumentum kialakításához az úgynevezett HFI (High Frequency Identification) módszertant alkalmazom, amely abból áll, hogy nagy frekvenciájú adatokat használva számolom ki az adott hónapra szóló instrumentum értékét. Ideális esetben a kamatdöntést körülvevő rövid periódus (pl. harminc perc) kötvényhozam-mozgásaiból képeznénk az instrumentumot, hiszen ekkor gyakorlatilag biztosra vehető, hogy az instrumentum kizárólag a kamatdöntés hatását ragadja meg. Ez azonban esetemben nem volt lehetséges, mivel Magyarországon nem állt rendelkezésre a napi adatoknál részletesebb felbontás az instrumentumhoz szükséges adatokból.

Az instrumentum számolása a következőképp történik:

1. az MNB kamatdöntési napjainak azonosítása a vizsgált időszakban;
2. a kötvény/kincstárjegyhozamok olyan differenciájának képzése, amely magában foglalja a kamatdöntést.

Tehát ha például 2006. június 9-én történt egy kamatdöntés, melyet 14 órakor hoztak nyilvánosságra, akkor a 2006. június 10-i (13.4 és 14 óra között számított) adatból vonom ki a 2006. június 9-i (szintén 13.45 és 14 óra között kiszámított) értéket, és ezzel ragadom meg a monetáris politikai sokkot.

Megjegyzendő, hogy 2004 júliusával bezárólag a Monetáris Tanács mindkét havi ülésén hozhatott kamatdöntést, a 2004. júliusi ülést követően azonban „a jegybanki alapkamatláb megváltoztatásáról lehetőség szerint csak a mindenkor havi második ülésén hoz döntést”⁸. Emiatt 2004 előtt havi két kamatdöntési napból kellett számolni a sokkot havi szintre, melyet úgy oldottam meg, hogy ezen esetekben havi szinten összeadtam a két sokkot, és így alakítottam ki az instrumentumot. Megemlítendő, hogy a rendkívüli kamatlépéseket is a modellben szerepeltetem, tehát kivétel nélkül az összes döntést a vizsgált időszakban.

Ahhoz, hogy ez az instrumentum megfelelő legyen, fel kell tennünk, hogy:

1. az adott instrumentum korrelációja a monetáris sokkal (amit ε_t^p ragad meg) valamilyen 0-tól szignifikánsan különböző szám,
2. az instrumentumnak a többi strukturális sokkal való kapcsolata pedig 0-val egyenlő.

Az első feltételezés statisztikailag is tesztelhető, méghozzá a VAR reziduumaiból képzett 2SLS első egyenletéből. Ez az elemzésem során egyértelműen teljesül (ld. a 2. táblázatot).

A második állítás ezzel szemben elméleti szintű kérdés. Ehhez azt kell elfogadni, hogy a kamatdöntési napokon a makrogazdasági változók hírei nem befolyásolják a kamatdöntést. Ekkor elmondható, hogy az instrumentum ortogonális a többi sokkra, és így exogénnek is tekinthető.

A feltételezéseinkhez mindenképpen szükséges, hogy ezek a napi differenciák jórészt csak a monetáris döntések hatását képviseljék, és ne keveredjenek pl. valamely, az adott napon nyilvánosságra hozott makroadat (például GDP, infláció) hatásával. A KSH módszertani

⁸ <https://www.mnb.hu/monetaris-politika/a-monetaris-tanacs/kozlemenyek/2004/kozlemeny-a-monetaris-tanacs-2004-julius-5-i-uleserol>

leírásai mindezt megerősítik a GDP és az infláció esetén is, vagyis hogy a kamatdöntési napok nem interferálnak a publikációk időpontjaival⁹. Ez alapvetően logikus is, hiszen a Monetáris Tanács minden bizonnyal ügyel arra, hogy a kamatdöntés meghozatalához minden releváns információ rendelkezésre álljon a döntéshozatalt megelőzően.

3. Modellspecifikáció

Alapvetően három nagyobb kérdésben kellett döntést hozni a modellezéskor:

1. Hány késleltetést rakjak a modellembe;
2. Milyen lejáratú kötvénynek a hozama vagy kamata kerüljön a VAR-ba;
3. Milyen instrumentumot használjak a kötvényhozamhoz.

