

OTDK-dolgozat

2025

**BUDAPESTI MŰSZAKI ÉS GAZDASÁGTUDOMÁNYI EGYETEM
GAZDASÁG- ÉS TÁRSADALOMTUDOMÁNYI KAR**



**QE HITELSZŰKE IDEJÉN - AZ EKB ESZKÖZVÁSÁRLÁSI
PROGRAMJÁNAK HATÁSAI A HITEL VOLUMENEK
DINAMIKÁJÁRA AZ EURÓZÓNÁBAN**

**QE IN TIMES OF CREDIT CRUNCH - THE IMPACT OF THE ECB'S
ASSET PURCHASE PROGRAMME ON CREDIT DYNAMICS IN THE
EUROZONE**

Misi Máté

Konzulens: Dr. Novák Zsuzsanna

Kézirat lezárásának dátuma: 2024. 05. 22.

TARTALOMJEGYZÉK

1.	BEVEZETÉS	1
2.	MONETÁRIS POLITIKA A NORMÁN TÚL: NEMKONVENCIONÁLIS ESZKÖZÖK	3
3.	AZ EURÓPAI KÖZPONTI BANK ESZKÖZVÁSÁRLÁSI PROGRAMJAI, ÉS AZ APP	6
3.1.	A PROGRAMOK IDŐBELI ALAKULÁSA	7
3.2.	AZ ESZKÖZVÁSÁRLÁSI PROGRAM TRANSZMISSZIÓS CSATORNÁI	9
3.3.	AZ APP HATÁSÁT VIZSGÁLÓ KORÁBBI EMPIRIKUS VIZSGÁLATOK MEGÁLLAPÍTÁSAI.....	12
4.	MÓDSZERTAN, ADATOK.....	14
5.	EMPIRIKUS ELEMZÉS	17
5.1.	EREDMÉNYEK.....	17
5.2.	EREDMÉNYEK ÉRTÉKELÉSE	18
5.3.	A KUTATÁS MÓDSZERTANI KORLÁTAINAK ISMERTETÉSE.....	21
6.	ÖSSZEFOGLALÁS	23
IRODALOMJEGYZÉK		24
MELLÉKLETEK.....		I

TÁBLÁZAT- ÉS ÁBRAJEGYZÉK

1. ábra: A FED és az EKB előretekintő iránymutatásának fázisai	II
2. ábra: Az EKB nettó eszközvásárlásai (milliárd euró)	II
3. ábra: A monetáris politika transzmissziós mechanizmusa	III
4. ábra: Kointegrációra és egységgyökre vonatkozó Engle-Granger teszt: Németország	IV
5. ábra: Kointegrációra és egységgyökre vonatkozó Engle-Granger teszt : Franciaország	V
6. ábra: Kointegrációra és egységgyökre vonatkozó Engle-Granger teszt : Olaszország	VI
7. ábra: Kointegrációra és egységgyökre vonatkozó Engle-Granger teszt : Portugália	VII
8. ábra: Korrelációs mátrix: Németország	VIII
9. ábra: Korrelációs mátrix: Franciaország	VIII
10. ábra: Korrelációs mátrix: Olaszország	IX
11. ábra: Korrelációs mátrix: Portugália	IX
12. ábra: Heteroszkedaszticitás: Németország	X
13. ábra: Heteroszkedaszticitás: Franciaország	X
14. ábra: Heteroszkedaszticitás: Olaszország	X
15. ábra: Heteroszkedaszticitás: Portugália	X
16. ábra: A háztartásoknak és a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelállomány alakulása	XI
17. ábra: Belföldi államkötvények részesedése	XI
18. ábra: Granger oksági kapcsolatok: Németország	XII
19. ábra: Granger oksági kapcsolatok: Franciaország	XII
20. ábra: Granger oksági kapcsolatok: Olaszország	XIII
21. ábra: Granger oksági kapcsolatok: Portugália	XIII
22. ábra: VAR modell: Németország	XIV
23. ábra: VAR modell: Franciaország	XIV
24. ábra: VAR modell: Olaszország	XV
25. ábra: VAR modell: Portugália	XV
 1. táblázat: Változók leírása	 XVI
2. táblázat: Németországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hitelállományának becslésének érzékenységvizsgálata	XIX
3. táblázat: Franciaországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hitelállományának becslésének érzékenységvizsgálata	XX
4. táblázat: Olaszországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hitelállományának becslésének érzékenységvizsgálata	XXI
5. táblázat: Portugáliai háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hitelállományának becslésének érzékenységvizsgálata	XXII
6. táblázat: Németországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hitelállományának becslése	XXIII
7. táblázat: Franciaországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hitelállományának becslése	XXIII
8. táblázat: Olaszországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hitelállományának becslése	XXIV
9. táblázat: Portugáliai háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hitelállományának becslése	XXIV

1. BEVEZETÉS

A második világháborút követő, és évtizedeken át tapasztalható makrogazdasági volatilitás elteltével a fejlett gazdaságok elértek az irodalom által elnevezett "Nagy Moderáció" időszakába (Bernanke, 2004; Gali, Gambetti, 2009). Bár a közgazdászok egységesen elfogadják annak tényét, hogy 1984-et követően a gazdasági és pénzügyi rendszer szignifikánsan stabilizálódott, az azonban vitatott, hogy milyen lehetséges tényezőknek volt mindez köszönhető. Az első nézet szerint főként a "jó szerencsének" és kisebb gazdasági sokkoknak, míg a strukturális változások csak másodlagos szerepet játszottak ebben a folyamatban. A második nézet azonban azt állítja, hogy az aggregált volatilitás csökkenése inkább a gazdasági szerkezet és/vagy a monetáris politika változásainak köszönhető. (Summers, 2005). 1984-et követően a gazdasági recessziók egyre ritkább kialakulásának és enyhébb lefutásának tendenciáját megtörte azonban a termelés drasztikus csökkenése, a munkanélküliség megduplázódása és a defláció átmeneti visszaesése. A 2007-08-as globális pénzügyi válság és 2011-es európai szuverén adósságválság komoly kérdéseket vetett fel azzal kapcsolatban, hogy a "Nagy Moderáció" időszaka valóban véget ért-e, vagy az említett válságok csupán anomáliáknak tekinthetők.

Csak kevesen láthatták előre az infláció visszatérését az 1970-es években tapasztalt mértékekhez, és még kevesebben a perzisztenciáját. A Covid-19 világjárvány kitörése 2020 elején drasztikus gazdasági visszaesést és pénzügyi instabilitást eredményezett a világgazdaságban. Globálisan, a monetáris és fiskális hatóságok gyors és példátlan mértékű enyhítő intézkedéseket kellett hozzanak a gazdaság stimulálása érdekében. A világjárványt követő energiaválság pedig még tovább erősítette az infláció fennmaradását. Mindezek kétségtelenül kulcsszerepet játszottak az inflációs kockázatok megnövekedésében és fennmaradásában, ugyanakkor egyéb strukturális okokból fakadóan, a fejlett gazdaságoknak nem szabad alábecsülni a magasabb infláció rögzülésének kockázatát, egy lehetséges magas inflációs rezsim kialakulását (Borio et al., 2023).

Az említett két globális trend azt tükrözi, hogy bizonyos körülmények jelentős kihívások elé tudják állítani a központi bankokat, és annak a módját, ahogyan monetáris politikájukat kialakítják. Így előfordulhat, hogy olyan intézkedésekre kényszerülnek, amelyek eltérnek a tradicionális politikai keretrendszereiktől (Potter, Smets, 2019). Ebből következően folyamatosan alkalmazkodniuk kell a változó gazdasági körülményekhez.

Jelen kutatás motivációját főként a "Nagy Moderáció", valamint az inflációs rezsim potenciális változása adta. A motiváció annak a felismeréséből is ered, hogy annak ellenére, hogy jól ismert a monetáris politika hatása a gazdaságra, nem teljesen tisztázott, hogy mely mechanizmusokon keresztül fejti ki eredményesebben a hatását. Ezen túlmenően fontos kiemelni a hitelcsatorna feltárásának jelentőségét, hiszen többek között ezen keresztül gyakorol befolyást a monetáris politikai beavatkozások a reálgazdaságra (Bernanke, Gertler, 1995). A fentiek által vezérelve, mélyebbre kell ásni a monetáris politika gazdasági dinamikákat formáló mechanizmusainak szélesebb körű megértéséhez. A dolgozatban a háztartásoknak, és a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelállomány alakulását vizsgálom az eurózónára fókuszálva a 2007:Q2-től 2021:Q3-ig terjedő időszakban, és hogy az Európai Központi Bank (EKB) eszközvásárlási programja (APP) milyen hatással volt rájuk. Mivel az eurózónában a pénzügyi közvetítés nagyobb hányadát nem tőkepiacok, hanem bankok végzik (a bankhitelek a teljes adósságállomány lényegesen nagyobb hányadát teszik ki), tekintettel a banki finanszírozás jelentőségére megállapítható, hogy az euróövezet jobban bankfüggő, mint egyéb fejlett gazdaságok, ezáltal a hitelezés is hangsúlyosabb szerepet játszik (Illes et al., 2019). A gazdasági profilok diverzitásának köszönhetően Németország, Franciaország, Olaszország és Portugália példáján keresztül szemléltetem a hitelezési folyamatokat. Németország erős és exportorientált gazdaságáról ismert, Franciaország pedig az euróóóna egyik jelentős gazdasága, mely rámutat arra, hogy a kettő ország megfelelően reprezentálhatja az euróóóna gazdaságilag fejlettebb és stabilabb országait. Olaszországnak historikusan számos alkalommal kellett gazdasági kihívásokkal szembenéznie, Portugália pedig kisebb gazdaság a maga egyedi jellemzőivel. Ezen kettő ország pedig megfelelően tudja képviselni az euróóóna gazdaságilag közepes, és periféria országait. Az említett országok elemzése tehát átfogó képet adhat arról, hogy az APP hogyan hat a különböző gazdasági fejlettséggel jellemezhető és sérülékenységgel rendelkező gazdaságokra.

A kutatás ezekhez a kérdéskörökhöz járul hozzá azáltal, hogy a második fejezetben bemutatja a nemhagyományos monetáris politikai eszközöket, illetve kitekintésként a Federal Reserve (FED) és EKB nemkonvencionális eszközeinek összehasonlítását. A harmadik fejezet kiemelt figyelmet fordít az EKB APP-jának elméleti és empirikus leírására, valamint a hitelcsatornára. Azt, hogy mindez milyen szerepet játszik makroszinten, a hitelciklusok rövid bemutatásával is szemléltetem. A negyedik fejezetben kitérek a kutatás során alkalmazott módszertanra és felhasznált adatokra, mely részt az ötödik fejezet követ az empirikus elemzéssel. A kutatás az eredmények értékelésével és a módszertani korlátok bemutatásával zárul.

2. MONETÁRIS POLITIKA A NORMÁN TÚL: NEMKONVENCIONÁLIS ESZKÖZÖK

A klasszikus közgazdászok, mint például David Ricardo és Adam Smith, azzal érveltek, hogy a pénzkínálat változásai, és ezáltal a monetáris politika, nem befolyásolják a reálgazdaságot, mely koncepció a "pénz semlegessége" néven ismert. Ezt az álláspontot kérdőjelezte meg azonban a keynesi közgazdaságtan, ami úgy vélte, hogy a monetáris politika valóban hatással bír a reálgazdasági változókra, különösen recessziós időszakokban. A múltban végzett empirikus kutatások sora megerősítette Friedman és Schwartz (1963) megállapítását is, miszerint a monetáris politikai döntések hatása a reálkibocsátásra két évig vagy annál hosszabb ideig is eltarthat (Romer és Romer, 1989; Bernanke és Blinder, 1990).

Historikusan a tradicionális monetáris politikai eszközök hatékonynak bizonyultak a gazdasági nehézségek kezelésében, ugyanakkor a globális pénzügyi válság során egy jelentős eltolódás mutatkozott a történelmi normától. Ezt az eltérést a tartós, nulla körüli nominális kamatlábak, az alacsony infláció, a csökkenő kibocsátás és a korlátozott foglalkoztatási szintek határozták meg. Ahogy a nominális kamatlábak a nullához közelítettek, a monetáris politika hagyományosnak tekinthető rugalmassága is erőteljesen korlátozottá vált, ami által megnőtt a likviditási csapda potenciális kialakulásának lehetősége a 2010-es évek körül.

A probléma akkor merül fel, amikor a kamatlábakat az úgynevezett „zero lower bound” korlátozza. Ennek következtében a monetáris politika hatékonysága is korlátozottá válik, mivel a központi bank nem tud kellően alacsony reálkamatot fenntartani a gazdaság ösztönzése érdekében. Ezt különösen problémássá teszik a deflációs várakozások, illetve – amennyiben a csökkenő árszínvonal egybeesik az egyébként is magas adósságszint felértékelődésével – az alacsony kamatszintek könnyen hosszan tartó recesszióba taszíthatják a gazdaságot (Novák, Tatay, 2021). Ez a jelenség rávilágít azokra a kihívásokra, amelyekkel a FED-nek és EKB-nak is szembesülnie kellett. Ugyanakkor érdemes megemlíteni, hogy nem ők voltak az elsők. Japán „elvesztegetett évtizede” (1991-2001) alatt az országnak is hasonló likviditási csapdát kellett átélnie, és mennyiségi lazítást alkalmaznia, ami széleskörű kutatás tárgyát képezte, beleértve az empirikus vizsgálatokat is (Krugman et al., 1998; Korinek, Simsek, 2016; Ozsvald, Pete, 2003; Caballero, Farhi, 2018; Eggertsson, Woodford, 2003). Ugyan hasonlóan kezelte a japán jegybank a likviditási csapdát, mint társai később, de a monetáris bázis növelésére összpontosított, nem pedig a hosszabb lejáratú kamatlábak csökkentésére hosszabb lejáratú eszközök vásárlásával (Bernanke, 2020).

A likviditási csapda megelőzése érdekében tehát mind a FED, mind az EKB nemkonvencionális monetáris politikai intézkedésekbe¹ kezdett. Ezen politikák integrálása a két központi bank gazdaságpolitikájába nagy mérföldkövet jelentett a globális pénzügyi, és azt követő európai szuverén adósságválság időszakában. Ugyan a közös cél a likviditási csapdából való kitörés, és megfelelő stimulus biztosításában testesült meg, a FED és az EKB dimenzióiban eltérő módon hajtotta végre ezeket a politikákat, tükrözve az egyes intézmények előtt álló egyedi kihívásokat.

A hasonlóságokat tekintve mindkét jegybank a gazdasági kihívásokra és a pénzügyi válságokra adott válaszként alkalmazta az eszközvásárlási programokat és az előretekintő iránymutatást, a gazdaságok élénkítésére és a pénzügyi piacok stabilizálására törekedve. A két jegybank megközelítése azonban a közös politikai eszközök használatában mégis jelentősen eltért egymástól. Az *eszközvásárlási programok*, más néven mennyiségi lazítás (QE), a központi bank mérlegének jelentős bővítésével járnak. A FED korai lépést tett azzal, hogy 2008 novemberében bejelentette első programját a globális pénzügyi válság kezelésére. A QE1 elsősorban a jelzáloggal fedezett értékpapírokra (MBS), az államilag támogatott vállalkozások (GSE-k) által kibocsátott adósságokra, és az Egyesült Államok kincstári értékpapírjaira összpontosult. Ezzel szemben az EKB csupán 2015 januárjában kezdeményezte nagyszabású mennyiségi lazítás programját, és eszközvásárlásai is változatosabbak voltak. Az EKB kibővített portfóliója eszközfedezetű értékpapírokat, fedezett kötvényeket, vállalati kötvényeket és államkötvényeket tartalmazott (Dell’Ariccia et al., 2018), amelyek a pénzügyi eszközök szélesebb körét tükrözik. Emellett, az eszközvásárlások GDP-hez viszonyított mértéke is jelentősen eltért. A FED eszközvásárlásai az Egyesült Államok GDP-jének körülbelül 22 százalékát tették ki 2014-ben (ezt a szintet már a Tapering programjának megkezdését követően érte el), míg az EKB csupán 2018 májusában érte el az euróövezet GDP-jének hozzávetőleg 23 százalékát (Dell’Ariccia et al., 2018). Az eszköztípusbeli és nagyságbeli/időbeli különbségeket főként az eltérő jogi korlátok befolyásolták. A FED-et meghatározott jogi korlátok kötötték, amelyek eszközvásárlásait bizonyos típusú

¹ Nemkonvencionális eszközök alkalmazása általában olyan helyzetekben történik, amikor a pénzügyi piacokon bekövetkező sűrűlődések, kudarcok, zavarok vagy korlátok miatt a hagyományos kamatpolitika és jegybanki eszközök hatékonysága korlátozott. Ilyenkor a jegybank olyan műveletekbe kezd, amelyek a gazdaság monetáris politikai céljainak elérését új formában vagy a korábbi eszközök módosított alkalmazása révén igyekeznek megvalósítani. Ezek az eszközök hatékonyabbak lehetnek az adott helyzetben, és segíthetnek a gazdaság irányításában és stabilizálásában, amikor a hagyományos eszközök nem elegendőek (Krekó et al., 2012).

értékpapírokra korlátozták, míg az EKB politikai és jogi ellenállásba is ütközött, ugyanakkor a lehetőségek szélesebb körét sikerült alkalmaznia (Bernanke, 2020).