A késleltetések számát sokszor adottnak veszik az irodalomban, és túl sok indoklást nem fűznek hozzá a szerzők. Gertler – Karádi például 12 késleltetést használ bármiféle indoklás nélkül. Általánosságban a SVAR-okban viszonylag sok lag-et szoktak szerepeltetni, hogy a változók között fennálló késleltetett hatásokat ténylegesen fel lehessen tární. Óvatosabban kell tehát ebben az esetben eljárni ahhoz képest, mintha csak egy egyszerű VAR-t becsülnénk, amellyel előrejelezni szeretnénk, nem pedig közgazdasági következtetéseket levonni. Az információs kritériumaim a VAR-nak egy vagy két késleltetést javasolnak (1. melléklet), azonban joggal hihető, hogy ez a kauzális kapcsolatok felderítésére nem elegendő. Ehelyett egyfajta „arany középutat” választok: 6 késleltetést alkalmazok, amely a statisztikai módszerek által ajánlott és a szakirodalomban bevett érték között nagyjából félúton található.

A 2. kérdés megválaszolásakor nincsenek jelentős elméleti megkötések. Gertler – Karádi (2015) statisztikai módszerekkel döntötték el, hogy milyen lejáratú kötvénnyel dolgoznak. Mivel őket kifejezetten a forward guidance hatása érdekelte, így egy- és hároméves államkötvény-hozamok között választottak az alapján, hogy melyik specifikáció esetén a legnagyobb a reziduumokra futtatott 2SLS első egyenletének F-statisztikája. Mivel nálam az előretekinő iránymutatás nem élvez prioritást, így ennél rövidebb lejáratú államkötvényeket, vagyis diszkontkincstárjegyeket (DKJ) is figyelembe vehetek. A potenciális instrumentumok kiválasztásakor hasonló, statisztikai megfontolások alapján döntöttek. Náluk a federal funds

⁹ Az inflációs adat havi gyakorisággal kerül publikálásra, a tárgyhónapot követő hónap 8-10. napja között. A GDP gyorsbecslése a tárgydőszakot követő 45. napon, az előzetes éves GDP a tárgydőszak utáni 2. napon kerül publikálásra. Mivel 2004 júliusától a Monetáris Tanács már csak a hónap második felében hoz kamatdöntést, így ezek az időpontok 2004-től kezdve nem ütköznek a kamatdöntési napokkal. Ezentúl feltehető, hogy amennyiben a Monetáris Tanács valamely fontos makrováltozó publikálására vár, akkor a kamatdöntési ülést is úgy alakítja, hogy ezek az adatok már rendelkezésre álljanak, és ne aznap derüljön ki annak

rate-re vonatkozó háromhónapos határidős vagy spot megegyezési ár, illetve egy Gürkaynak et al. (2005) által alkalmazott instrumentumcsoport jöhetett szóba.

Esetemben két instrumentum közül lehet választani. Az egyik közvetlenül a háromhavi diszkontkincstárjegy hozamából, a másik a BUBOR-ra, három hónapra előre szóló határidős ügylet árából számolható ki, a korábbiakban előbb felvázolt módon. Az instrumentum, illetve a diszkontkincstárjegy-hozam optimális értékének kiszámításakor én is statisztikai eszközökkel választottam ki az optimális elegyet, mivel előzetes feltételezéseim erre vonatkozóan nem voltak. Szempontjaim azok voltak, hogy melyik kötvény- vagy kincstárjegyhozam – instrumentum pároshoz tartozik a lehető legnagyobb R^2 a reziduumokra felírt 2SLS első egyenletében, illetve az is, hogy a VAR reziduumok autokorrelációja melyik esetben minimális.

2. táblázat: Nagy frekvenciájú instrumentumok hatása a négyváltozós VAR reziduumaúra (Havi adatokon, 2002-2016, 2SLS első egyenlete)

Instrumentumok	3 havi [1]	3 havi [2]	6 havi [3]	6 havi [4]	1 éves [5]	1 éves [6]
BR3M	0,49***		0,41***		0,35**	
FRA3M		0,43*		0,44*		0,52**
Megfigyelések	167	167	167	167	167	167
R^2	10,80%	1,96%	7,65%	2,13%	5,00%	2,71%
F-statisztika	19,97	3,3	13,66	3,58	8,69	4,59

Megjegyzés: A táblázatban a különböző instrumentum-kötvény/DKJ-hozam párosok 2SLS első egyenletének koefficiensei, illetve az instrumentumok p-értéke található – ez utóbbi csillagokkal feltüntetve (* - 10%-os, ** - 5%-os, *** - 1%-os szignifikanciaszinten szignifikáns az adott instrumentum). BR3M – háromhónapos DKJ-hozamból kamatdöntési napokon képzett instrumentum, FRA3M – háromhónapos DKJ-hozamra három hónapra előre szóló határidős ügylet árából kamatdöntési napokon képzett instrumentum).