Az eszközvásárlásokon kívül a második új eszköz, amelyet az elmúlt években szinte valamennyi jelentős központi bank alkalmazott, az *előretekintő iránymutatás*. Az előretekintő iránymutatás arról szóló kommunikáció, hogy egyrészt a monetáris politikai döntéshozók hogyan várják a gazdaság és a politika alakulását, másrészt mifelé köteleződik el a jegybank. Ennek az elköteleződésnek három fajtáját lehet megkülönböztetni. Az első típusa, amikor a jegybank a politikai intézkedések időpontját meghatározó iránymutatásról határoz (időfüggő), a második, amikor függővé teszi bizonyos feltételek teljesülésétől (állapotfüggő), míg a harmadik, amikor a jegybank nem ad kifejezett utalást arra az időzítésre vagy feltételekre, amelyek mellett a politika a jövőben változhat (kvalitatív) (Coenen et al., 2022). A hasonlóságokat illetően, mind az Egyesült Államok, mind az euróövezet különböző időpontokban ugyan, de előretekintő iránymutatást alkalmazott monetáris politikájának irányítására (Bernanke, 2020). Az Egyesült Államokban először 2008 decemberétől, míg az euróövezetben 2013 júliusától kezdődően alkalmaztak hasonló megközelítést (lásd: 1. ábra) Stratégiáikban azonban figyelemre méltó különbségek is megmutatkoznak. Az amerikai politika az évek során átmeneteket tapasztalt a megközelítésében. A kvalitatív szakasz után 2011 augusztusától 2012 novemberéig időfüggő megközelítésre tért át. Ezt követően 2012 decemberétől 2014 januárjáig állapotfüggő megközelítést alkalmazott, amely a kamatláb fenntartását a munkaerőpiaci feltételekhez és az előrejelzett inflációhoz kötötte (Charbonneau, Rennison, 2015).

Az amerikai jegybankkal ellentétben az EKB 2013 júliusáig nem alkalmazott előretekintő iránymutatást. Végül azonban az USA-ból származó felfelé irányuló kockázatok és volatilitás ösztönözte használatát az euroövezeti finanszírozási feltételek megóvása érdekében. Az EKB 2013 júliusától kezdett időfüggő kamatirányítást alkalmazni, kifejezetten az eszközvásárlási programhoz kötve. 2018-ban pedig egy állapotfüggő lábat is bevezettek az időfüggő mellett, ami tovább erősítette a jegybanki kommunikációt (Hutchinson, Motto, 2022). Ezek a dinamikus megközelítések egyrészt tükrözik mindkét központi bank alkalmazkodóképességét a változó gazdasági körülményekhez, ugyanakkor kiemelendő a FED gyors reakciója, valamint az optimális politikai eszköz megtalálása érdekében tanúsított kísérletezésre való készsége.

Az eddigiekben olyan nemkonvencionális monetáris politikai eszközök bemutatására került sor, melyeket a FED és az EKB együttesen alkalmazott, ugyan kisebb-nagyobb

eltérésekkel. Azonban megfigyelhetők olyan eszközök is, melyeket kizárólag vagy az egyik vagy a másik központi bank implementált eszköztárába (főként az eltérő gazdasági környezetből adódóan), úgy mint a kibővített diszkontablak a FED esetén, és a korlátlan mennyiségben elérhető hiteltenderek, negatív kamatráták és a Célzott hosszabb lejáratú refinanszírozási műveletek (TLTRO-k) az EKB esetén. Az eurózóna és az Egyesült Államok eltérő módon szembesült a nagy pénzügyi válsággal, és a 2011-es évek körül az EKB-nak egy következő válsággal is szembe kellett néznie. Bár mindkettő gazdasági kihívásokon ment keresztül, a gazdasági fellendülés üteme eltérő volt. A FED határozottabb megközelítést alkalmazott a diszkontablak használata során, amit a Lehman Brothers összeomlását és a bankközi hitelezés akadozását követően az amerikai pénzintézeteknél fellépő jelentős likviditáshiány váltott ki. Mivel a kedvező feltételekkel történő forrásszerzés más eszközei elérhetetlennek bizonyultak, és a válság során fokozódott a pénzügyi rendszer egészségével és a partnerek bizalmával kapcsolatos aggodalom, a bankok a diszkontablakot voltak kénytelenek igénybe venni. A FED ezen intézkedés gyors végrehajtása a vészhelyzeti likviditás biztosítását és a pénzügyi rendszer stabilitásának helyreállítását célozta. Ezzel szemben az euróövezet a gazdasági bizonytalanság elhúzódó szakaszán ment keresztül, amelyet az egyes tagországok államadósság-válságai jellemeztek. A tartós deflációs hatásokra válaszul és a gazdasági növekedés felélesztése érdekében az EKB negatív kamatlábakhoz folyamodott. A monetáris szabályozás hagyományos mechanizmusai elégtelennek bizonyultak, így innovatív módszerek alkalmazására kényszerült. Az EKB a negatív kamatlábakat és a TLTRO-kat olyan intézkedésként vezette be, amellyel a bankokat a reálgazdaságnak nyújtott banki hitelezés ösztönzésére tudta készíteni (Rostagno et al., 2021, Lehmann et al., 2013, Czeczeli, 2019). Egyrészt azért, hogy a háztartások és vállalatok rendkívül alacsony kamatkondíciók mellett vonzóbbá tette a hitelfelvételt a megtakarítás helyett. A bankoknak (vonzó feltételek mellett) nyújtott hosszú távú finanszírozást kínálva pedig szintén ösztönzésre irányuló, a reálgazdaságnak nyújtott további banki hitelezést tudta elérni.

3. AZ EURÓPAI KÖZPONTI BANK ESZKÖZVÁSÁRLÁSI PROGRAMJAI, ÉS AZ APP

Az első alfejezetben áttekintést nyújtok az EKB programjainak az APP bevezetését megelőző elsődleges szakaszairól. A mérföldkövek után rátérek a központi bank konkrét eszközvásárlási programjaira, ami egyben tartalmazza a vizsgálat tárgyát képező APP-t is, amit követően annak alkotóelemeit is részletezem. A második alfejezetben kitérek a hagyományos monetáris

transzmissziós csatornára, és hogy az APP milyen szerepet tölt be ebben a folyamatban. A fejezet az APP hatását vizsgáló korábbi empirikus vizsgálatok megállapításaival zárul.

3.1. A programok időbeli alakulása

2015-ben az EKB más központi bankokhoz csatlakozva mennyiségi lazítást hajtott végre a tartósan alacsony infláció kockázatainak kezelése érdekében. Ez az APP néven ismert eszközvásárlási programon keresztül történt, amely a különböző pénzügyi eszközök vásárlását foglalja magába, és amit a központi bank mérlegének növekedése követ (valamint ezen eszközök árfolyamát felértékelte, javította ilyen eszközök biztosítékként elszámolt értékét a hitel mögött). Az irányadó kamatlábra vonatkozó döntésekkel ellentétben az eszközvásárlások kifejezetten a mennyiségekre összpontosítanak.

Míg az EKB 2015 elején kezdte meg nagyszabású eszközvásárlási programját, a 2007-2008-as és a 2011-es válságra adott válaszként két korábbi, kisebb beavatkozással jellemezhető szakaszt is elkülöníthetünk. Az *első szakasz* 2008 szeptemberétől 2009 végéig tartott, amikor az EKB elsősorban a bankszektor megsegítését tűzte ki célul, "végső hitelezőként" működve, annak érdekében, hogy kezelje a megnövekedett hitel- és partnerkockázatokat, amelyek zavart okoztak a bankközi kereskedésben. Ebben az időszakban az EKB megkezdte a fedezett kötvények vásárlási programját, amelynek célja a piaci likviditás javítása és a bankok és vállalkozások finanszírozási feltételeinek enyhítése volt. A 2010 elejétől 2012 végéig tartó *második szakaszban* az EKB államkötvényeket vásárolt a piaci működés és a monetáris politika transzmissziójának helyreállítása érdekében. Ezen erőfeszítések ellenére az olyan országok, mint Olaszország és Spanyolország hitelfelvételi felárai tovább emelkedtek, ami a költségvetési fenntarthatósággal kapcsolatos aggodalmak és a hitelfelvételi költségek növekedésének önbeteljesítő ciklusát hozta létre. Az OMT-program bejelentése és Draghi (akkori EKB elnök) "bármilyen áron" beszéde végül azonban segített megtörni ezt a ciklust, tényleges kötvényvásárlások nélkül (Dell'Ariccia et al., 2018).

Az euróövezet 2011-ben és 2012-ben jelentős stresszhelyzetbe került, ami az euróbetétek folyamatos és jelentős kiáramlásához vezetett a periférián lévő országok bankjaiból az euróövezet más országainak bankjai felé (Varghese et al., 2018, Avdjiev et al., 2019). Ez jelentős egyensúlyhiányt eredményezett az euróövezet bankrendszerén belül, ami hasonló volt egy több intézményt érintő bankrohamhoz (Joyce et al., 2012). 2013 közepétől kezdődően a *harmadik szakaszban* az EKB egyre inkább a nem konvencionális monetáris politikai eszközök felé fordult. Ezek közé tartozott az előreutató iránymutatás, a nagyszabású eszközvásárlás

(APP), a negatív kamatlábak és a célzott hitelkínálati politika, amelyek célja a gazdasági növekedés ösztönzése és az infláció emelése volt. A legkülönbözőbb értékpapírok vásárlása az EKB mérlegének jelentős bővüléséhez vezetett. Az EKB 2015 januárjában megkezdett *nagyszabású eszközvásárlási programját* (APP), a szisztematikus eszközvásárlásokat, beleértve az eszközfedezetű értékpapírokat és a fedezett kötvényeket, majd 2015 márciusában az államkötvényeket jelentette. Az EKB 2015 januárjában havi 60 milliárd eurós vásárlást hirdetett meg 2015 márciusától kezdődően, legalább 19 hónapon keresztül (szükség esetén a program meghosszabbítható volt a 2%-os inflációs cél elérése érdekében) (Dell’Ariccia et al., 2018).

Összességében ez a három szakasz azt mutatja, hogy az EKB hogyan finomhangolta gazdaságpolitikai válaszlépéseit az euróövezeten belüli különböző kihívások kezelésére, beleértve a bankszektor támogatását és pénzügyi stabilitás megőrzését, az államadóssággal kapcsolatos aggodalmakat, valamint a gazdasági növekedés ösztönzésére és az alacsony infláció leküzdésére irányuló törekvéseket. Ugyanakkor kritika is érte a központi bankot (lásd: Havlik et al., 2022), mivel a nagyobb eszközvásárlások csupán 2015 után indultak el, utalva a szuverén adósságválság kezelésére történő késői beavatkozására.

Az EKB alapvetően nyílt piaci műveleteket alkalmazott (repóügyletek) a kamatráták irányítására, a pénzügyi rendszerben lévő likviditás mennyiségének kezelésére és monetáris politikai irányvonalának jelzésére. Az utóbbi időben a standard műveleteket kiegészítették a legfeljebb négyéves lejáratú, hosszú lejáratú, euróban denominált refinanszírozási műveletekkel, valamint az USA-dollárban denominált likviditásbővítő műveletekkel, melyek a következők (EKB, n.a.a.):

- TLTRO-k - célzott hosszabb lejáratú refinanszírozási műveletek (2014)
- APP - eszközvásárlási program (2015)
- PELTRO-k - pandémiás vészhelyzeti hosszabb távú refinanszírozási műveletek (2020)
- PEPP - pandémiás vésztőke vásárlási program (2020)

Amint a felsorolásból látszik, ugyan számtalan programot indított az EKB (melyek közül kettő kifejezetten a COVID-19 világjárvány okozta gazdasági és pénzügyi nehézségek kezelésére irányult), a kutatás az APP hatásainak elemzésére fókuszál történelmi jelentősége, szélesebb körű gazdasági hatásai, változatos eszköztára, hosszú távú hatásai, valamint a tudományos és gazdasági diskurzusban betöltött kiemelkedő szerepéből adódóan. Míg más

intézkedések, mint például a TLTRO-k, a PEPP és a PELTRO-k konkrét célokat szolgálnak vagy rövid távú szükségleteket elégítenek ki, az APP széles körű hatásai miatt, az EKB monetáris politikai eszköztárának és az euroövezet gazdasági helyzetének alakításában betöltött szerepének megértése szempontjából került a vizsgálat középpontjába.

Az APP olyan további programokat foglal magában, mint a vállalati szektort érintő vásárlási programja (CSPP), a magánszektor eszközeinek másodlagos piacon történő megvásárlására irányuló programja (PSPP), az eszközfedezetű értékpapír-vásárlási programja (ABSPP) és a harmadik fedezettkötvény-vásárlási program (CBPP3) (az arányokat a 2. ábra szemlélteti). Ezek a stratégiák minden egyes program esetében a nettó vásárlások, az újrabefektetések, a részleges újrabefektetések szakaszait foglalták magukban, az egyes szakaszok eltérő ütemezésével. Az eurorendszer nemzeti bankjainak portfóliója túlnyomórészt államkötvényekből és elismert ügynökségek által kibocsátott papírokból áll, amelyek a teljes portfólió nagyjából 90%-át teszi ki. A fennmaradó 10%-ot az euroövezetben található multilaterális fejlesztési bankok és nemzetközi szervezetek által kibocsátott származtatott eszközök alkotják. Ezek a programok az EKB fejlődő, és (ugyan késői) alkalmazkodó stratégiáit tükrözi a különböző értékpapírok szabályozásával kapcsolatban (EKB, n.a.).

3.2. Az eszközvásárlási program transzmissziós csatornái

A 3. ábrán a fekete nyilak annak egyszerűsített ábrázolását mutatják, hogy az EKB alapkamatának változásán keresztül meghozott hagyományos monetáris politikai döntések hogyan hatnak a pénzügyi piacokon és a bankrendszerben az egyes tényezőkre, és hogyan gyűrűznek be végül a reálgazdaságba és árak alakulásába. A nemkonvencionális monetáris politikai intézkedések a transzmissziós mechanizmuson belüli bizonyos csatornák védelmére vagy a monetáris politika hatásainak az irányadó kamatrátához kapcsolódó szokásos folyamaton túlmutató mérséklésére irányuló erőfeszítéseknek tekinthetők. Azonban egyben az is látható, hogy a külső tényezők mellett (mint például a nyersanyagárak ingadozása) a nem hagyományos gazdaságpolitikai eszközök, és így az eszközvásárlási programok is, sokkhatást kiváltó tényezőknek tekinthetők, melyek a szokásos transzmissziós mechanizmust is befolyásolják.

Az eszközvásárlási programmal összefüggésben négy csatornát lehet megkülönböztetni. A *portfólió-kiigazítási csatorna* (portfolio rebalancing channel) megmutatja, hogy a központi bank hogyan tudja közvetlenül befolyásolni a hozamokat az eszközök megszerzésével

(Albertazzi et al., 2018, Bergant et al., 2020). A *jelzőcsatorna* (signalling channel) azt mutatja be, hogy a központi bank eszközvásárlásai hogyan teszik lehetővé, hogy a piacok feltételezzék a jegybanknak az alacsony kamatlábak hosszú távú fenntartására vonatkozó hiteles kötelezettségvállalását (Bernanke, 2020). A *likviditási csatorna* (liquidity channel) bemutatja, hogy a piaci hozamok hogyan tartalmazhatnak likviditási prémiumot, amelyet a központi bank eszközvásárlásai enyhíthetnek, növelve azok piacképességét és elősegítve a kereskedést (Herrenbrueck, 2019).

A kutatás céljából adódóan azonban a *hitelcsatornára* érdemes kiemelt figyelmet szánni (bank lending channel), mely az APP és hitelállományok közötti kölcsönhatást foglalja magába.

A hitelcsatorna, különösen a központi banki eszközvásárlásokkal összefüggésben, döntő szerepet játszik a pénzügyi rendszer és a tágabb értelemben vett gazdaság dinamikájának alakításában. A hitelszemlélet kibővíti a központi bank gazdaságra gyakorolt hatásának mechanizmusát azzal, hogy nemcsak a betétek központi szerepét ismeri el (a pénzszerzés szerint), hanem a bankok és a hitelek szerepét is, azzal a ténnyel magyarázva, hogy a pénzkínálat változásai a bankrendszeren keresztül jutnak el a gazdaságba, befolyásolva a hitelezés dinamikáját és az általános gazdasági tevékenységet (Bernanke, 1988, Stiglitz, 2016). Amikor a központi bank eszközvásárlásokat hajt végre, egyúttal forrásokat juttat a bankrendszerbe. Ezek a pénzeszközök újonnan létrehozott tartalékok formájában jelennek meg, ami valójában a kereskedelmi bankok jegybankpénz-mennyiségét növeli. Mivel ezáltal több tartalék áll rendelkezésükre, a kereskedelmi bankok arra vannak ösztönözve, hogy ezeket a forrásokat hitel formájában kihelyezzék. A hitelfelvevők vonzása érdekében a bankok jellemzően csökkentik a vállalkozásoknak és háztartásoknak nyújtott hitelek kamatlábát. Az ebből a folyamatból eredő alacsonyabb kamatlábaknak mélyreható hatása van, hiszen a vállalkozások és a fogyasztók számára megfizethetőbbé válik a hitelfelvétel, ami további befektetésre és fogyasztásra ösztönzi őket, ami végül a gazdasági tevékenységet serkenti (Blinder, Stiglitz, 1983). Az azonban, hogy ez a megnövekedett hitelezési kapacitás a gyakorlatban is érvényre jut-e, különböző tényezőktől függ, úgy mint szabályozási követelmények, pénzügyi helyzet, kockázati hajlandóság, és a finanszírozás stabilitása (Busetto et al, 2022). Míg normál gazdasági körülmények között a monetáris politika közvetlen hatása a bankok jövedelmezőségére általában korlátozott, a válságok kihívást jelenthetnek. Ilyen időszakokban nehéz lehet a bankok finanszírozási költségeit a szokásos intézkedésekkel csökkenteni, különösen, ha a bankokat kockázatosnak tekintik. Ilyen esetekben a banki

hitelezők vonakodhatnak a banki kötelezettségek átütemezésétől, ami a kibocsátott értékpapírok magasabb felárához vezet. Ezenkívül a bankok dönthetnek úgy, hogy nem csökkentik a kamatlábakat a nyereségesség fenntartása és a tőkepozíciójuk erősítése érdekében (Beyer et al., 2017).

A hitelcsatornával, és hitelezéssel kapcsolatosan elengedhetetlen két, nagy jelentőségű gazdasági elmélet ismertetése a hitelpiaci egyensúlyt gátló tényezőkről. Míg a piaci egyensúly általában a kereslet és a kínálat kölcsönhatásán múlik, a bankszektorban az információs aszimmetria ezt akadályozhatja. Alkalmanként a bankok szűkíthetik a rendelkezésre álló forrásokat, ami *hiteladagoláshoz* vezethet. A hiteladagolás alapvetően a hitelezők további hitelnyújtását korlátozza a hitelfelvevők számára, amely megnyilvánulhat többek között a hitelstandardokban és a nem árjellegű tényezők dominanciájában (Bethlendi, Vértesy, 2018). Stiglitz és Weiss (1981) az információs egyensúlytalanságokra összpontosítva próbálja megmagyarázni a hiteladagolást. Azt állítják, hogy egy külső sokk a gazdasági egyensúly átmeneti zavarát eredményezheti, amelyet olyan tényezők okoznak, mint a rugalmatlan tőke- és munkaerőköltségek. Helsen és Chmelar (2014) empirikus vizsgálatai szerint a hiteladagolás mind a kis- és közepes vállalatok, mind a háztartások esetében megfigyelhető az európai piacokon, igazolva Stiglitz és Weiss elméletét.

Az *endogén pénz elmélete* szerint a pénzkínálatot nem kizárólag a központi bankok irányítják, hanem a gazdasági szereplők döntései alapján a pénzügyi rendszeren belül is képes folyamatosan változni (azaz a hitelezést a kereslet alakítja, úgy mint a vállalatok beruházási döntései és a háztartások fogyasztási döntései mindenekelőtt) (Werner, 2005, 57). Ennek jelentős következményei vannak a monetáris stratégiák végrehajtására és a pénzügyi stabilitás fenntartására nézve. A bankrendszeren belüli instabilitás - például a túlzott hitelezés (többletlikviditás) - pénzügyi instabilitáshoz vezethet, ami viszont pénzügyi felügyeletet és makroprudenciális intézkedéseket tesz szükségessé. Ez a dinamika egyaránt kulcsfontosságú szerepet játszik a hitelciklusok elindításában is. A hitel kumulatív növekedésének időszakaiban a bankok és a pénzügyi intézmények jellemzően bőséges forrásokkal rendelkeznek, ami a hitelezési volumenek megugrását eredményezheti, megkönnyítve ezzel a hitelbővülést. Ez a bőséges likviditás a hitelfelvevők számára könnyebb hozzáférést biztosít a kölcsönhöz, melyből növelni tudják befektetéseiket és fogyasztásaikat, gazdasági fellendüléshez vezetve ezáltal. Ez a hitelezés fellendülése azonban hozzájárulhat a pénzügyi instabilitás kialakulásához is, mint például az eszköz-buborékok és a túlzott hitelfelvételtől való függés, mely végül gazdasági recesszióhoz vezethet (Kindleberger, Aliber, 2015, Minsky, 1977). Azaz, nemcsak a

reálgazdasági ciklusok teszik ciklikussá a hitelezést, hanem maga a hitelezés ciklikussága is ráerősít a gazdaság fellendüléséhez és lassulásához, egyfajta pozitív visszacsatolási hurokként működve.

3.3. Az APP hatását vizsgáló korábbi empirikus vizsgálatok megállapításai

Az EKB nemkonvencionális monetáris politikai eszközei a kezdetek óta széleskörű kutatások tárgyát képezte, amelyek a különböző gazdasági tényezőkre és aspektusokra gyakorolt hatásokat vizsgálták. Míg az APP az euróövezeten belüli hitelezési volumenre gyakorolt hatásával összefüggésben korlátozott számú kutatás született (lásd például: Altavilla, 2019), ezért jelen alfejezet az APP egyéb tényezőkre gyakorolt befolyásával foglalkozó korábbi empirikus kutatások sorából is felsorakoztat néhányat.

Tanulmányok sora vizsgálta az EKB eszközvásárlási programjának hatását a gazdaság különböző aspektusaira. Darracq et al. (2016) makrogazdasági szimulációkat végeztek, és hangsúlyozták a bankok hitelezési kondíciók enyhítésére való képességének és ösztönzésének fontosságát a különböző joghatóságokban. Tanulmányuk szerint az APP támogathatja a gazdasági növekedést és javíthatja az inflációs kilátásokat az euróövezetben, mely egyben összhangban van Rostagno et al. (2021) eredményeivel is. Ők a nem konvencionális monetáris politikák hatékonyságára összpontosítottak, különösen a negatív irányadó kamatlábat tartalmazó forgatókönyvekben. Megállapították, hogy ezek a politikák jelentős hatást gyakoroltak a pénzügyi kondíciókra, az állampapírok hozamgörbéjére és a makrogazdaságra, támogatva a növekedést, csökkentve a munkanélküliséget és növelve az inflációt, amikor a hagyományos szakpolitikai eszközök korlátozottak voltak. Gambetti és Musso (2017) empirikus bizonyítékokat szolgáltat az APP reál GDP-re és inflációra gyakorolt hatásáról az euróövezetben, rövid és középtávú hatásokat egyaránt megállapítva. A tanulmány szerint az APP pozitívan befolyásolja ezeket a gazdasági változókat, a reál-GDP-re gyakorolt hatás rövid távon tűnik hangsúlyosabbnak, míg a HICP-inflációra középtávon.

A következő elemzések főként az APP pénzügyi piaci folyamatok alakulásában és a portfólió alkalmazkodásban játszott szerepére helyezik a hangsúlyt. Albertazzi et al. (2018) azt elemezték, hogy az APP, a nagyobb pénzügyi instabilitással rendelkező országokban hogyan vezetett a kockázatosabb értékpapírok felé történő elmozduláshoz a befektetői döntésekben. Andrade et al. (2016) az APP hatékonyságát és transzmissziós csatornáit vizsgálták, kimutatva annak jelentős befolyását az eszközárakra, hangsúlyozva továbbá a kommunikáció és a program időtartamának fontosságát.

Az empirikus kutatásokban megtalálhatók a nemkonvencionális monetáris politikai eszközök (beleértve az APP-t is) vonatkozásai a háztartásoknak és nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelek kamatrátáira vonatkozóan is. Ezek közé tartozik többek között Altavilla et al. (2019), valamint Hofmann et al. kutatása (2020). Mindkettő kutatás azt találta, hogy az intézkedések javították a kamatráták felé irányuló transzmissziót (különösen a kisebb mérleggel rendelkező bankok esetében), ezáltal csökkentve azok szintjeit. Emellett Altavilla és szerzőtársai arra a következtetésre jutottak, hogy az APP hatása a háztartásoknak és a vállalkozásoknak nyújtott hitelekre, valamint a különböző üzleti modellekkel rendelkező bankokra kedvezőnek bizonyult az EKB felméréseit használva (nem pedig ökonometriai modelleket). A megállapítások szerint minden üzleti modellre pozitív hatás érvényesül, a legnagyobb hatást a vállalati nagykereskedelmi és a szakosodott bankok tapasztalták, amelyek nagymértékben tartanak euróövezeti államkötvényeket. Míg Hofmann és szerzőtársai kutatása a kamatlábakra megállapítja, hogy statisztikailag is jelentős mértékben csökkentette a hitelezési és betéti kamatlábakat az összes főbb euróövezeti országban. Ugyanakkor a hatások jelentősen eltértek a négy legnagyobb euróövezeti gazdaságban (Németország, Franciaország, Olaszország, Spanyolország), kiemelve, hogy a pénzügyi és gazdasági stressz által leginkább érintett országokban, különösen Olaszországban, voltak az EKB intézkedései hatékonyabbak. Míg mások a hitelintézetek jövedelmezőségére vizsgálták meg a nem-hagyományos monetáris politikai eszközök hatásait, mint például Altavilla et al. (2018). Kutatásukban megállapítják, hogy a monetáris politika lazítása, amelyet a rövid távú kamatlábak csökkenése vagy a hozamgörbe ellaposodása követ, nem feltétlenül jár együtt a banki nyereség csökkenésével. Emellett kiemelik, hogy a monetáris politikai enyhítés és a banki nyereségesség közötti kapcsolat nem egyértelmű, és azt számos tényező befolyásolhatja.

Lényeges azonban megjegyezni, hogy egyes tanulmányok az APP-vel kapcsolatos potenciális kockázatokra is rávilágítottak. Andrade et al. (2016) a lehetséges pénzügyi stabilitási kockázatokról értekeztek, míg Borio és Zabai (2016), valamint Vinals et al. (2013) a nem konvencionális monetáris politikára való tartós hagyatkozást hangsúlyozzák. Borio és Zabai kutatása kiemeli azokat az akadályokat, amelyekkel a központi bankok szembesülhetnek, miközben arra törekszenek, hogy eltávolodjanak a nemkonvencionális politikák használatától. Arra is figyelmeztetnek, hogy a nem konvencionális politikák azonnali előnyei hosszú távon nemkívánatos következményekkel járhatnak. Vinal és szerzőtársai hasonló megállapításokat emelnek ki. Rámutatnak a kilépési stratégiák óvatos kezelésének szükségességére a piaci volatilitások és a globális tovaggyűrűző hatások megelőzése érdekében. Hangsúlyozzák továbbá a nemzetközi politikai koordináció jelentőségét a határokon átnyúló káros hatások

enyhítésében. Ezek a kritikák a jelenlegi magas inflációs környezetben különösen időszerűek, ugyanis a korábbi eszközprogramok is részben hozzájárulhattak a korábban nem tapasztalt árszínvonal-változásokhoz.

4. MÓDSZERTAN, ADATOK

A közgazdaságtanban az egyensúly fogalma alapvető jelentőségű, és olyan állapotot takar, melyben a változást illetően nem tapasztalható trend, míg az egyensúlytalanság bármilyen olyan helyzetet jelent, amely eltér ettől az állapottól. Hogy miért az egyensúlyra érdemes fókuszálni abból ered, hogy a gazdaságot érő sztochasztikus sokkok esetén az egyensúlytalanság hosszú távon nem marad fenn. Ugyan a rendszer akár természetesen is visszatérhet az egyensúlyi állapotába, mégis a sokk nagysága fogja meghatározni ennek a mértékét, és sebességét. Legyen szó általános vagy részleges egyensúlyról, az egyensúlyi kapcsolatokat függvényekkel szokás leírni, amelyekkel kifejezhető a változók kölcsönhatása. A rendszer végül egy hosszú időszak alatt fog konvergálni egyensúlyi állapotához, főként piaci erőknek köszönhetően, amelyek segítenek az egyensúlyt helyreállítani (Banerjee et al., 1993, 2). Mindez tehát azt jelenti, hogy bár rövid távon megfigyelhetők ingadozások és változások, hosszú távon a gazdasági rendszer az egyensúlyi állapotához hajlamos visszatérni.

A vektor autoregressziós modell (VAR) a legszélesebb körben használt eszköz az idősorelemzésben², mivel rugalmas keretet biztosít a több változó közötti kölcsönös függőségek és dinamikus kapcsolatok modellezéséhez, így igen értékes a különböző gazdasági és pénzügyi alkalmazásokban. A VAR olyan egyidejűleg becsült autoregressziók rendszere, amelyek ugyanazokkal a magyarázó változókkal (és késleltetéseikkel) rendelkeznek. Ha viszont az X_t és az Y_t (magyarázó- és eredményváltozó) kointegrációs kapcsolatot mutat, a VAR modell egy további regresszor bevezetésével egészíthető ki: $Y_{t-1} - \theta X_{t-1}$. Ezt a kiegészítő tagot nevezzük hibakorrekciós tagnak (EC).

$$\Delta Y_t = \beta_{10} + \beta_{11}\Delta Y_{t-1} + \dots + \beta_{1p}\Delta Y_{t-p} + \gamma_{11}\Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_{1p}\Delta X_{t-p} + \alpha_1(Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + u_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \beta_{20} + \beta_{21}\Delta Y_{t-1} + \dots + \beta_{2p}\Delta Y_{t-p} + \gamma_{21}\Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_{2p}\Delta X_{t-p} + \alpha_2(Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + u_{2t} \quad (2)$$

² Ugyan az empirikus kutatások során alkalmazott módszertanban az elmúlt években egyre gyakoribbá válnak olyan modellek, mint a strukturális vektor autoregressziós modell (SVAR), az autoregressziós disztributív késleltetési modell (ADL), vagy a dinamikus sztochasztikus általános egyensúly modell (DSGE)

A kifejezés mögött az az elképzelés áll, hogy amikor a két változó (vagy változócsoporthoz), az X_t és az Y_t , közös trendjük miatt jelentősen eltér egymástól, akkor várhatóan idővel konvergálnak egymáshoz, kijavítva a "hibát". Ezeknek az elemeknek a kombinációja alkotja az úgynevezett vektor hibakorrekciós modellt (VECM) (Stock, Watson, 2020, 663).

A VECM egy kifinomult statisztikai modell, amelyet az ökonometriában használnak az idősorok adatainak elemzésére, különösen akkor, ha nem stacionárius változókkal foglalkoznak. A nem stacionárius adatok azt jelentik, hogy a változóknak nincs állandó átlaguk és időbeli eltérésük. A VECM kiterjeszti a VAR modellek képességeit azáltal, hogy ezt a nem stacionárius változók közötti dinamikát kezeli. A VECM-ben a modell a változók késleltetett értékeit veszi figyelembe, akárcsak a VAR modellek. Ez segít a változók közötti időbeli függőségek és kapcsolatok rögzítésében. A VECM megkülönböztető jegye viszont a kointegráció fogalmának integrálása a modellbe. A kointegráció azt jelenti, hogy bár az egyes változók nem stacionáriusak, hosszú távú függvényyszerű egyensúlyi kapcsolat van közöttük, azaz együttesen (lineáris kombinációjuk révén) már stacionárius rendszert alkotnak (Hamilton, 2020, 572). A VECM mind a rövid, mind a hosszú távú kapcsolatokat rögzíti egy „hibajavító mechanizmus” bevezetésével. Ez a mechanizmus azokat a kiigazításokat jelenti, amelyek a változókat visszahozzák egyensúlyukba, amikor eltérnek attól, tükrözve a rövid távú dinamika és a hosszú távú egyensúly közötti kölcsönhatást.

A kutatáshoz a Gretl nyílt forráskódú ökonometriai szoftvert használtam, amelyet statisztikai, ökonometriai elemzések széles körének elvégzésére és komplex gazdasági adathalmazok mélyebb megismerésére használnak. Statisztikai eszköztárak és modellezési képességek széles skáláját kínálja, így kiváló választás lehet közgazdasági elemzésekhez. A kutatás során a korábban leírt VECM-et használtam annak vizsgálatára, hogyan érintette az APP a hitelállományokat. Ezt a döntést, a kointegrációra vonatkozó Engle-Granger tesztek lefutattása alapozta meg (4.-7. ábra). Az egyes változók, valamint a reziduumok esetében stacionáriusak, míg mások esetében nem stacionáriusak voltak, ami a kointegráció meglétére utalt. A becsült együtthatók ebben a tesztben szignifikáns kapcsolatot jeleztek a differenciált változók között, ami alátámasztotta a kointegráció jelenlétét. Ezeket elemezve arra a következtetésre jutottam, hogy a VECM-et érdemes használni a kointegráció jelenléte miatt. A kointegrációra vonatkozó teszt mellett további vizsgálatokat is elvégeztem, annak érdekében, hogy a VECM-hez szükséges alapvető kritériumoknak megfelelően a modell. Az elvégzett tesztek közé tartozik az egységgyök (4.-7. ábra), a korrelációs mátrix (8.-11. ábra), és

homoszkedaszticitás (12.-15. ábra) jelenlétének vizsgálata. Míg az egységgyök az adatsor trendjére utal, a korrelációs mátrix segítségével feltárható, hogy a különböző változók hogyan kapcsolódnak egymáshoz (az egyik változó változásai hogyan befolyásolhatják a többi változót). A homoszkedaszticitás arra az állapotra vonatkozik, amikor a hibatag varianciája állandó a független változók minden szintjén. A modellben szereplő változók késleltetettjeinek számát az AIC kritérium alapján határoztam meg.