Látható, hogy csak az F-statisztikát vagy R^2 -et figyelembe véve a háromhavi DKJ-hozam és az ebből képzett instrumentum (BR3M) a legerősebb jelölt, azonban a háromhavi DKJ-hozam VAR-ban való szerepeltetésekor szignifikáns autokorreláció áll fenn. A hathónapos DKJ-hozamnál ez már kevésbé teljesül, ott a 2. és a 3. késleltetés kivételével elfogadható 5%-os szignifikanciaszinten az az állítás, hogy nincs autokorreláció a modellben (és a 2-3. lagnél is elfogadható lenne egyszázalékos szignifikanciaszintnél, ld. 2. melléklet). Amint az látható, az FRA3M semelyik párosítással sem erősebb, mint a BR3M. Mindezt együttesen figyelembe véve a hathónapos DKJ-hozam – BR3M párosítást ítélem meg a legkedvezőbbnek. Megjegyzendő, hogy ebben az esetben nem beszélhetünk gyenge instrumentumról, mivel az F-statisztika értéke (13,66) a Stock et al. (2002) által kritériumként megfogalmazott F-statisztika értéke (10) felett van.

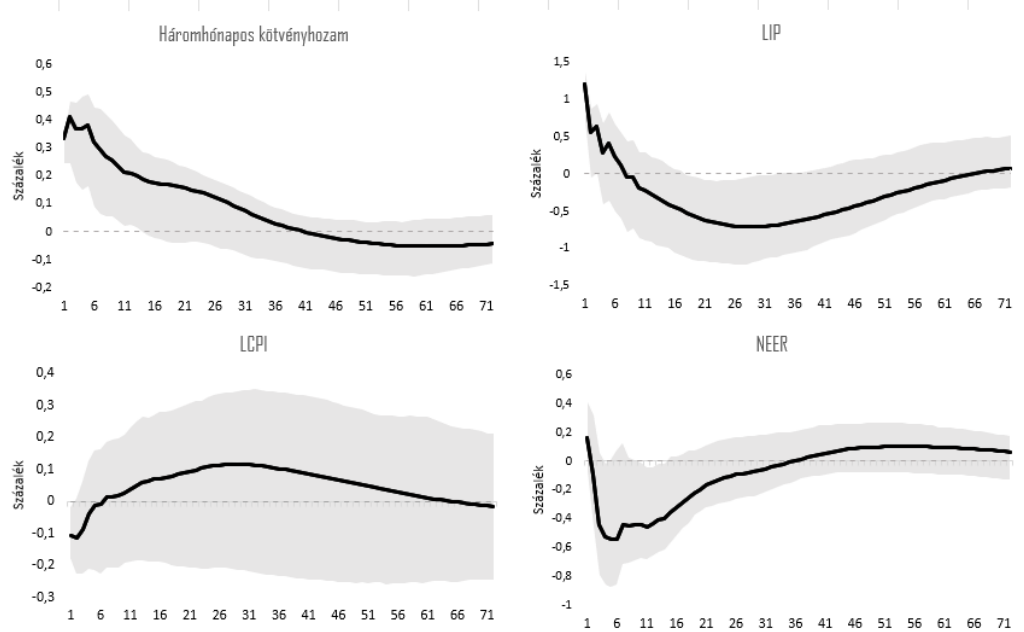
5. Elemzés

5.1. Zéró restriktciók nélküli IV-SVAR

A legelső modellemben nem alkalmazok semmilyen (zéró- vagy előjel-)restriktciót, hanem kizárólag az instrumentumra támaszkodom. Ebben az esetben váratlan eredmények jönnek ki, amelyek nem teljesen indokolhatóak meg a közgazdasági ráció által. A háromhavi DKJ-hozam egy szórásnyi váratlan szigorító monetáris politikai lépés hatására 0,3-0,4 százalékkal nő, a nomináleffektív árfolyam (NEER) pedig csökken, ami ebben az esetben a forint erősödését jelenti. Az infláció, illetve az ipari termelés (LIP) viszont inkonzisztensen viselkednek: a CPI először még – helyesen – szignifikáns csökkenést mutat, azonban gyorsan visszatér az eredeti szintjére, sőt tovább is nő, még ha ez a hatás nem is szignifikáns.

Az ipari termelés ezzel szemben közvetlenül a sokk bekövetkezte után viselkedik furcsán, hiszen a váratlan kamatemelkedés hatására egy százalékkal nő az értéke. Ezután viszont folyamatosan csökken, és a 8. időszaktól kezdődően olyan görbével jellemezhető, amely tökéletesen megfelel előzetes várakozásainknak: beesik a termelés mértéke, és ez perzisztensen így is marad jónéhány időszakon keresztül. Összességében azonban ez egy helytelen modell, amelyet úgy próbálok orvosolni, hogy az ipari termelés kezdeti értékére egy zéró restriktciót alkalmazok. Ez teljesen értelmes, hiszen joggal feltételezhető, hogy a GDP, illetve az ipari termelés nem rögtön reagálnak egy váratlan monetáris politikai sokkra.