Az empirikus elemzésben negyedéves gyakoriságú adatokat használok a 2007:Q2-2021:Q3 időszakra vonatkozóan az ECB Data Portal, OECD.stat, Federal Reserve Economic Data forrásokból. Elemzésemben két egyenlet becslésére összpontosítok: az egyik a háztartásoknak, a másik pedig a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelek volumenére vonatkozik Németországban, Franciaországban, Olaszországban és Portugáliában. A változókat alapvetően öt csoportba sorolom: (1) hitelállományok mint eredményváltozó, és (2) hitel kamatráták, (3) makrogazdasági mutatók, (4) pénzügyi-kockázati mutatók, és (5) eszközvásárlási program mint magyarázóváltozók (a változók részletes leírását és az eredmények bemutatása során alkalmazott rövidítéseket az 1. táblázat tartalmazza). A makrováltozók közé a GDP arányos államadósságot, folyó fizetési mérleget, reál GDP növekedést, inflációs rátát, egy főre jutó GDP-t viszonyítva az euróövezet egy főre jutó GDP átlagához, valamint a hosszú lejáratú államkötvény hozamok és az EKB alapkamatának (Main Refinancing rate) különbségét sorolom. Ebből látszik, hogy bár korábbi empirikus kutatások a hitel volumenek és olyan változók között mutattak ki kapcsolatot, mint a hitel kamatráták, hosszú lejáratú államkötvény hozamok, alapkamat, és a keresletet reprezentáló mutatók (lásd például Bernanke, Blinder, 1988), elemzésemben nagyobb hangsúlyt fektetek a makrogazdasági változókra. A pénzügyi-kockázati változóként a TED-felárat tekintem. Korábbi tanulmányokban ugyan kockázati mutatókat is figyelembe vettek (úgy mint nem teljesítő hitelek, szisztematikus stresszt mérő indikátor (lásd például: Kremer, 2016, Burriel, Galesi, 2018), én viszont nagyobb figyelmet szándékoztam szentelni a külföldről begyűrző kockázatnak, amelyek érintik az euroövezeti hitelpiacokat is. A TED-felár egy értékes mutatónak bizonyulhat tehát az euróövezetét érintő, az Egyesült Államokból származó kockázatok felmérésére. A bankközi hitelkamatok (USD LIBOR) és a rövid lejáratú amerikai államadósság-hozamok közötti különbséget méri³. A növekvő TED-felár megnövekedett hitelkockázatot jelez, és pénzügyi nehézségeket jelenthet a globális bankrendszerben. Ez különösen fontos az euróövezet számára az Egyesült Államokkal

³ 2023-ban a LIBOR jegyzést kivezették, így ma már nem elérhető, de a vizsgált időszakra az adatsor rendelkezésre áll.

fennálló szoros gazdasági kapcsolatai miatt, illetve mivel a vizsgált időszak nagy részét jelentősen befolyásolta az Egyesült Államokból kiinduló válság.

Ebben a kutatásban a kezdetben nominálisan kifejezett változókat viszonzyszámokká alakítottam át. Ehhez minden ilyen változót elosztottam az adott ország GDP-jével, hogy figyelembe vegyem a gazdasági méretek és adottságok közötti különbségeket a vizsgált országok között. Ezek közé tartozott a hitelállományok, folyó fizetési mérleg, valamint az eszközvásárlási program adatai (az államadósság adatsora már GDP arányosan letölthető, így erre nem kellett ezt az eljárást alkalmazni). Az eszközvásárlási program adatainak elosztása az egyes országok GDP-jével az eurózóna átlaga helyett az eurózónán belüli jelentős gazdasági sokszínűség miatt előnyös. Ez a módszer kontextus-specifikus relevanciát kínál, belefoglalja a heterogén hatásokat, ami lehetővé teszi az országok közötti pontosabb összehasonlítást.

A hitelállományok alakulását az 16. ábra mutatja 2012. január és 2021. szeptember között. Ahogy az ábrákon is jól látható, mind a négy országban jelentősen megnőtt az EKB eszközvásárlási programjának elindítása után, mely növekedés egészen 2020 elejéig tartott. A hitelállományokra vonatkozó adatsorok a négy euróövezeti országban azonban némileg eltérő mintázatot mutatnak, melyre az empirikus elemzés kíván választ nyújtani.

5. EMPIRIKUS ELEMZÉS

5.1. Eredmények

Megközelítem abból áll, hogy egy előzetes regresszió lefuttatását követően kizárom azokat a változókat, amelyek p -értékük alapján statisztikailag nem bizonyultak szignifikánsnak. Emellett kitérek arra, hogy ez a kiválasztási folyamat hogyan befolyásolta a modellek szignifikanciaszintjét és illeszkedését (R -négyzet értékeit). Kezdetben mind a négy ország esetében egy sor olyan változót vettem figyelembe, amelyekről úgy véltem (és melyekről az empirikus irodalom is hasonlóképpen vélekedik, lásd 1. táblázat), hogy befolyásolhatják a háztartásoknak, és vállalatoknak nyújtott hitelek volumenét (2., 3., 4., 5. táblázat "A" modellek).

Németország esetében először is kihagytam azokat a változókat, amelyek egyik egyenletben sem mutattak statisztikai szignifikanciát, úgy mint a folyó fizetési mérleg, az inflációs ráta késleltetettje, valamint a háztartásoknak nyújtott hitelek kamatrátája (ez utóbbinak csupán a késleltetettje bizonyult statisztikailag szignifikánsnak) (2. táblázat, "B" modell). Ez a lépés elősegítette a modellek pontosítását a magyarázóerővel nem bíró tényezők eltávolításával. Ezt követően tovább finomítottam a modellt a statisztikai szignifikancia nélküli változók

kizárásával, különös tekintettel a reál GDP növekedés késleltettségére, a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelek kamatrátájára (annak csupán a késleltetése bizonyult statisztikailag szignifikánsnak), valamint a TED-felárra (6. táblázat). Ezt az eljárást alkalmaztam a további három országra is. Franciaország esetében először a kamatráták késleltetettjét, a hosszú lejáratú államkötvény hozamok és az EKB alapkamatának különbségét, valamint a TED-felárat hagytam ki (3. táblázat, "B" modell), a folyó fizetési mérleg késleltetettjét, és inflációs ráta késleltetettjét követően (7. táblázat). Olaszország esetében a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelek kamatrátája, valamint a folyó fizetési mérleg és inflációs ráta késleltetettje változókat (4. táblázat, "B" modell), majd a GDP arányos államadósságot, és az egy főre jutó GDP-t (8. táblázat) ejtettem ki a változók közül. Végül Portugália esetében az infláció, reál GDP növekedés, GDP arányos államadósság késleltetettje, valamint folyó fizetési mérleg változók bizonyultak nem szignifikánsnak (9. táblázat).

A nem szignifikáns változók elhagyása statisztikailag erősebb egyenletekhez vezetett. A fennmaradó változók szignifikanciaszintje nőtt, ami azt jelzi, hogy nagyobb hatással vannak a hitelállományokra. A statisztikai szignifikanciák javulása ellenére, az egyenletek R-négyzet értékének csökkenése kísérte. Ez arra utal, hogy bár a kihagyott változók egyénileg nem voltak szignifikánsak, együttesen hozzájárulhattak a modell jobb illeszkedéséhez. A Durbin-Watson (DW) statisztikák kedvező, 2 körüli értékeket vettek fel, azaz a hibatagok autokorrelációja nem jelentős a modellekben.

5.2. Eredmények értékelése

A változók között a hosszú távú egyensúlyhoz való alkalmazkodás sebességét illetően számottevő különbség figyelhető meg. A nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelek volumene gyorsabban alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlytól való eltérésekhez, összehasonlítva a háztartásoknak nyújtott hitelállománnyal. Ez azt jelenti, hogy ennél a változónál az egyensúlytól való eltérések viszonylag gyorsabban korrigálódnak, mint a másik egyenletben szereplő, kisebb EC értékű változók esetében. Ez többek között három lehetséges tényezőnek köszönhető: (1) A nem pénzügyi vállalatoknak jellemzően kereskedelmi vagy befektetési célú hiteleket nyújtanak, és magasabb lehet a kockázati hajlandóságuk. Hitelfelvételi döntéseiket befolyásolják az üzleti ciklusok, a befektetési lehetőségek és a piaci dinamika. Ezzel szemben a háztartások elsősorban fogyasztási vagy lakáscélú hiteleket vesznek fel, és hitelfelvételi döntéseiket a személyes pénzügyi stabilitás és a jövedelem befolyásolja. A célok és kockázati profilok eltérése tehát különböző reakcióidőt eredményezhet. (2) A nem

pénzügyi vállalatok jellemzően érzékenyebbek a piaci dinamikára és a gazdasági feltételekre. Előfordulhat, hogy gyorsan módosítaniuk kell hitelfelvételük volumenét, hogy megragadják az üzleti lehetőségeket vagy kezeljék a piaci ingadozásokkal kapcsolatos kockázatokat. A háztartások ezzel szemben óvatosabb megközelítést alkalmazhatnak, mivel hitelfelvételi döntéseik elsősorban a személyes pénzügyi körülményeken alapulnak. (3) A nem pénzügyi vállalatok gyakran könnyebben hozzáférnek különböző finanszírozási forrásokhoz, mint például a kereskedelmi papírok piaca, a vállalati kötvények vagy a tőkefinanszírozás. Ez a likviditás lehetővé teszi számukra, hogy gyorsan reagáljanak a változó körülményekre. A háztartások inkább a hagyományos banki hitelekre vagy jelzáloghitelekre támaszkodnak, amelyek jóváhagyási folyamata hosszabb lehet, és nem alkalmazkodnak olyan gyorsan a piaci változásokhoz.

Az Eszközvásárlási program hatását a hitelvolumeneket tekintve megfigyelhető, hogy Németország kivételével mindhárom országban magyarázóerővel bírt. Ugyanakkor megállapítható, hogy a koefficiens értékek elemzését követően, heterogén hatások figyelhetők meg, mely összhangban van korábbi empirikus kutatásokkal is (Hofmann et al., 2020; Altavilla et al., 2016; Burriel, Galesi, 2018; Illes et al., 2019). Kiemelendő ugyanakkor, hogy a leghatásosabbnak Olaszország esetében bizonyult. Egyrészt ez utalhat arra, hogy az intézkedések valóban ott voltak a legeredményesebbek, ahol a gazdasági és pénzügyi stressz a legmarkánsabb volt (Hofmann et al., 2020). Másrészt pedig arra, hogy az alacsony tőkével és magas állampapírkitettséggel rendelkező bankok stratégiai szempontból korlátozottan tudják jellemzően kihasználni mérlegpozíciójukat, hogy növeljék piaci részesedésüket a hitelpiacon (Altavilla et al., 2016). Ez leginkább Olaszországra igaz, hiszen az olasz bankoknak kifejezetten magas volt a hazai állampapír-kitettségük. Ez a bankok stabilitása és az állam kockázata közötti összetett kölcsönhatást jelzi, ami jól mutatja az úgy nevezett "sovereign-bank nexus"-t (szuverén-bank közötti kapcsolat). Ez egyben azt sugallja, hogy az EKB eszközvásárlási programjának hatása, és így a transzmissziós mechanizmusa jelentősen megnövekedett a hasonló körülmények között. Ahogy az 17. ábra is szemlélteti és alátámasztja, ez a vizsgált országok esetén főként Olaszország, és Portugália esetében lehetett igaz.

A hiteltípusok közötti különbségek tekintetében pedig az tapasztalható, hogy a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelek volumenét tudta eredményesebben érinteni. Ez magyarázható azzal, hogy (1) az Eszközvásárlási program az államkötvények, vállalati kötvények és egyéb pénzügyi eszközök célzott felvásárlását jelenti az elsődleges piacról, mely többletlikviditást eredményez elsősorban a pénzügyi intézményeknél, megkönnyítve ezáltal a

hitelezést. Emellett, (2) az EKB eszközvásárlási programjainak általános célja a gazdaság ösztönzése. Ezek az intézkedések a beruházások ösztönzésére és a gazdasági tevékenység fellendítésére irányulnak, ami végső soron a nem pénzügyi vállalatok javát szolgálja azáltal, hogy kedvezőbb környezetet teremt pénzügyi tevékenységük számára. Ezzel szemben a háztartások esetében az ösztönzés kevésbé közvetlen. A háztartások hitelezési döntéseiket általában személyes pénzügyi körülményeik, jövedelmük és egyéb szempontok alapján hozzák meg. Az EKB intézkedéseinek hatása közvetett lehet, és nem minden esetben érinti közvetlenül a háztartások hitelezését. Ezzel ellentétben a Fed-re például jobban jellemző eszközfedezett kötvények (ABS, MBS) vásárlása, ami jobban szolgálja a háztartásokat, hiszen ezen eszközök fedezetében háztartási hitelek is megjelennek, az EKB vásárlásaiban jellemzően nem.

A kutatás nagymértékben hozzájárult korábbi empirikus elemzésekhez azáltal, hogy további hangsúlyt helyezett több, az elemzésbe újonnan bevont változóra, amelyek közül sok statisztikailag szignifikánsnak bizonyult. Nevezetesen, az olyan változók, mint a TED-felár, az államadósság, a folyó fizetési mérleg és az egy főre jutó GDP viszonyítva az eurózána egy főre jutó GDP átlagához jelentős statisztikai szignifikanciát mutattak elemzésben (bár érdemes megjegyezni, hogy ez a szignifikancia nem egységesen figyelhető meg a vizsgált országok mindegyikében).

A pénzügyi piacok hitelkockázatát mérő TED-felár felvétele értékes dimenziót adott a vizsgálatához. Az eredmények arra utalnak, hogy statisztikai jelentőséggel bír, hangsúlyozva a pénzügyi stabilitás kritikus mutatójaként betöltött szerepét és a hitelezésre gyakorolt lehetséges hatását. Ugyanakkor érdemes kiemelni, hogy főként azon országok esetében bizonyult magyarázóerővel, melyek a válságoknak és az Egyesült Államokból begyűrűző kockázatoknak jobban kitettek és érzékenyebbek voltak, úgy mint Olaszország és Portugália. Az államadósság is statisztikailag szignifikánsnak bizonyult, a várható hatásával összhangban. A kutatás ezáltal kiemeli a fiskális politikai jelen elemzésben betöltött szerepét és annak vonatkozásait a hitelintézetek által kibocsátott hitelállományokra. Ezenkívül a folyó fizetési mérleg is magyarázóerővel bírt, ezzel rávilágítva a külkereskedelem dinamikájának fontosságára és a hitelállományokra gyakorolt hatására. Az egy főre jutó GDP viszonyítva az eurózána egy főre jutó GDP átlagához, bár jelentős eltéréseket mutat a vizsgált országok között, ugyancsak kulcsfontosságú változó. Megállapításaim alátámasztják az országok életszínvonalának és fejlődésének felmérésében betöltött szerepét a hitelállományok változásának tekintetében.

Az 3.2 alfejezetben bemutatott elméletek és az azokat alátámasztó korábbi eredmények, valamint jelen empirikus kutatás is összhangot mutat. A pénz endogenitásának elmélete rávilágít a gazdasági tényezők – úgy mint a kutatásban szereplő magyarázóváltozók és a hitelezés mértéke – közötti összetett kölcsönhatásokra, mely által nem lehetséges egyértelműen meghatározni a hatások sorrendjét (strukturálisan). Ezen megállapítások alátámasztása érdekében Granger oksági teszt elvégzése is szükségesnek bizonyult (18.-21. ábra) Az esetek többségében erőteljesebben magyarázzák a kamatok a volumenek alakulását, mint amilyen az oksági kapcsolat volumenek felől a kamatokat illetően, azaz a volumeneket magyarázó egyenletek Granger oksági kapcsolata felülmúlja a kamatokat magyarázó egyenletekét.

A hiteladagolás pedig magyarázatot kínál jelen kutatás megállapítására, hogy vajon miért alkalmazkodott gyorsabban 2007-2021 között a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelek volumene a hosszú távú egyensúlytól való eltérésekhez (a háztartásoknak nyújtott hitelállománnyal összehasonlítva), illetve miért tudta az APP hatásosabban érinteni ezt a típusú hitelt. Mint korábban utaltunk rá, a hiteladagolás perspektívát nyújt arra nézve, hogy egyes hitelfelvevők eltérő feltételek mellett tudnak csupán hitelhez jutni, és egyben különböző ütemben és intenzitással játszanak közre a hitelezés mennyiségének változásában. A kutatás ezen elmélet segítségével azonosította, hogy az APP miért volt hatékonyabb a termelőszféra esetén. A hiteladagolás tehát lehetővé teszi, hogy mélyebben érthető legyen a pénzügyi piacok és a vállalati szereplők közötti kölcsönhatások és a monetáris politika hatékonysága ezen a területen.

5.3. A kutatás módszertani korlátainak ismertetése

A modell látványos eredményei ellenére néhány sérülékenységi pontra, és modellszelekciós korlátra is érdemes rámutatni, melyek a kutatásba bevont változók körével, valamint a választott módszertanával hozhatók összefüggésbe.

Először is fontos szem előtt tartani, hogy az itt bemutatott becsült hatások kizárólag az EKB APP-jének és alapkamatának hatásait tükrözik, nem pedig a központi bank által az időszak során végrehajtott monetáris politikai intézkedések teljes körének hatásait. Az elemzés nem veszi figyelembe az előrettekintő iránymutatás, valamint a vizsgált időszak alatt indított további eszközvásárlási programok következményeit, melyek az általam becsült hatásokon kívül további monetáris politikai enyhítést kínáltak. Ugyanakkor fontos kiemelni, hogy ezen intézkedések megragadása nem volt az elemzés kitűzött célja.