2. ábra: Egy váratlan monetáris politikai (szigorító) sokk hatása a változókra abban a modellben, amelyben nem alkalmazok zéró restriktciót. Látható, hogy több változó is inkonzisztensen viselkedik a közgazdasági elmélettel. Jelmagyarázat: LIP = ipari termelés logaritmus, LCPI = CPI logaritmus, NEER = nomináleffektív árfolyam (ahol a csökkenés jelenti az árfolyam-erősödést). Bootstrap eljárással 95 százalékos megbízhatósági szintű konfidencia-intervallumokat is becsültem.



5.2. Zéró restriktív IV-SVAR

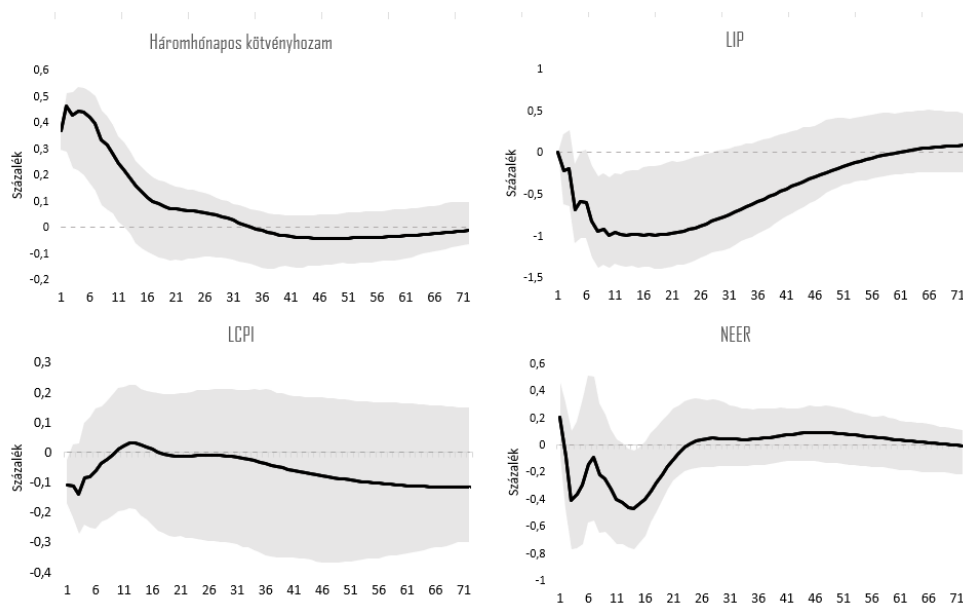
A 3. ábrán annak a SVAR modellnek láthatóak az impulzusválasz-függvényei, amely esetén az ipari termelés első értékére alkalmaztam a zéró restriktívot. Itt már sokkal „egészségesebben” reagálnak a változók. Ezek alapján egy szórásnál meglepetésszerű monetáris politikai szigorítás azt eredményezi, hogy nagyjából 40 bázisponttal megnövekszik a háromhavi DKJ-nek a hozama. Ez a hatás közvetlenül a döntés után néhány időszakkal a legpotensebb. Ez egy erősebb hatás, mint amelyet Gertler és Karádi becsültek: az ő adataikon az USA-ban csak 25 bázispontos emelkedést idézett ez elő. Az infláció úgy reagál erre a meglepő szigorításra, hogy (bár nem szignifikánsan, de) lecsökken, majd visszakapaszkodik az eredeti szintjére néhány időszak után, ezután tovább folytatja csökkenő tendenciáját.

Az ipari termelés csökkenéssel reagál a váratlan kamatsokra, amely néhány időszak után még 99%-os megbízhatósági szinten is szignifikáns. Nagyjából 1-1,5 év után éri el a maximumát az ipari termelés emiatt bekövetkező csökkenése (ami eléri az egy százalékot), majd lassan visszatér eredeti szintjéhez.

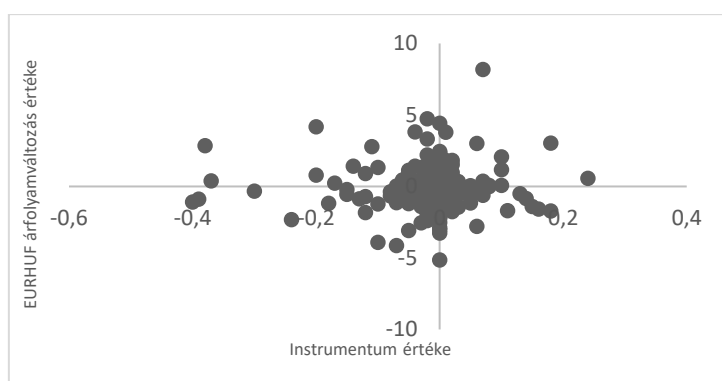
A nomináleffektív árfolyam nem teljesen a közgazdasági intuíciónak megfelelően viselkedik, mivel a kamatsokk után rögtön gyengülést mutat (a növekvő érték jelenti ennél az időszornál a gyengülést). Ezután viszont már árfolyam-erősödést tapasztalhatunk, amely néhány időszakon belül szignifikánssá is válik.