A vizsgálat robusztusságát tesztelve egy kevesebb változóval rendelkező VAR modell lefuttatására is sor került a hitel kamatrátákra vonatkozóan (22.-25. ábra). Megállapítható viszont, hogy statisztikai szignifikanciát ez a megközelítés nem eredményezett, tükrözve azt a tényt, hogy a hitelintézetek a kamatkondíciókon kevésbé rugalmasan változtatnak (a volumenekkel ellentétben), mely alátámasztja megállapításaimat, hogy a vizsgált hitelvolumenekkel erőteljes oksági kapcsolatokban vannak a választott mutatók (18.-21. ábra). Míg korábbi empirikus elemzések összetett módszertanokat alkalmaztak mind az APP, mind a szélesebb értelemben vett nemkonvencionális eszközök gazdaságpolitikai vonatkozásaira (úgy mint az ADL és DSGE modellek, valamint az úgy nevezett “event study” módszerek) a jelen kutatásban alkalmazott VECM árnyaltabb képet képes nyújtani a hosszú távú függvényszerű egyensúlyi kapcsolatokról, valamint a rövid távú dinamika és a hosszú távú egyensúly közötti kölcsönhatásokról. Emellett fontos kiemelni jelen módszer további előnyét, mely a VAR modellek előrejelzőképességében rejlik (ugyan jelen elemzés keretében ez nem volt elsődleges motiváció).

A bevitt változók körére vonatkozó érzékenység és alkalmazott módszertan ugyan behatárolja a probléma teljes hatókörét, ezért további kutatások javasolandók. Ezek közé tartozhatnak *bankspecifikus jövedelmezőségi és kockázati mutatók bevonása a modellekbe*, mely javítaná annak megértését, hogy a különböző méretű, likviditású, tőkéjű és betétállományú bankok hogyan reagálnak a gazdaságpolitikai változásokra (potenciálisan hangsúlyosabb heterogén hatásokat mutatva), valamint *a struktúrákat jobban megragadó egyéb ökonometriai modellek használata*, mint például az SVAR. Az SVAR-modell magába foglalja a strukturális sokkokat, ami javítja a különböző sokkhatásokhoz kapcsolódó sorozatok azonosításának és elkülönítésének jobb megértését, valamint azok nyomon követhetőségét. Ezen módszer mellett azonban érdemes lehet panelbecsléseket is elvégezni, amely mélyebb megértést biztosítana az egyéni heterogenitás figyelembevételével, a keresztmetszeti és időbeli eltérések megragadásával, valamint az endogenitás kezelésével. Ezek alkalmazása túlmutat jelen elemzés keretén. A sérülékenységi pontok így részben kiküszöbölhetők, és a modell továbbfejleszthető ezen elemek beépítésével.

6. ÖSSZEFOGLALÁS

Jelen tanulmányban az Európai Központi Bank nagyszabású eszközvásárlásának (APP) az euróövezet országában kihelyezett lakossági és vállalati hitelállományokra gyakorolt általános hatását elemeztem Németországban, Franciaországban, Olaszországban, valamint Portugáliában a 2007-2021 közötti időszakban. E célból a VECM ökonometriai modellt alkalmaztam, annak érdekében, hogy egyrészt megragadjam a változók közötti időbeli függőségi kapcsolatokat, másrészt a rövid távú dinamika és a hosszú távú egyensúly közötti kölcsönhatásokat. A kutatás során szisztematikusan feltártam az egyes országok közötti különbségeket, és az ezekből fakadó heterogén hatásokat az APP és a hitelállományok közötti összefüggésre.

Eredményeim négy fő megállapítást tesznek lehetővé. Először, az APP valóban befolyásolni tudta a hitelállományokat a vizsgált időszakban, és a vizsgált országok esetén, ugyan eltérő eredményességgel. Másodszor, az APP legeredményesebben olyan országok esetében volt képes szignifikánsan növelni a hitelvolumeneket, ahol mind a gazdasági és pénzügyi stressz a legmarkánsabb volt, mind pedig azon országokban, melyek alacsonyabb tőkeszinttel és magasabb állampapír-kitettséggel rendelkező bankrendszerrel jellemezhetők, mint például Olaszország. Harmadszor, a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelek volumene gyorsabban alkalmazkodott a hosszú távú egyensúlytól való eltérésekhez, összehasonlítva a háztartásoknak nyújtott hitelállománnyal, és egyben az APP is eredményesebben tudta ezen hitel típust érinteni. Negyedszer, jelen kutatás által nagyobb hangsúlyt helyezve a makromutatókra megállapítható, hogy ugyan heterogén módon, viszont statisztikailag szignifikánsan járultak hozzá a hitelállományok alakulásának magyarázatához.

Jelen kutatás megállapításai azt sugallják, hogy a hitelvolumenekre valóban kedvező hatások érvényesültek az APP által. Az eredmények arra utalnak, hogy az intézkedés hatékonysága a hitelállományok növekedésében, különösen a válság sújtotta országokban, kulcsszerepet játszott az EKB szélesebb értelemben vett transzmissziós csatornájában a vizsgált időszakot illetően. Kijelenthető tehát, hogy ezek a megállapítások összhangban vannak az előzetes hipotézisekkel, illetve mind elméleti mind empirikus alapokon, a korábban elvégzett kutatásokkal. A heterogén gazdasági egységek ellenére megállapítható, hogy a nemkonvencionális eszközök hathatós megoldásként szolgálhatnak a válságok kezelésére a fejlett országok jegybankjai esetében.

IRODALOMJEGYZÉK

Szakirodalom

Albertazzi, U., Becker, B., Boucinha, M. (2018): Portfolio rebalancing and the transmission of large-scale asset programmes: evidence from the euro area. *ECB Working Paper*, No. 2125.

Altavilla, C., Fabio, C., Matteo, C. (2016): Mending the broken link: heterogeneous bank lending and monetary policy pass-through. *ECB Working Paper Series*, No. 1978.

Altavilla, C., Miguel, B., José-Luis, P. (2018): Monetary policy and bank profitability in a low interest rate environment. *Economic Policy*, 33 (96), 531-586.

Altavilla, C., Andreeva, D., Boucinha, M., Holton, S. (2019): Monetary policy, credit institutions and the bank lending channel in the euro area. *ECB Occasional Paper*, No. 222.

Andrade, P., Breckenfelder, J., De Fiore, F., Karadi, P., Tristani, O. (2016): The ECB's asset purchase programme: an early assessment. *ECB Working Paper Series*, No. 1956.

Avdjiev, S., Everett, M., Shin, H.S. (2019): Following the imprint of the ECB's asset purchase programme on global bond and deposit flows. *BIS Quarterly Review*.

Banerjee, A., Dolado, J.J., Galbraith, J.W., Hendry, D.(1993): Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data. New York: Oxford university press

Benigno, P., Canofari, P., Di Bartolomeo, G., Messori, M. (2023): The ECB's asset purchase programme: Theory, effects, and risks. *Journal of economic surveys*, 37 (3), 890-914.

Bergant, K., Fidora, M., Schmitz, M. (2020): International capital flows at the security level—evidence from the ECB's asset purchase programme. *International Monetary Fund*, WP/20/46.

Bernanke, B.S. (1988): Monetary policy transmission: through money or credit?. *Business Review*, 3-11.

Bernanke, B.S., Blinder, A. (1990): The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *NBER Working Paper*, No.3487

Bernanke, B.S., Gertler, M. (1995): Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic perspectives*, 9 (4), 27-48.

Bernanke, B. (2004): The great moderation in: Koenig, E. F., Leeson, R., Kahn, G. A. (eds): The Taylor Rule and the Transformation of Monetary Policy. Stanford, California: Hoover Institution Press, 145-162

Bernanke, B.S. (2020): The new tools of monetary policy. *American Economic Review*, 110 (4), 943-983.

Bethlendi A., Vértessy L. (2018): Makropénzügyek. Oktatási segédlet. Budapest: BME GTK

Beyer, A., Nicoletti, G., Papadopoulou, N., Papsdorf, P., Rünstler, G., Schwarz, C., Sousa, J., Vergote, O. (2017): The transmission channels of monetary, macro-and microprudential policies and their interrelations. *ECB Occasional Paper*, No. 191.

Blinder, A.S, Stiglitz, J.E. (1983): Money, credit constraints, and economic activity. *NBER Working Paper*, No. 1084.

Borio, C., Zabai, A. (2016): Unconventional monetary policies: a re-appraisal. *BIS Working Papers*, No. 570.

Borio, C.E., Lombardi, M., Yetman, J., Zakrajšek, E. (2023): The two-regime view of inflation. *BIS papers*, No. 133

Burriel, P., Galesi, A. (2018): Uncovering the heterogeneous effects of ECB unconventional monetary policies across euro area countries. *European Economic Review*, 101, 210-229.

Busetto, F., Chavaz, M., Froemel, M., Joyce, M., Kaminska, I., Worlidge, J. (2022): QE at the bank of England: a perspective on its functioning and effectiveness. *Bank of England Quarterly Bulletin* Q1.

Caballero, R. J., Farhi, e. (2018): The safety Trap. *Review of Economic Studies*, Oxford university Press, 85 (1), 223-274.

Charbonneau, K., Rennison, L. (2015): Forward guidance at the effective lower bound: International experience. *Bank of Canada Staff Discussion Paper*, 15.

Coenen, G., Montes-Galdón, C., Saint Guilhem, A., Hutchinson, J., Motto, R. (2022): Rate forward guidance in an environment of large central bank balance sheets: a Eurosystem stock-taking assessment. *ECB Occasional Paper Series*, No. 290.

Czeczeli V., 2019. A negatív kamatláb-politika alkalmazásának eddigi tapasztalatai. *Közgazdaság*, 14 (4), 244-262.

Darracq Pariès, M., Halaj, G., Kok, C. (2016): Bank capital structure and the credit channel of central bank asset purchases. *ECB Working Paper*, No. 1916.

Davis, S.J., Kahn, J.A. (2008): Interpreting the great moderation: Changes in the volatility of economic activity at the macro and micro levels. *Journal of Economic perspectives*, 22 (4), 155-180.

Dell’Ariccia, G., Rabanal, P., Sandri, D. (2018): Unconventional monetary policies in the euro area, Japan, and the United Kingdom. *Journal of Economic Perspectives*, 32 (4), 147-172.

Eggertsson, G. B., Woodford, M. (2003): Optimal Monetary Policy in a liquidity Trap. *NBER Working Paper*, No. 9968,

EKB, n.a.a. <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omo/html/index.en.html>

Friedman, M., Schwartz, A. J., (1963): A Monetary History of the United States, 1867–1960. Princeton: Princeton University Press

Galí, J., Gambetti, L. (2009): On the sources of the great moderation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1 (1), 26-57.

Gambetti, L., Musso, A. (2017): The macroeconomic impact of the ECB's expanded asset purchase programme (APP). *ECB Working Paper*, No. 2075.

Hamilton, J.D., 2020. Time series analysis. Princeton university press. New Jersey: Princeton

Havlik, A., Heinemann, F., Helbig, S., Nover, J. (2022): Dispelling the shadow of fiscal dominance? Fiscal and monetary announcement effects for euro area sovereign spreads in the corona pandemic. *Journal of International Money and Finance*, 122, 102578.

Helsen, F., Chmelar, A. (2014): Collateral and Credit Rationing. The role of collateral in explaining and remediating the limited flow of credit to households and SMEs. *ECRI Policy Brief*, No. 7.

Herrenbrueck, L. (2019): Frictional asset markets and the liquidity channel of monetary policy. *Journal of Economic Theory*, 181, 82-120.

Hofmann, B., Illes, A., Lombardi, M.J., Mizen, P. (2020): The impact of unconventional monetary policies on retail lending and deposit rates in the euro area. *BIS Working Papers*, No. 850.

Illes, A., Marco, L., Paul, M. (2019): The divergence of bank lending rates from policy rates after the financial crisis: The role of bank funding costs. *Journal of International Money and Finance*, 93(C), 117-141.

IMF (2020): Financial system stability assessment. *IMF Country Report*, No. 20/81.

Joyce, M., Miles, D., Scott, A., Vayanos, D. (2012): Quantitative easing and unconventional monetary policy—an introduction. *The Economic Journal*, 122 (564), F271- F288.

Kindleberger, C.P., Aliber, R.Z. (2015): Manias, panics, and crashes: A history of financial crises. Egyesült Királyság: Palgrave Macmillan

Korinek, A., Simsek, A. (2016): Liquidity trap and excessive leverage. *American Economic Review*, 106 (3), 699-738.

Krekó J., Balogh Cs., Lehmann K., Mátrai R., Pulai Gy., Vonnák B. (2012): Nemkonvencionális jegybanki eszközök alkalmazásának nemzetközi tapasztalatai és hazai lehetőségei. *MNB-tanulmányok*, 100.

Kremer, M. (2016): Macroeconomic effects of financial stress and the role of monetary policy: a VAR analysis for the euro area. *International Economics and Economic Policy*, 13, 105-138.

Krugman, P.R., Dominquez, K.M., Rogoff, K. (1998): It's baaack: Japan's slump and the return of the liquidity trap. *Brookings papers on economic activity*, 1998 (2), 137-205.

Lehmann K., Mátrai R., Pulai Gy. (2013): A Federal Reserve System és az Európai Központi Bank válság során alkalmazott intézkedéseinek bemutatása. *MNB Szemle*.

Minsky, H.P. (1977): The financial instability hypothesis: An interpretation of Keynes and an alternative to “standard” theory. *Challenge*, 20 (1), 20-27.

Novák Zs., Tatay T. (2021): 'Captivated by Liquidity'—Theoretical Traps and Practical Mazes. *Pénzügyi Szemle*, 66 (1), 50-67.

Ozsvald É., Pete P. (2003): A japán gazdasági válság—likviditási csapda az új évezredben. *Közgazdasági Szemle*, 50, 571-589.

Potter, S.M., Smets, F. (2019): Unconventional monetary policy tools: a cross-country analysis. *BIS CGFS Papers*, No. 63

Romer, C.D., Romer, D.H. (1989): Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. *NBER macroeconomics annual*, 4, 121-170.

Rostagno, M., Altavilla, C., Carboni, G., Lemke, W., Motto, R., Guilhem, A.S. (2021): Combining negative rates, forward guidance and asset purchases: identification and impacts of the ECB's unconventional policies. *ECB Working Paper Series*, No. 2564.

Stiglitz, J.E., Weiss, A. (1981): Credit rationing in markets with imperfect information. *The American economic review*, 71 (3), 393-410.

Stiglitz, J.E. (2016): The theory of credit and macro-economic stability. *NBER Working Paper*, 22837.

Stock, J.H., Watson, M.W. (2020): Introduction to econometrics. 4. Kiadás. Egyesült Királyság: Pearson

Summers, P.M. (2005): What caused the Great Moderation? Some cross-country evidence. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 90 (3), 5-32.

Varghese, R., Zhang, Y.S. (2018): A new wave of ECB's unconventional monetary policies: Domestic impact and spillovers. *IMF Working Paper*, WP/18/11.

Vinals, J., Blanchard, O., Tiwari, S. (2013): Global impact and challenges of unconventional monetary policies. *IMF Policy Paper*.

Werner, R., A. (2005): New paradigm in macroeconomics. Egyesült Királyság: Palgrave Macmillan

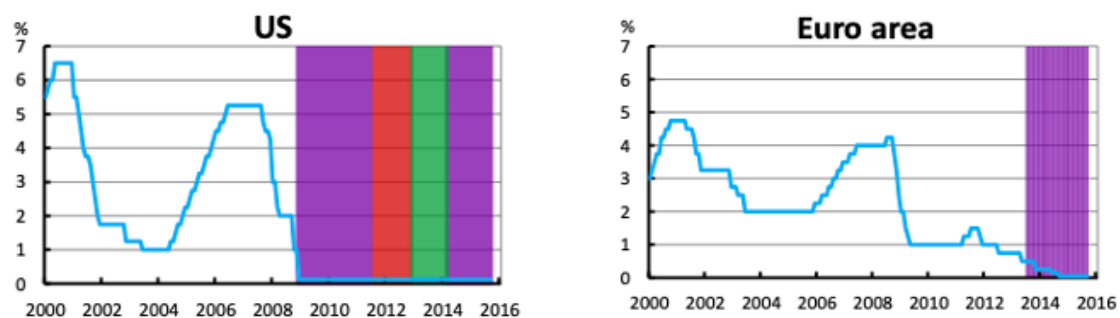
Ábrák forrása

EKB, n.a.b. <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/app/html/index.en.html>

EKB, n.a.c. <https://www.ecb.europa.eu/mopo/intro/transmission/html/index.en.html>

EKB, statisztikai adatbázisa. <https://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691395>