Tehát azt mondhatjuk, hogy jórészt a közgazdasági modelleknek megfelelően reagál az összes változónk a nem várt szigorító monetáris politikai sokkra. A kivétel a NEER az első időszakban; ennek oka az lehet, hogy az általam képzett instrumentum nem mindig konzisztensen reagál az árfolyamváltozással összehasonlítva. Például sokszor pozitív, a kamatdöntés következtében fellépő DKJ-hozam-változás gyengülő adott napi árfolyammal jár együtt, és fordítva. Ez arra utalhat, hogy instrumentumunk nem teljesen exogén. A problémát a 4. ábra szerepelteti. Ezen az látható, hogy az EURHUF árfolyam változása és az instrumentum a kamatdöntési napokon nem korrelálnak, a két változó közötti korreláció szignifikánsan nem különbözik nullától. Ez arra utalhat, hogy az instrumentum más hatást is tartalmaz, mint csak a monetáris politikai meglepetés.

3. ábra: A monetáris politikai sokk hatása az egyes változókra. Látható, hogy a változók túlnyomórészt a közgazdasági elméletnek megfelelően reagálnak a sokkra, azonban a nomináleffektív árfolyam először megnő azelőtt, mielőtt az elmélet által indokoltan lecsökkenne. Jelmagyarázat: LIP = ipari termelés logaritmusa, LCPI = CPI logaritmusa, NEER = nomináleffektív árfolyam (ahol a csökkenés jelenti az árfolyam-erősödést). Bootstrap eljárással 95 százalékos megbízhatósági szintű konfidencia-intervallumokat is becsültem.



4. ábra: az EURHUF árfolyam változása és az instrumentum a kamatdöntésekkor.



5.3. Eredmények összehasonlítása a szakirodalommal

Gertler – Karádi SVAR-becslésénél (ld. 4. melléklet) hasonló eredmények jöttek ki, mint nálam a 3. ábra esetén. A különbség, hogy esetükben a CPI náluk csökkenő tendenciát mutat, amely azonban nem szignifikáns, és eléggé hasonlít ez én eredményeimre. Nomináleffektív árfolyamot nem tett a modellbe, hiszen az amerikai gazdaság nem kis nyitott gazdaság. Az ipari termelés azonban hasonlóképpen viselkedik, mint a magyar adatokon.

Érdekes lehet eredményeimet néhány magyar tanulmánnyal is összehasonlítani. Ezek a tanulmányok jellemzően nemcsak ezt a néhány változót, hanem minden esetben valamilyen más változót is tartalmaztak. Ez lehetett a munkanélküliség mértéke, különböző szpredek stb.

Mint már említettem, ezeket a modelleket jellemzően vagy előjelrestrikciós, vagy zérórestrikciós megkötéssel becsülték. Nehézzé válhat az összehasonlítás amiatt is, mert az elemzéseket viszonylag régi adatokon végezték. Támaszt nyújthat Vonnák (2006) munkája, amely összefoglalja a magyarországi monetáris politikai mechanizmus vizsgálatára irányuló kvantitatív eredményeket. Azt a szerző is megemlíti ugyanakkor, hogy ezeket a munkákat már önmagukban is nehéz összehasonlítani, mert eltérő adatsorral dolgoztak. Természetesen az sem elhanyagolható, hogy negyedéves vagy havi adatokon történik a becslés.

Eszerint a fogyasztói árszint egy váratlan kamatemelkedés hatására már szinte rögtön lecsökken minden tanulmány szerint (bár hogy ez a csökkenés mennyire szignifikáns, az nem egyértelmű). A GDP-vel kapcsolatban kissé ellentmondásos eredményekre jutnak a tanulmányok: Vonnák (2005) tanulmánya szerint például a GDP enyhe emelkedéssel reagál a kamatnövelésre, amelynek oka az lehet, hogy a háztartások fogyasztása emelkedik. Ugyanakkor a negyedéves GDP helyett a havi szintű ipari termelést használva már ellentétes eredményre jut, hasonlóan Jakab et al. (2006) modelljéhez. Ez konzisztens a legtöbb nemzetközi empirikus tanulmánnyal is. Emellett egy hatváltozós SVAR-modellből származó impulzusválasz-függvények a nomináleffektív árfolyam hasonló irányú szignifikáns változását (tehát a magyar valuta erősödését) mutatták egy szigorító monetáris politikai sokk hatására, ahogy az én modellem is. Összességében tehát eredményeim jórészt megfeleltethetőek a szakirodalmi konszenzusnak.

6. Robusztusságvizsgálat

Végül érdemes néhány szót ejteni arról, hogy vajon a modell más körülmények között mennyire állja meg a

helyét: ha a becsült időszakot, az instrumentumot vagy a kötvény/DKJ-hozam lejárátát megváltoztatjuk.

Általánosságban igaz, hogy az instrumentum és a DKJ-hozam változtatása nem igazán eredményez különböző impulzusválaszokat. Ha a hathónapos kötvény hozama helyett a háromhónaposét, egyévesét vagy háromévesét szerepeltetem a modellben, akkor alapvetően ugyanazok az eredmények. Hasonlóképp történik az instrumentum változtatásával is. Ugyanúgy megmarad az ipari termelés beesése, a nomináleffektív árfolyam és a CPI viselkedése. Azonban ha a becslési időszakot 2002-2022-re változtatjuk, gyökeresen más lesz a CPI viselkedése (ld. 3. melléklet): kezdeti kis szignifikáns csökkenés után már emelkedik a

szintje, ami ellentmond gyakorlatilag minden közgazdasági ismeretünknek. Ez minden bizonnyal a zéró alsó határ egy furcsa következménye, amely a becslésünket „elrontja”.

Mindazonáltal ha csak a 2002-2016 közötti időszakot vizsgáljuk, sikerült egy értelmes modellt alkotni, amely jórészt tükrözi a valóságot, azonban ehhez további restrikciónak volt szükség. Az instrumentum akkor lehetne igazán hatásos, ha napon belüli adatok is rendelkezésünkre állnának. Mivel azonban ezek nem voltak elérhetőek, így ez volt a lehető legjobb becslés, amelyet ezzel az eszköztárral egyelőre el lehet érni. Viszont megemlítendő, hogy több tanulmányban (pl. Cesa-Bianchi et al., 2020) szintén csak napi szintű identifikációt használtak, és eredményeik azt mutatják, hogy az így képzett instrumentum nem tartalmazott szignifikáns nem-monetáris sokkokat, vagyis nem jelentősen rosszabb, mint a nagyobb frekvenciájú identifikáció. Kérdés természetesen, hogy ez a magyar adatokon is hasonlóképp teljesül-e.

7. Összegzés

A mostani tanulmányban egy évtizedes hagyományt kívántam folytatni, amely a SVAR-ok becslését illeti. Arra jutottam elemzésem alapján, hogy egy meglepetésszerű szigorító monetáris politikai sokk az ipari termelés szignifikáns csökkenéséhez vezet, mely egy-másfél év környékén éri el a minimumát. Emellett az infláció mindennek hatására csökken (bár nem szignifikánsan), ahogy a nomináleffektív árfolyamunk is – kis kilengés után – erősödni kezd.

Tanulságos, hogy a különböző specifikációk milyen eredménnyel jártak. Amennyiben mindenféle további megkötés nélkül csak az IV-SVAR-modellt alkalmaztam, több kellemetlen probléma is felmerült. Egyrészt az ipari termelés nagyon szignifikánsan pozitívan reagált a szigorító monetáris politikai sokkra, illetve a CPI sem egészségesen viselkedett. Emiatt kellett zéró restrikciónak alkalmaznom az ipari termelésre, mely így már helyrehozta mindkét változó problémáját. A nomináleffektív árfolyam ugyanakkor az eredeti esetben nézett ki szebben. Mindebből levonható, hogy az instrumentumom valószínűleg nem tökéletesen exogénnek tekinthető, hanem más hatásokat is tartalmaz.

Mennyire alkalmazható az IV-SVAR magyar adatokra?

A magyar közgazdásztársadalom figyelme az utóbbi években elterelődött a strukturális idősoros modellekről, és másra kezdtek el fókuszálni. Mindez talán érthető is két okból kifolyólag. Egyrészt a fentiekben láthattuk, hogy ebben a modellezési eljárásban számos szubjektivitás van, mely a modellezőnek túlzott autoritást ad. Másrészt a 2008-as válság és annak következményei, a 2016-tól beköszöntő ZLB időszaka, a 2020-as COVID-válság és a 2022-es orosz-ukrán háború mind-mind olyan tényezők, amelyek megakadályozzák a