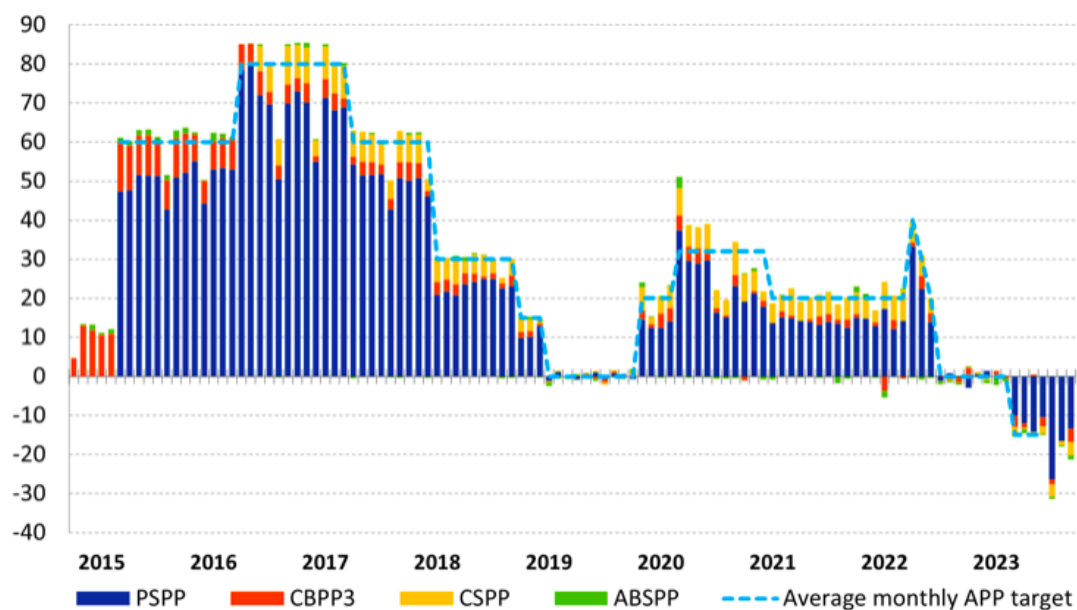
MELLÉKLETEK



1. ábra: A FED és az EKB előretekintő iránymutatásának fázisai

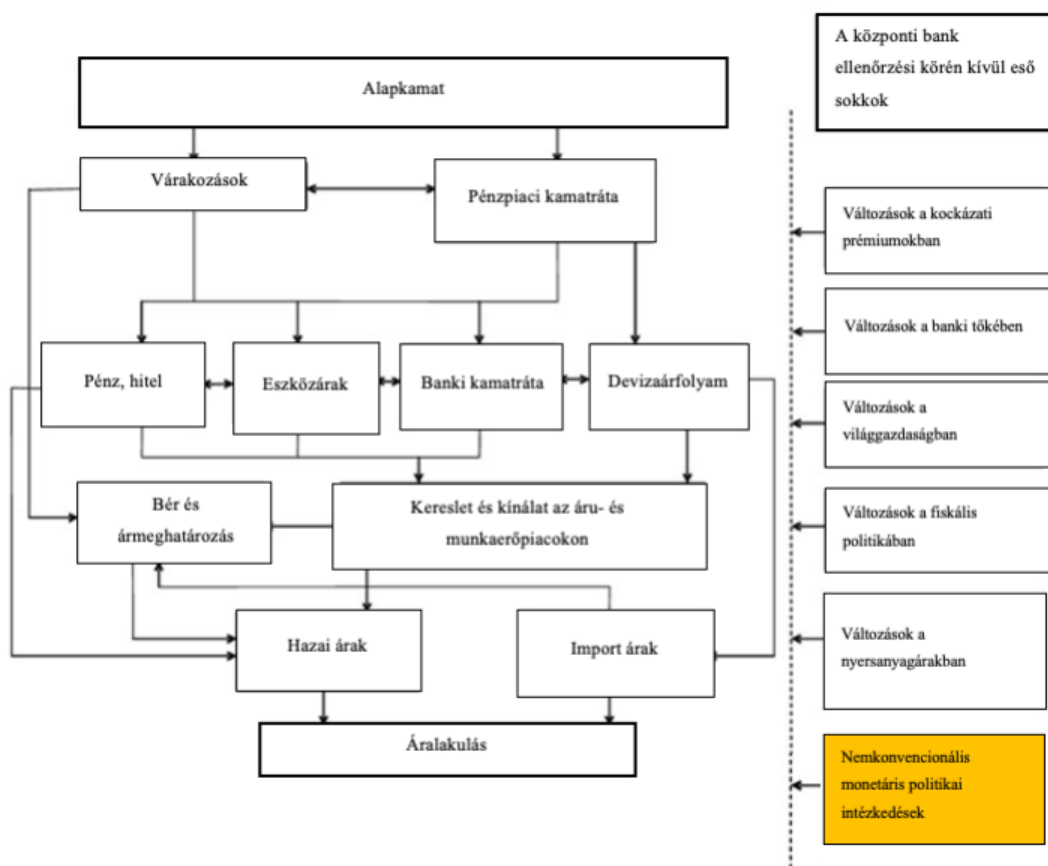
Forrás: Charbonneau, Rennison, 2015, 16

Megjegyzés: a lila színnel jelzett szakasz a kvalitatív, a piros az időfüggő, a zöld az állapotfüggő



2. ábra: Az EKB nettó eszközvásárlásai (milliárd euró)

Forrás: EKB, n.a.b



3. ábra: A monetáris politika transzmissziós mechanizmusa

Forrás: EKB, n.a.c

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:18 page 1 of 5

Step 1: testing for a unit root in Government_debt

Augmented Dickey-Fuller test for Government_debt
including 4 lags of (1-L)Government_debt
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.0564509
test statistic: tau_c(1) = -1.5926
asymptotic p-value 0.4864
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.013
lagged differences: F(4, 51) = 1.287 [0.2875]

Step 2: testing for a unit root in Current_account

Augmented Dickey-Fuller test for Current_account
including 4 lags of (1-L)Current_account
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.147809
test statistic: tau_c(1) = -1.29597
asymptotic p-value 0.6338
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.008
lagged differences: F(4, 51) = 0.841 [0.5059]

Step 3: testing for a unit root in Real_GDP_growth

Augmented Dickey-Fuller test for Real_GDP_growth
including 4 lags of (1-L)Real_GDP_growth
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.480345
test statistic: tau_c(1) = -3.15074
asymptotic p-value 0.02305
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.019
lagged differences: F(4, 51) = 7.906 [0.0000]

Step 4: testing for a unit root in Inflation_rate

Augmented Dickey-Fuller test for Inflation_rate
including 4 lags of (1-L)Inflation_rate
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.335333

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:18 page 3 of 5

unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -1.11753
test statistic: tau_c(1) = -2.69412
asymptotic p-value 0.07499
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.014
lagged differences: F(4, 51) = 5.260 [0.0013]

Step 9: testing for a unit root in d_TED_spread

Augmented Dickey-Fuller test for d_TED_spread
including 4 lags of (1-L)d_TED_spread
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -1.25084
test statistic: tau_c(1) = -3.43764
asymptotic p-value 0.009773
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.030
lagged differences: F(4, 51) = 1.615 [0.1847]

Step 10: testing for a unit root in d_APP

Augmented Dickey-Fuller test for d_APP
including 4 lags of (1-L)d_APP
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.744928
test statistic: tau_c(1) = -3.09358
asymptotic p-value 0.02706
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.029
lagged differences: F(4, 51) = 0.516 [0.7245]

Step 11: testing for a unit root in Volume_Household

Augmented Dickey-Fuller test for Volume_Household
including 4 lags of (1-L)Volume_Household
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.833758
test statistic: tau_c(1) = -2.55122
asymptotic p-value 0.1034
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
lagged differences: F(4, 51) = 6.012 [0.0005]

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:18 page 2 of 5

test statistic: tau_c(1) = -2.90727
asymptotic p-value 0.04449
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.005
lagged differences: F(4, 51) = 2.536 [0.0513]

Step 5: testing for a unit root in DifferencebetweenLongtermgo

Augmented Dickey-Fuller test for DifferencebetweenLongtermgo
including 4 lags of (1-L)DifferencebetweenLongtermgo
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.147277
test statistic: tau_c(1) = -2.44796
asymptotic p-value 0.1286
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.037
lagged differences: F(4, 51) = 1.687 [0.1674]

Step 6: testing for a unit root in d_Interest_rate_households

Augmented Dickey-Fuller test for d_Interest_rate_households
including 4 lags of (1-L)d_Interest_rate_households
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -1.14498
test statistic: tau_c(1) = -4.10776
asymptotic p-value 0.0009403
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.058
lagged differences: F(4, 51) = 6.023 [0.0005]

Step 7: testing for a unit root in d_Interest_rate_NFC

Augmented Dickey-Fuller test for d_Interest_rate_NFC
including 4 lags of (1-L)d_Interest_rate_NFC
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.682638
test statistic: tau_c(1) = -3.6969
asymptotic p-value 0.00418
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.050
lagged differences: F(4, 51) = 1.952 [0.1160]

Step 8: testing for a unit root in d_GDP_per_capita

Augmented Dickey-Fuller test for d_GDP_per_capita
including 4 lags of (1-L)d_GDP_per_capita
sample size 57

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:18 page 4 of 5

Step 12: testing for a unit root in Volume_NFC

Augmented Dickey-Fuller test for Volume_NFC
including 4 lags of (1-L)Volume_NFC
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.808176
test statistic: tau_c(1) = -3.08935
asymptotic p-value 0.02738
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.076
lagged differences: F(4, 51) = 2.879 [0.0317]

Step 13: cointegrating regression

Cointegrating regression -
OLS, using observations 2006:2-2021:3 (T = 62)
Dependent variable: Government_debt

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	85.8332	7.11827	12.06	2.05e-16	***
Current_account	-200.220	86.5592	-2.313	0.0249	**
Real_GDP_growth	0.798390	0.340615	2.344	0.0231	**
Inflation_rate	-0.735442	1.11569	-0.6592	0.5128	
Differencebetween	-1.02852	0.707164	-1.454	0.1521	
d_Interest_rate_~	-4.34355	3.69944	-1.174	0.2459	
d_Interest_rate_~	-0.438181	4.25351	-0.1030	0.9184	
d_GDP_per_capita	29.7846	48.9863	0.6080	0.5459	
d_TED_spread	-3.76308	3.69407	-1.019	0.3133	
d_APP	105.417	77.5719	1.359	0.1803	
Volume_Household	-509.420	835.785	-0.6095	0.5449	
Volume_NFC	-146.671	140.658	-1.043	0.3021	
Mean dependent var	70.71626	S.D. dependent var	6.409417		
Sum squared resid	2015.380	S.E. of regression	6.348827		
R-squared	0.195752	Adjusted R-squared	0.018817		
Log-likelihood	-195.8985	Akaike criterion	415.7970		
Schwarz criterion	441.3226	Hannan-Quinn	425.8190		
rho	0.784743	Durbin-Watson	0.418125		

Step 14: testing for a unit root in uhat

Augmented Dickey-Fuller test for uhat
including 4 lags of (1-L)uhat
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.115586
test statistic: tau_c(12) = -1.24248
p-value unknown

4. ábra: Kointegrációra és egységgyökre vonatkozó Engle-Granger teszt: Németország

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:21 page 1 of 4

Step 1: testing for a unit root in Government_debt

Augmented Dickey-Fuller test for Government_debt
including one lag of (1-L)Government_debt
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.016702
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -0.008492$
asymptotic p-value 0.8163
1st-order autocorrelation coeff. for e : 0.028

Step 2: testing for a unit root in Current_account

Augmented Dickey-Fuller test for Current_account
including one lag of (1-L)Current_account
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.895527
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -5.99257$
asymptotic p-value 1.248e-07
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.049

Step 3: testing for a unit root in Real_GDP_growth

Augmented Dickey-Fuller test for Real_GDP_growth
including one lag of (1-L)Real_GDP_growth
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.619959
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -3.96585$
asymptotic p-value 0.001605
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.013

Step 4: testing for a unit root in Inflation_rate

Augmented Dickey-Fuller test for Inflation_rate
including one lag of (1-L)Inflation_rate
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.242385
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -4.05549$
asymptotic p-value 0.001148
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.069

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:21 page 3 of 4

1st-order autocorrelation coeff. for e : 0.028

Step 9: testing for a unit root in d_GDP_per_capita

Augmented Dickey-Fuller test for d_GDP_per_capita
including one lag of (1-L)d_GDP_per_capita
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -1.87708
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -18.3689$
asymptotic p-value 4.41e-44
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.164

Step 10: testing for a unit root in d_DifferencebetweenLongtermgo

Augmented Dickey-Fuller test for d_DifferencebetweenLongtermgo
including one lag of (1-L)d_DifferencebetweenLongtermgo
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -1.538
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -8.31266$
asymptotic p-value 5.931e-14
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.034

Step 11: testing for a unit root in d_TED_spread

Augmented Dickey-Fuller test for d_TED_spread
including one lag of (1-L)d_TED_spread
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -1.21511
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -6.35976$
asymptotic p-value 1.557e-08
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.033

Step 12: testing for a unit root in d_APP

Augmented Dickey-Fuller test for d_APP
including one lag of (1-L)d_APP
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.774773
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -4.61093$

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:21 page 2 of 4

Step 5: testing for a unit root in Volume_Household

Augmented Dickey-Fuller test for Volume_Household
including one lag of (1-L)Volume_Household
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -1.74852
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -7.23217$
asymptotic p-value 7.689e-11
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.058

Step 6: testing for a unit root in Volume_NFC

Augmented Dickey-Fuller test for Volume_NFC
including one lag of (1-L)Volume_NFC
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -1.48144
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -6.96405$
asymptotic p-value 4.137e-10
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.016

Step 7: testing for a unit root in d_Interest_rate_households

Augmented Dickey-Fuller test for d_Interest_rate_households
including one lag of (1-L)d_Interest_rate_households
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.820061
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -4.58122$
asymptotic p-value 0.0001
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.036

Step 8: testing for a unit root in d_Interest_rate_NFC

Augmented Dickey-Fuller test for d_Interest_rate_NFC
including one lag of (1-L)d_Interest_rate_NFC
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.616953
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -5.02516$
asymptotic p-value 1.813e-05

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:21 page 4 of 4

asymptotic p-value 0.0001
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.005

Step 13: cointegrating regression

Cointegrating regression -
OLS, using observations 2006:2-2021:3 (T = 62)
Dependent variable: Government_debt

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	96.6614	3.95598	24.43	1.85e-29 ***
Current_account	-328.428	255.405	-1.255	0.2155
Real_GDP_growth	0.680226	0.597921	1.004	0.3203
Inflation_rate	-6.46952	2.26336	-2.858	0.0062 ***
Volume_Household	-913.154	2866.44	-0.4419	0.6605
Volume_NFC	91.3350	444.284	0.2056	0.8380
d_Interest_rate_~	-12.5473	14.8435	-0.8453	0.4020
d_Interest_rate_~	6.34251	7.31223	0.8674	0.3899
d_GDP_per_capita	46.2466	129.473	0.3572	0.7225
d_Differencebetw~	-0.241825	3.56378	-0.06786	0.9462
d_TED_spread	-2.49811	7.82139	-0.3194	0.7508
d_APP	-106.114	128.725	-0.8243	0.4137
Mean dependent var	98.49194	S.D. dependent var	14.17274	
Sum squared resid	9415.475	S.E. of regression	13.72259	
R-squared	0.231569	Adjusted R-squared	0.062515	
Log-likelihood	-243.6864	Akaike criterion	511.3729	
Schwarz criterion	536.8985	Hannan-Quinn	521.3949	
rho	0.944818	Durbin-Watson	0.170191	

Step 14: testing for a unit root in uhat

Augmented Dickey-Fuller test for uhat
including one lag of (1-L)uhat
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.0418029
test statistic: $\tau_{a,c}(12) = -0.724488$
p-value unknown
1st-order autocorrelation coeff. for e : -0.041

There is evidence for a cointegrating relationship if:
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
(b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

5. ábra: Kointegrációra és egységgyökre vonatkozó Engle-Granger teszt : Franciaország

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:24 page 1 of 4

Step 1: testing for a unit root in Real_GDP_growth

Augmented Dickey-Fuller test for Real_GDP_growth
including one lag of (1-L)Real_GDP_growth
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.501152
test statistic: tau_c(1) = -3.7349
asymptotic p-value 0.003668
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.030

Step 2: testing for a unit root in Volume_Household

Augmented Dickey-Fuller test for Volume_Household
including one lag of (1-L)Volume_Household
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -1.45938
test statistic: tau_c(1) = -7.09498
asymptotic p-value 1.829e-10
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.040

Step 3: testing for a unit root in Volume_NFC

Augmented Dickey-Fuller test for Volume_NFC
including one lag of (1-L)Volume_NFC
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -1.12887
test statistic: tau_c(1) = -5.66773
asymptotic p-value 7.235e-07
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.016

Step 4: testing for a unit root in d_Interest_rate_households

Augmented Dickey-Fuller test for d_Interest_rate_households
including one lag of (1-L)d_Interest_rate_households
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.916837
test statistic: tau_c(1) = -4.74292
asymptotic p-value 6.651e-05
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.066

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:24 page 3 of 4

1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.047

Step 9: testing for a unit root in d_Inflation_rate

Augmented Dickey-Fuller test for d_Inflation_rate
including one lag of (1-L)d_Inflation_rate
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.541602
test statistic: tau_c(1) = -3.53251
asymptotic p-value 0.007218
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.034

Step 10: testing for a unit root in d_DifferencebetweenLongtermgo

Augmented Dickey-Fuller test for d_DifferencebetweenLongtermgo
including one lag of (1-L)d_DifferencebetweenLongtermgo
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -1.34915
test statistic: tau_c(1) = -7.02995
asymptotic p-value 2.747e-10
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.005

Step 11: testing for a unit root in d_TED_spread

Augmented Dickey-Fuller test for d_TED_spread
including one lag of (1-L)d_TED_spread
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -1.21511
test statistic: tau_c(1) = -6.35976
asymptotic p-value 1.557e-08
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.033

Step 12: testing for a unit root in d_APP

Augmented Dickey-Fuller test for d_APP
including one lag of (1-L)d_APP
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.780568
test statistic: tau_c(1) = -4.6472

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:24 page 2 of 4

Step 5: testing for a unit root in d_Interest_rate_NFC

Augmented Dickey-Fuller test for d_Interest_rate_NFC
including one lag of (1-L)d_Interest_rate_NFC
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.556963
test statistic: tau_c(1) = -4.07439
asymptotic p-value 0.001069
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.015

Step 6: testing for a unit root in d_Government_debt

Augmented Dickey-Fuller test for d_Government_debt
including one lag of (1-L)d_Government_debt
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.929788
test statistic: tau_c(1) = -5.79009
asymptotic p-value 3.769e-07
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.015

Step 7: testing for a unit root in d_GDP_per_capita

Augmented Dickey-Fuller test for d_GDP_per_capita
including one lag of (1-L)d_GDP_per_capita
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -1.68686
test statistic: tau_c(1) = -8.6429
asymptotic p-value 5.976e-15
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.204

Step 8: testing for a unit root in d_Current_account

Augmented Dickey-Fuller test for d_Current_account
including one lag of (1-L)d_Current_account
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -1.52145
test statistic: tau_c(1) = -7.53578
asymptotic p-value 1.089e-11

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:24 page 4 of 4

asymptotic p-value 0.0001
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004

Step 13: cointegrating regression

Cointegrating regression -
OLS, using observations 2006:2-2021:3 (T = 62)
Dependent variable: Real_GDP_growth

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.920060	0.347815	2.645	0.0109 **
Volume_Household	785.984	541.786	1.451	0.1531
Volume_NFC	-118.147	44.6876	-2.644	0.0109 **
d_Interest_rate_~	3.84924	1.40078	2.748	0.0083 ***
d_Interest_rate_~	0.460568	1.30618	0.3526	0.7259
d_Government_debt	-1.24517	0.146911	-8.476	3.08e-11 ***
d_GDP_per_capita	78.2653	33.3773	2.345	0.0230 **
d_Current_account	-112.991	52.7821	-2.141	0.0372 **
d_Inflation_rate	1.00717	0.727254	1.385	0.1722
d_Differencebetw~	0.121761	0.536165	0.2271	0.8213
d_TED_spread	-1.46019	1.73481	-0.8417	0.4040
d_APP	7.40943	16.0781	0.4608	0.6469
Mean dependent var	-0.267006	S.D. dependent var	4.051997	
Sum squared resid	301.3939	S.E. of regression	2.455174	
R-squared	0.699069	Adjusted R-squared	0.632865	
Log-Likelihood	-136.9940	Akaike criterion	297.9808	
Schwarz criterion	323.5136	Hannan-Quinn	308.0100	
rho	0.020340	Durbin-Watson	1.953633	

Step 14: testing for a unit root in uhat

Augmented Dickey-Fuller test for uhat
including one lag of (1-L)uhat
sample size 60
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -1.04879
test statistic: tau_c(12) = -5.27072
p-value unknown
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.007

There is evidence for a cointegrating relationship if:
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
(b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

6. ábra: Kointegrációra és egységgyökre vonatkozó Engle-Granger teszt : Olaszország

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:41 page 1 of 4

Step 1: testing for a unit root in GDP_per_capita

Augmented Dickey-Fuller test for GDP_per_capita
including one lag of (1-L)GDP_per_capita
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.234108
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -2.08068$
asymptotic p-value 0.2527
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.006

Step 2: testing for a unit root in Real_GDP_growth

Augmented Dickey-Fuller test for Real_GDP_growth
including one lag of (1-L)Real_GDP_growth
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.494908
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -3.37845$
asymptotic p-value 0.01175
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001

Step 3: testing for a unit root in Inflation_rate

Augmented Dickey-Fuller test for Inflation_rate
including one lag of (1-L)Inflation_rate
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.164908
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -2.67638$
asymptotic p-value 0.07814
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.058

Step 4: testing for a unit root in d_Volume_Household

Augmented Dickey-Fuller test for d_Volume_Household
including one lag of (1-L)d_Volume_Household
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -1.23247
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -6.11444$
asymptotic p-value 6.324e-08
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.050

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:41 page 3 of 4

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.010

Step 9: testing for a unit root in d_Current_account

Augmented Dickey-Fuller test for d_Current_account
including one lag of (1-L)d_Current_account
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -1.04791
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -5.01568$
asymptotic p-value 1.806e-05
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.014

Step 10: testing for a unit root in d_DifferencebetweenLongtermgo

Augmented Dickey-Fuller test for d_DifferencebetweenLongtermgo
including one lag of (1-L)d_DifferencebetweenLongtermgo
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.72134
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -4.53407$
asymptotic p-value 0.0001659
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000

Step 11: testing for a unit root in d_TED_spread

Augmented Dickey-Fuller test for d_TED_spread
including one lag of (1-L)d_TED_spread
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -1.21511
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -6.35976$
asymptotic p-value 1.557e-08
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.033

Step 12: testing for a unit root in d_APP

Augmented Dickey-Fuller test for d_APP
including one lag of (1-L)d_APP
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.769335
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -4.57234$

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:41 page 2 of 4

Step 5: testing for a unit root in d_Volume_NFC

Augmented Dickey-Fuller test for d_Volume_NFC
including one lag of (1-L)d_Volume_NFC
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -1.30134
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -5.83943$
asymptotic p-value 2.888e-07
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001

Step 6: testing for a unit root in d_Interest_rate_households

Augmented Dickey-Fuller test for d_Interest_rate_households
including one lag of (1-L)d_Interest_rate_households
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.641609
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -3.83708$
asymptotic p-value 0.002849
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004

Step 7: testing for a unit root in d_Interest_rate_NFC

Augmented Dickey-Fuller test for d_Interest_rate_NFC
including one lag of (1-L)d_Interest_rate_NFC
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.59168
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -4.16765$
asymptotic p-value 0.0007452
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.003

Step 8: testing for a unit root in d_Government_debt

Augmented Dickey-Fuller test for d_Government_debt
including one lag of (1-L)d_Government_debt
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.649727
test statistic: $\tau_{a,c}(1) = -3.88206$
asymptotic p-value 0.00218

gretl output for Máté Misi 2023-10-25 12:41 page 4 of 4

asymptotic p-value 0.0001

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.006

Step 13: cointegrating regression

Cointegrating regression -
OLS, using observations 2006:2-2021:3 (T = 62)
Dependent variable: GDP_per_capita

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.579926	0.00270582	214.3	9.10e-76 ***
Real_GDP_growth	0.000798075	0.000595477	1.340	0.1862
Inflation_rate	-0.00338317	0.00161276	-2.048	0.0458 **
d_Volume_Household	-1.06124	2.33299	-0.4549	0.6512
d_Volume_NFC	0.0384274	0.219631	0.1750	0.8618
d_Interest_rate_households	0.0115102	0.00675864	1.703	0.0948 *
d_Interest_rate_NFC	0.00149638	0.00686843	0.2179	0.8284
d_Government_debt	0.000441950	0.000723676	0.6107	0.5442
d_Current_account	-0.0473995	0.152827	-0.3118	0.7565
d_DifferencebetweenLongtermgo	0.00213808	0.00197521	1.080	0.2854
d_TED_spread	-0.0117328	0.00719053	-1.632	0.1090
d_APP	-0.00776944	0.00950907	-0.8171	0.4178

Mean dependent var 0.576174 S.D. dependent var 0.013646
Sum squared resid 0.000529 S.E. of regression 0.013061
R-squared 0.249073 Adjusted R-squared 0.003869
Log-likelihood 187.6585 Akaike criterion -351.3170
Schwarz criterion -325.7914 Hannan-Quinn -341.2950
rho 0.546188 Durbin-Watson 0.896741

Step 14: testing for a unit root in uhdt

Augmented Dickey-Fuller test for uhdt
including one lag of (1-L)uhdt
sample size 60
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
estimated value of $(a - 1)$: -0.458622
test statistic: $\tau_{a,c}(12) = -3.64531$
p-value unknown
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.013

There is evidence for a cointegrating relationship if:
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
(b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhdt) from the cointegrating regression.

7. ábra: Kointegrációra és egységgyökre vonatkozó Engle-Granger teszt : Portugália

Correlation Coefficients, using the observations 2006:2 – 2021:3
5% critical value (two-tailed) = 0.2500 for n = 62

Government_debt	Current_account	Real_GDP_growth	Inflation_rate	
1.0000	-0.1821	0.1074	-0.0663	Government_debt
	1.0000	0.2167	-0.2017	Current_account
		1.0000	0.3848	Real_GDP_growth
			1.0000	Inflation_rate
Differencebetw~	d_Interest_rat~	d_Interest_rat~	d_GDP_per_capi~	
-0.0195	-0.0396	-0.0969	0.0151	Government_debt
-0.4682	-0.0117	0.1747	-0.0214	Current_account
0.1768	0.1827	0.4831	-0.0118	Real_GDP_growth
0.2570	0.0938	0.2314	0.0447	Inflation_rate
1.0000	0.0680	0.1491	0.0559	Differencebetw~
	1.0000	0.1184	0.5504	d_Interest_rat~
		1.0000	-0.0597	d_Interest_rat~
			1.0000	d_GDP_per_capi~
d_TED_spread	d_APP	Volume_Househo~	Volume_NFC	
-0.0809	0.1266	0.0694	-0.1741	Government_debt
0.0024	0.0269	0.0697	0.0625	Current_account
0.3115	-0.0630	0.0230	0.1110	Real_GDP_growth
0.2316	-0.1649	-0.0989	0.3193	Inflation_rate
-0.0144	-0.0225	-0.1571	0.0687	Differencebetw~
-0.0365	-0.0022	0.0485	-0.2671	d_Interest_rat~
0.5110	-0.0178	-0.2209	0.2983	d_Interest_rat~
-0.0574	-0.0746	0.3006	-0.3678	d_GDP_per_capi~
1.0000	0.0731	-0.1600	0.2454	d_TED_spread
	1.0000	0.0271	0.1196	d_APP
		1.0000	-0.4358	Volume_Househo~
			1.0000	Volume_NFC

8. ábra: Korrelációs mátrix: Németország

Correlation Coefficients, using the observations 2006:2 – 2021:3
5% critical value (two-tailed) = 0.2500 for n = 62

Government_debt	Current_account	Real_GDP_growth	Inflation_rate	
1.0000	-0.1166	-0.0596	-0.3989	Government_debt
	1.0000	0.4542	-0.0171	Current_account
		1.0000	0.2920	Real_GDP_growth
			1.0000	Inflation_rate
Volume_Househo~	Volume_NFC	d_Interest_rat~	d_Interest_rat~	
0.0214	0.0678	-0.2457	-0.0278	Government_debt
-0.0841	-0.1492	0.1623	0.1794	Current_account
-0.0542	-0.1961	0.3411	0.3277	Real_GDP_growth
-0.1297	-0.0143	0.4164	0.2546	Inflation_rate
1.0000	0.1308	-0.2568	-0.0859	Volume_Househo~
	1.0000	-0.5792	0.0094	Volume_NFC
		1.0000	0.3351	d_Interest_rat~
			1.0000	d_Interest_rat~
d_GDP_per_capi~	d_Differencebe~	d_TED_spread	d_APP	
-0.0535	0.0725	-0.1011	-0.0303	Government_debt
0.1197	0.1250	0.0655	0.0596	Current_account
-0.0156	-0.0230	0.1443	-0.1665	Real_GDP_growth
-0.0229	-0.2548	0.2114	-0.2011	Inflation_rate
0.1123	0.1573	-0.0164	0.2242	Volume_Househo~
-0.3808	-0.0919	0.1297	0.3897	Volume_NFC
0.3684	-0.2576	0.2056	-0.3282	d_Interest_rat~
-0.2141	-0.3543	0.5232	-0.0636	d_Interest_rat~
1.0000	0.1736	-0.1643	-0.1642	d_GDP_per_capi~
	1.0000	-0.1913	0.0205	d_Differencebe~
		1.0000	0.0782	d_TED_spread
			1.0000	d_APP

9. ábra: Korrelációs mátrix: Franciaország

Correlation Coefficients, using the observations 2006:2 – 2021:3
5% critical value (two-tailed) = 0.2500 for n = 62

Real_GDP_growth	Volume_Househo~	Volume_NFC	d_Interest_rat~	
1.0000	0.1574	-0.0877	0.1931	Real_GDP_growth
	1.0000	0.0142	0.0303	Volume_Househo~
		1.0000	-0.0982	Volume_NFC
			1.0000	d_Interest_rat~
d_Interest_rat~	d_Government_d~	d_GDP_per_capi~	d_Current_acco~	
0.2854	-0.7024	0.0933	-0.0724	Real_GDP_growth
-0.0442	-0.0532	0.2995	0.4135	Volume_Househo~
0.2860	-0.1787	-0.0284	-0.3087	Volume_NFC
0.1127	0.0274	-0.1817	0.1180	d_Interest_rat~
1.0000	-0.3282	0.0046	-0.2116	d_Interest_rat~
	1.0000	0.1421	0.0482	d_Government_d~
		1.0000	0.1370	d_GDP_per_capi~
			1.0000	d_Current_acco~
d_Inflation_ra~	d_Differencebe~	d_TED_spread	d_APP	
0.4007	0.0883	0.1823	-0.1286	Real_GDP_growth
0.0870	0.1067	-0.0040	-0.1245	Volume_Househo~
0.1259	-0.2131	0.4737	0.2081	Volume_NFC
0.1735	0.0490	0.1829	-0.2329	d_Interest_rat~
0.4371	-0.1547	0.5213	-0.0452	d_Interest_rat~
-0.2480	-0.0028	-0.3283	0.0795	d_Government_d~
0.0609	0.0767	-0.1702	-0.0328	d_GDP_per_capi~
-0.2235	0.0843	-0.4193	-0.1632	d_Current_acco~
1.0000	-0.0930	0.1906	-0.0119	d_Inflation_ra~
	1.0000	-0.0867	0.0167	d_Differencebe~
		1.0000	0.0800	d_TED_spread
			1.0000	d_APP

10. ábra: Korrelációs mátrix: Olaszország

Correlation Coefficients, using the observations 2006:2 – 2021:3
5% critical value (two-tailed) = 0.2500 for n = 62

GDP_per_capita	Real_GDP_growth	Inflation_rate	d_Volume_House~	
1.0000	0.1920	-0.1992	0.0190	GDP_per_capita
	1.0000	0.0731	0.4318	Real_GDP_growth
		1.0000	-0.1461	Inflation_rate
			1.0000	d_Volume_House~
d_Volume_NFC	d_Interest_rat~	d_Interest_rat~	d_Government_d~	
-0.1367	0.1933	-0.0557	-0.0395	GDP_per_capita
-0.0022	0.2177	0.2067	-0.6062	Real_GDP_growth
0.2025	0.4536	0.5349	0.0658	Inflation_rate
0.0101	-0.1548	0.0461	-0.2458	d_Volume_House~
1.0000	-0.0111	0.3047	-0.1082	d_Volume_NFC
	1.0000	0.4468	-0.0222	d_Interest_rat~
		1.0000	-0.0509	d_Interest_rat~
			1.0000	d_Government_d~
d_Current_acco~	d_Differencebe~	d_TED_spread	d_APP	
-0.0187	0.1684	-0.2156	-0.1840	GDP_per_capita
-0.1688	0.0447	0.1469	-0.1069	Real_GDP_growth
0.1989	0.0297	0.2642	-0.0850	Inflation_rate
-0.0380	-0.0332	0.0283	-0.0518	d_Volume_House~
-0.0727	-0.0481	0.3255	0.1048	d_Volume_NFC
0.1929	0.1271	0.2076	-0.2676	d_Interest_rat~
0.0057	0.1052	0.4751	-0.0542	d_Interest_rat~
0.1725	0.0706	-0.0851	-0.0443	d_Government_d~
1.0000	0.2077	-0.0784	-0.1107	d_Current_acco~
	1.0000	0.0154	0.0619	d_Differencebe~
		1.0000	0.0756	d_TED_spread
			1.0000	d_APP

11. ábra: Korrelációs mátrix: Portugália

Test for ARCH of order up to 4

	LM	df	p-value
lag 1	10.773	9	0.2916
lag 2	18.658	18	0.4131
lag 3	25.257	27	0.5601
lag 4	33.470	36	0.5895

12. ábra: Heteroszkedaszticitás: Németország

Test for ARCH of order up to 4

	LM	df	p-value
lag 1	28.355	9	0.0008
lag 2	33.123	18	0.0161
lag 3	36.412	27	0.1066
lag 4	40.797	36	0.2677

13. ábra: Heteroszkedaszticitás: Franciaország

Test for ARCH of order up to 4

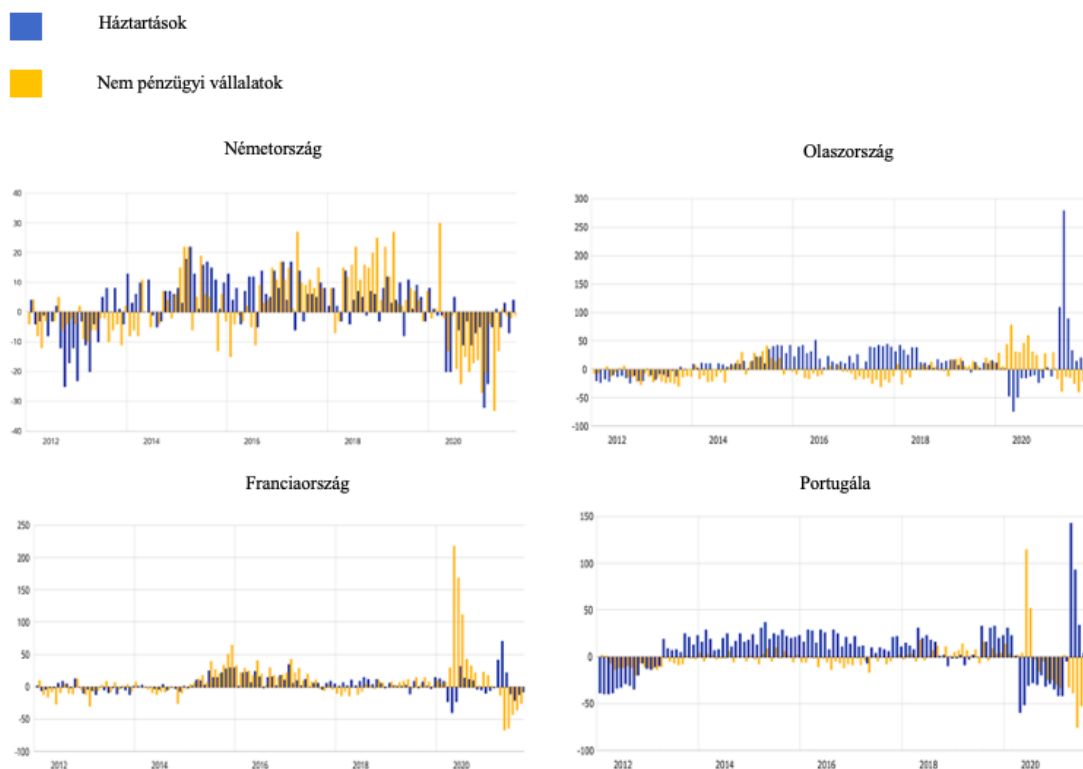
	LM	df	p-value
lag 1	5.605	9	0.7787
lag 2	27.365	18	0.0724
lag 3	41.329	27	0.0383
lag 4	45.149	36	0.1411