monetáris politika „egészséges időkben” történő vizsgálatát. Emellett az IV-SVAR esetén további nehézséget jelent a többi SVAR-modellhez képest, hogy fel kell tételeznünk az instrumentum exogenitását, ami rendkívül erős feltétel. Olyan instrumentumot találni, amely ennek ténylegesen meg is felel, nem triviális. Olyan nagy frekvenciás adatsorokra lenne szükség, melyek csak korlátozottan elérhetőek Magyarországra. Végül megemlítendő, hogy Magyarországon számos pénzügyi adat, melyek az USA-ban természetes módon elérhetőek, Magyarországon vagy nincsenek vezetve, vagy pedig ad definitionem nem is léteznek még (ez utóbbira példaként említhetőek a vállalati kötvények, amelyek piaca csak mostanában kezd kialakulni). Az IV-SVAR egyik legnagyobb előnye pedig pont ez lehetne: megengedni a kamatmeglepetések egyidejűségét más, tetszőleges számú pénzügyi változóval, anélkül, hogy bármilyen előjeles vagy zérórestrikciót kellene feltennünk a két változó között. Tehát az IV-SVAR egyik fő előnye Magyarországon csak korlátozottabb mértékben aknázható ki. Mindezek ellenére mégis sikerült megbecsülnöm – néhány nehézséggel szembenézve - egy értelmes modellt, amely hűen tükrözi a monetáris politika hatásmechanizmusát Magyarországon.

Irodalomjegyzék

Arias, J., Rubio-Ramirez, J. F., & Waggoner, D. F. (2014). Inference based on SVARs identified with sign and zero restrictions: Theory and applications.

Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *The American Economic Review*, 82(4), 901–921.

Canova, F., & De Nicrolo, G. (2002). Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7. *Journal of Monetary Economics*, 49(6), 1131-1159.

Cesa-Bianchi, A., Thwaites, G., & Vicondoa, A. (2020). Monetary policy transmission in the United Kingdom: A high frequency identification approach. *European Economic Review*, 123, 103375.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. (1996). The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 16–34.

Csermely, Á., Vonnák, B. (2002): ‘The Role of the Exchange Rate in the Transmission Mechanism in Hungary’, presented at the ECB conference “Monetary Policy Transmission in the Euro Area and in Accession Countries”.

Faust, J. (1998, December). The robustness of identified VAR conclusions about money. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 49, pp. 207-244). North-Holland.

Fulop, G., & Gyomai, G. (2012). Transition of the OECD CLI system to a GDP-based business cycle target. URL: <http://www.oecd.org/std/leading-indicators/49985449.pdf> (usage date: 10.04. 2015).

Gábríel, P. (2010). Household inflation expectations and inflation dynamics (No. 2010/12). MNB Working Papers.

Gürkaynak, Refet S., Brian Sack, and Eric T. Swanson. 2005. “Do Actions Speak Louder than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements.” *International Journal of Central Banking* 1 (1): 55–93.

Gürkaynak, R.S., Sack, B., and E. Swanson (2005). “The sensitivity of long-term interest rates to economic news: Evidence and implications for macroeconomic models,” *American Economic Review* 95, 425–436.

Jakab, Z. M., & Kaponya, É. (2010). A Structural Vector Autorgressive (SVAR) model for the Hungarian labour market (No. 2010/11). MNB Working Papers.

Krusper, B., & Pellényi, G. (2010). Impacts of fiscal adjustments in Western European countries on the Hungarian economy. *MNB Bulletin* (discontinued), 5(4), 17-23.

Sims, Christopher A. 1980. “Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles.” *American Economic Review* 70 (2): 250–57.

Stock, James H., Jonathan H. Wright, and Motohiro Yogo. 2002. “A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments.” *Journal of Business & Economic Statistics* 20 (4): 518–29.

Stock, J.H. (2008). What's New in Econometrics: Time Series, Lecture 7. Short course lectures, NBER Summer Institute.

Tamási, B., & Világi, B. (2011). Identification of credit supply shocks in a Bayesian SVAR model of the Hungarian Economy. Central Bank of Hungary, MNB Working Papers, (7).

Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419.

Vonnák, B. (2005). Estimating the effect of Hungarian monetary policy within a structural VAR framework (No. 2005/1). MNB Working Papers.

Vonnák, B.. (2006). A magyarországi monetáris transzmissziós mechanizmus fő jellemzői. *Közgazdasági Szemle*, 53, 1155-1177.

Wolf, Christian K. 2020. "SVAR (Mis)identification and the Real Effects of Monetary Policy Shocks." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12 (4): 1-32.

Mellékletek

1. A hathónapos DKJ-hozammal megbecsült VAR-ok optimális késleltetésszáma.

VAR system, maximum lag order 12

The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.

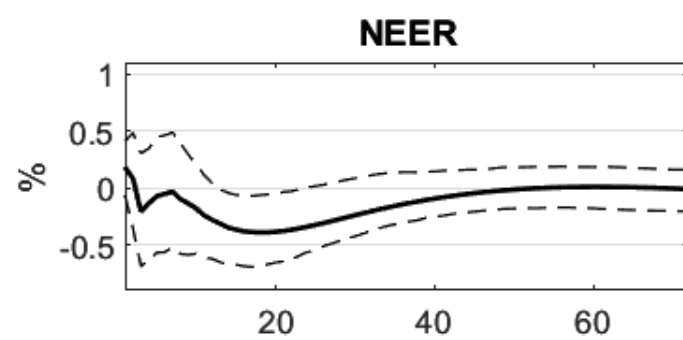
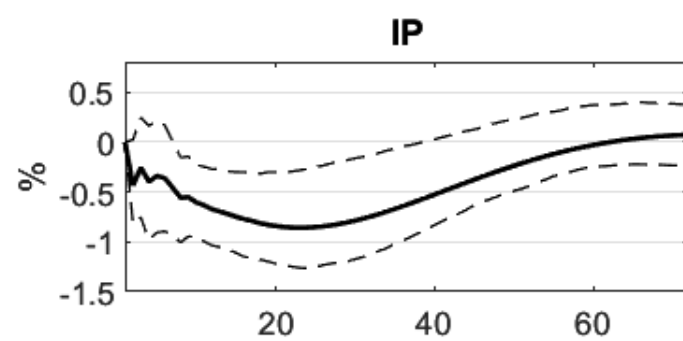
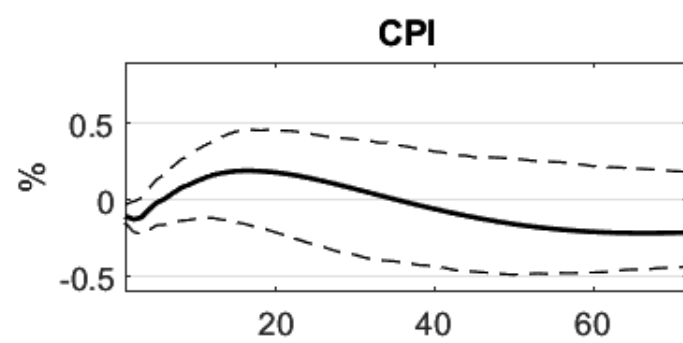
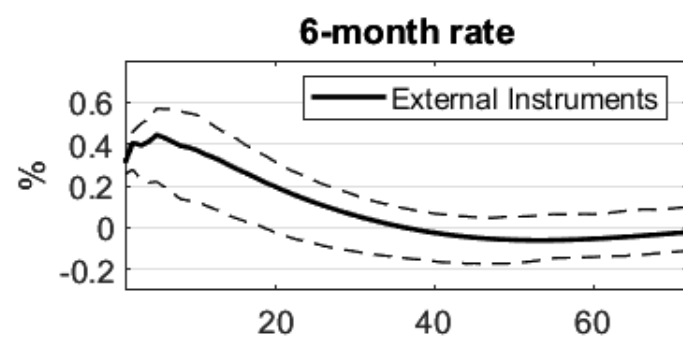
lags	loglik	p (LR)	AIC	BIC	HQC
1	-1596,84581		20,085041	20,467824*	20,240467
2	-1560,62304	0,00000	19,833827*	20,522836	20,113592*
3	-1553,87988	0,63692	19,948818	20,944055	20,352925
4	-1537,97919	0,01061	19,950052	21,251515	20,478499
5	-1531,81612	0,72124	20,072250	21,679939	20,725037
6	-1514,84673	0,00554	20,060208	21,974124	20,837335
7	-1501,63327	0,04831	20,094823	22,314965	20,996291
8	-1479,83019	0,00023	20,022735	22,549104	21,048544
9	-1467,65695	0,08221	20,070273	22,902868	21,220421
10	-1452,48765	0,01632	20,080592	23,219414	21,355081
11	-1446,91922	0,80096	20,210177	23,655225	21,609006
12	-1438,81967	0,43915	20,308319	24,059594	21,831489

2. A Rao-féle autokorrelációs F-teszt eredménye a végső modellemre (6 hónapos DKJ-hozam, 2002:1-2016:5-ös adatok). H_0 : az adott lagnél nem található autokorreláció. H_1 : az adott lagnél található autokorreláció.

Test for autocorrelation of order up to 6

	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	1,276	F(16, 413)	0,2087
lag 2	1,597	F(32, 484)	0,0220
lag 3	1,460	F(48, 491)	0,0276
lag 4	1,299	F(64, 483)	0,0688
lag 5	1,236	F(80, 471)	0,0952
lag 6	1,116	F(96, 458)	0,2323

3. A SVAR eredménye (impulzusválasz-függvényei) a 2002-2022 közötti teljes adatsoron, 6-os lagnél, ipari termelésre tett zéró restrikciónal



4. A Gertler-Karádi-féle egyszerű IV-SVAR eredményei