14. ábra: Heteroszkedaszticitás: Olaszország

Test for ARCH of order up to 4

	LM	df	p-value
lag 1	15.095	9	0.0884
lag 2	17.514	18	0.4881
lag 3	40.549	27	0.0455
lag 4	43.754	36	0.1755

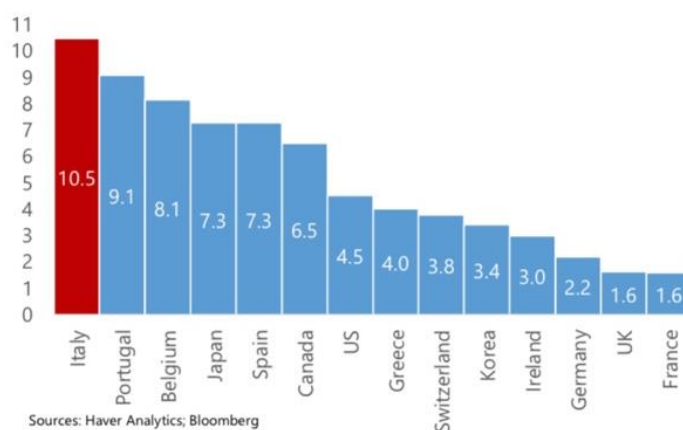
15. ábra: Heteroszkedaszticitás: Portugália



16. ábra: A háztartásoknak és a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelállomány alakulása (millió euró, év/év %-os változása, havi)

Forrás: EKB, statisztikai adatbázisa

Megjegyzés: az ábra a kisebb ingadozások jobb szemléltetése érdekében csak a 2012-2021 közötti adatokat tartalmazza



17. ábra: Belföldi államkötvények részesedése (A teljes banki eszközállomány százalékában, 2018 novemberéig)

Forrás: IMF, 2020, 16

VAR system, lag order 1
OLS estimates, observations 2006:3-2021:3 (T = 61)
Log-likelihood = 564.46246
Determinant of covariance matrix = 1.0708266e-13
AIC = -17.8512
BIC = -17.1591
HQIC = -17.5000
Portmanteau test: LB(15) = 335.701, df = 224 [0.0000]

Equation 1: d_Interest_rate_households
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.00788225	0.0375549	-0.2099	0.8345
d_Interest_rat~_1	-0.312976	0.150784	-2.076	0.0425 **
d_Interest_rat~_1	0.242162	0.102116	2.371	0.0212 **
Volume_Househo~_1	43.6545	36.8259	1.185	0.2400
Volume_NFC_1	1.00682	5.93229	0.1697	0.8658

Mean dependent var -0.016175 S.D. dependent var 0.286546
Sum squared resid 4.207533 S.E. of regression 0.274107
R-squared 0.145944 Adjusted R-squared 0.084940
F(4, 56) 1.786396 P-value(F) 0.144424
rho 0.066769 Durbin-Watson 1.064304

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 4.3084 [0.0425]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 5.6237 [0.0212]
All lags of Volume_Household F(1, 56) = 1.4054 [0.2400]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 0.028004 [0.8658]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 1.7864 [0.1444]

Equation 2: d_Interest_rate_NFC
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0125546	0.0233765	-0.5371	0.5934
d_Interest_rat~_1	0.257713	0.119103	2.164	0.0348 **
d_Interest_rat~_1	0.405973	0.200861	2.415	0.0190 **
Volume_Househo~_1	46.1700	30.3634	1.507	0.1182
Volume_NFC_1	1.71062	6.24219	0.2740	0.7851

Mean dependent var -0.043934 S.D. dependent var 0.260705
Sum squared resid 2.612166 S.E. of regression 0.215976
R-squared 0.359454 Adjusted R-squared 0.313701
F(4, 56) 3.190739 P-value(F) 0.019740
rho 0.121142 Durbin-Watson 1.739047

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 4.6820 [0.0348]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 5.0321 [0.0190]

All lags of Volume_Household F(1, 56) = 2.5177 [0.1182]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 0.075099 [0.7851]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 3.1907 [0.0197]

Equation 3: Volume_Household
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.000226389	0.000143514	-1.577	0.1203
d_Interest_rat~_1	-0.000293000	0.000427004	-0.6808	0.4955
d_Interest_rat~_1	-0.0008989646	0.000460249	-2.150	0.0359 **
Volume_Househo~_1	-0.401454	0.133095	-3.016	0.0038 ***
Volume_NFC_1	-0.00075069	0.0194455	-0.4500	0.6544

Mean dependent var -0.000131 S.D. dependent var 0.001159
Sum squared resid 0.000066 S.E. of regression 0.001089
R-squared 0.176382 Adjusted R-squared 0.117552
F(4, 56) 3.72257 P-value(F) 0.009341
rho -0.003071 Durbin-Watson 1.979864

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.47066 [0.4955]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 4.6235 [0.0359]
All lags of Volume_Household F(1, 56) = 0.40080 [0.0038]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 0.20251 [0.6544]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 3.7228 [0.0093]

Equation 4: Volume_NFC
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	2.35843e-05	0.000973426	0.02415	0.9808
d_Interest_rat~_1	0.0112077	0.00395931	2.851	0.0061 ***
d_Interest_rat~_1	0.00531733	0.00286527	1.856	0.0687 *
Volume_Househo~_1	0.937525	0.783666	1.196	0.2366
Volume_NFC_1	-0.00524402	0.173977	-0.03014	0.9761

Mean dependent var -0.000537 S.D. dependent var 0.007749
Sum squared resid 0.002729 S.E. of regression 0.006981
R-squared 0.242356 Adjusted R-squared 0.180238
F(4, 56) 6.085541 P-value(F) 0.000140
rho 0.049263 Durbin-Watson 1.899374

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 8.1278 [0.0061]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 3.4440 [0.0687]
All lags of Volume_Household F(1, 56) = 1.4312 [0.2366]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 0.00000854 [0.9761]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 6.0855 [0.0001]

18. ábra: Granger oksági kapcsolatok: Németország

VAR system, lag order 1
OLS estimates, observations 2006:3-2021:3 (T = 61)
Log-likelihood = 631.6255
Determinant of covariance matrix = 1.1928212e-14
AIC = -20.0533
BIC = -19.3612
HQIC = -19.7821
Portmanteau test: LB(15) = 341.052, df = 224 [0.0000]

Equation 1: Volume_Household
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-2.24324e-05	0.75549e-05	-0.2562	0.7987
Volume_Househo~_1	-0.681001	0.0010927	-0.317	2.33e-11 ***
Volume_NFC_1	0.00662976	0.0194709	0.3405	0.7348
d_Interest_rat~_1	0.008374879	0.000554929	0.755	0.5021
d_Interest_rat~_1	-0.00066794	0.00023005	-3.764	0.0004 ***

Mean dependent var -0.000027 S.D. dependent var 0.000931
Sum squared resid 0.000024 S.E. of regression 0.000661
R-squared 0.529714 Adjusted R-squared 0.496122
F(4, 56) 21.93908 P-value(F) 6.21e-11
rho 0.046877 Durbin-Watson 1.824234

F-tests of zero restrictions:

All lags of Volume_Household F(1, 56) = 69.168 [0.0000]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 0.11594 [0.7348]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.45636 [0.5021]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 14.169 [0.0004]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 21.940 [0.0000]

Equation 2: Volume_NFC
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.000175918	0.000747060	-0.2355	0.8147
Volume_Househo~_1	-1.23113	0.727966	-1.691	0.0964 *
Volume_NFC_1	-0.291555	0.210922	-1.382	0.1724
d_Interest_rat~_1	0.00296961	0.00460916	0.6443	0.5220
d_Interest_rat~_1	-0.00102059	0.00183755	-0.5554	0.5808

Mean dependent var -0.000189 S.D. dependent var 0.005667
Sum squared resid 0.001533 S.E. of regression 0.005232
R-squared 0.204431 Adjusted R-squared 0.147605
F(4, 56) 1.053355 P-value(F) 0.131511
rho 0.006307 Durbin-Watson 1.949825

F-tests of zero restrictions:

All lags of Volume_Household F(1, 56) = 2.0681 [0.0964]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 1.9187 [0.1724]

All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.41510 [0.5220]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.30848 [0.5808]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 1.8534 [0.1315]

Equation 3: d_Interest_rate_households
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0257512	0.0241167	-1.068	0.2902
Volume_Househo~_1	59.0371	23.3634	2.527	0.0144 **
Volume_NFC_1	10.0658	6.06655	1.659	0.1027
d_Interest_rat~_1	0.123932	0.148555	0.8343	0.4077
d_Interest_rat~_1	0.207037	0.0020780	3.463	0.0010 ***

Mean dependent var -0.041639 S.D. dependent var 0.211091
Sum squared resid 1.756044 S.E. of regression 0.177122
R-squared 0.342885 Adjusted R-squared 0.295948
F(4, 56) 10.06698 P-value(F) 3.28e-06
rho -0.008204 Durbin-Watson 2.010993

F-tests of zero restrictions:

All lags of Volume_Household F(1, 56) = 6.3852 [0.0144]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 2.7531 [0.1027]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.69598 [0.4077]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 11.995 [0.0010]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 10.067 [0.0000]

Equation 4: d_Interest_rate_NFC
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0377322	0.0411669	-0.9166	0.3633
Volume_Househo~_1	-2.42122	33.8757	-0.07147	0.9433
Volume_NFC_1	-7.20721	6.55089	-1.100	0.2760
d_Interest_rat~_1	-0.421998	0.272683	-1.548	0.1274
d_Interest_rat~_1	0.608708	0.269799	2.256	0.0280 **

Mean dependent var -0.036593 S.D. dependent var 0.324508
Sum squared resid 4.305615 S.E. of regression 0.277283
R-squared 0.318553 Adjusted R-squared 0.269078
F(4, 56) 1.616904 P-value(F) 0.182739
rho 0.055378 Durbin-Watson 1.080769

F-tests of zero restrictions:

All lags of Volume_Household F(1, 56) = 0.0051005 [0.9433]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 1.2104 [0.2760]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 2.3950 [0.1274]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 5.0902 [0.0280]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 1.6170 [0.1827]

19. ábra: Granger oksági kapcsolatok: Franciaország

VAR system, lag order 1
OLS estimates, observations 2006:3-2021:3 (T = 61)
Log-likelihood = 569.89838
Determinant of covariance matrix = 9.0227806e-14
AIC = -18.8292
BIC = -17.3371
HQIC = -17.7580
Portmanteau test: LB(15) = 268.125, df = 224 [0.0231]

Equation 1: Volume_Household
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	2.38960e-05	9.26565e-05	0.2493	0.8041
Volume_Househo~_1	-0.238339	0.167028	-1.427	0.1591
Volume_NFC_1	-0.0132828	0.00952485	-1.386	0.1712
d_Interest_rat~_1	7.66156e-05	0.000357290	0.2144	0.8310
d_Interest_rat~_1	-0.000130343	0.000205687	-0.6726	0.5040

Mean dependent var 0.000017 S.D. dependent var 0.000717
Sum squared resid 0.000028 S.E. of regression 0.000708
R-squared 0.000043 Adjusted R-squared 0.023760
F(4, 56) 3.182103 P-value(F) 0.019991
rho -0.000359 Durbin-Watson 1.925987

F-tests of zero restrictions:

All lags of Volume_Household F(1, 56) = 2.0364 [0.1591]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 1.9214 [0.1712]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.045983 [0.8310]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.45238 [0.5040]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 3.1821 [0.0200]

Equation 2: Volume_NFC
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000119881	0.00105853	0.1141	0.9096
Volume_Househo~_1	-0.72210	1.474998	-2.537	0.0140
Volume_NFC_1	-0.135171	0.163778	-0.8253	0.4127
d_Interest_rat~_1	0.00661439	0.00457984	1.444	0.1542
d_Interest_rat~_1	0.00240886	0.00439846	0.5487	0.5854

Mean dependent var -0.000326 S.D. dependent var 0.008555
Sum squared resid 0.003672 S.E. of regression 0.008098
R-squared 0.163737 Adjusted R-squared 0.184084
F(4, 56) 4.520715 P-value(F) 0.001801
rho 0.037495 Durbin-Watson 1.907698

F-tests of zero restrictions:

All lags of Volume_Household F(1, 56) = 6.4371 [0.0140]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 0.68117 [0.4127]

20. ábra: Granger oksági kapcsolatok: Olaszország

VAR system, lag order 1
OLS estimates, observations 2006:3-2021:3 (T = 61)
Log-likelihood = 555.90449
Determinant of covariance matrix = 1.4272896e-13
AIC = -17.5706
BIC = -16.8785
HQIC = -17.2994
Portmanteau test: LB(15) = 225.684, df = 224 [0.4559]

Equation 1: d_Volume_Household
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.00033e-05	9.79831e-05	-0.0262	0.4122
d_Volume_House~_1	-0.172822	0.198612	-0.8702	0.3879
d_Volume_NFC_1	-0.00387141	0.0104858	-0.3692	0.7134
d_Interest_rat~_1	0.000274508	0.000427886	0.6415	0.5238
d_Interest_rat~_1	-0.000713658	0.000311382	-2.292	0.0257 **

Mean dependent var -0.000053 S.D. dependent var 0.000017
Sum squared resid 0.000035 S.E. of regression 0.000790
R-squared 0.126446 Adjusted R-squared 0.064049
F(4, 56) 3.019638 P-value(F) 0.025165
rho 0.000327 Durbin-Watson 1.986678

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Volume_Househo~ F(1, 56) = 0.75716 [0.3879]
All lags of d_Volume_NFC F(1, 56) = 0.13631 [0.7134]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.41156 [0.5238]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 5.2554 [0.0257]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 3.0196 [0.0257]

Equation 2: d_Volume_NFC
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.000083295	0.000976101	-0.0230	0.4140
d_Volume_House~_1	0.0417713	1.00978	0.04137	0.9672
d_Volume_NFC_1	-0.582596	0.123943	-4.055	0.0002 ***
d_Interest_rat~_1	0.00204704	0.00349333	0.0150	0.4185
d_Interest_rat~_1	0.00597627	0.00289437	2.065	0.0436 **

Mean dependent var -0.000761 S.D. dependent var 0.008546
Sum squared resid 0.003181 S.E. of regression 0.007537
R-squared 0.274033 Adjusted R-squared 0.222179
F(4, 56) 5.659608 P-value(F) 0.000674
rho 0.019707 Durbin-Watson 1.958775

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Volume_Househo~ F(1, 56) = 0.001712 [0.9672]
All lags of d_Volume_NFC F(1, 56) = 16.443 [0.0002]

All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 2.0066 [0.1542]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.30103 [0.5854]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 4.9207 [0.0018]

Equation 3: d_Interest_rate_households
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0278277	0.0307385	-0.8793	0.3830
Volume_Househo~_1	68.3023	45.6001	1.498	0.1398
Volume_NFC_1	6.99683	4.15876	1.682	0.0991 *
d_Interest_rat~_1	-0.192675	0.129597	-1.487	0.1427
d_Interest_rat~_1	0.288563	0.128674	2.243	0.0289 **

Mean dependent var -0.031202 S.D. dependent var 0.262334
Sum squared resid 2.961520 S.E. of regression 0.229966
R-squared 0.282778 Adjusted R-squared 0.231548
F(4, 56) 4.364491 P-value(F) 0.003838
rho 0.008802 Durbin-Watson 1.970369

F-tests of zero restrictions:

All lags of Volume_Household F(1, 56) = 2.2436 [0.1398]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 2.8299 [0.0991]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 2.2103 [0.1427]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 5.0292 [0.0289]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 4.3645 [0.0038]

Equation 4: d_Interest_rate_NFC
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0257025	0.0362369	-0.7093	0.4811
Volume_Househo~_1	-52.0734	35.0817	-1.474	0.1462
Volume_NFC_1	-0.74683	0.41683	-1.363	0.1783
d_Interest_rat~_1	-0.0227162	0.155330	-0.1462	0.8843
d_Interest_rat~_1	0.512677	0.189083	2.713	0.0089 ***

Mean dependent var -0.047650 S.D. dependent var 0.320718
Sum squared resid 4.501914 S.E. of regression 0.283534
R-squared 0.278542 Adjusted R-squared 0.218438
F(4, 56) 4.739838 P-value(F) 0.002382
rho 0.012966 Durbin-Watson 1.952535

F-tests of zero restrictions:

All lags of Volume_Household F(1, 56) = 2.1713 [0.1462]
All lags of Volume_NFC F(1, 56) = 1.8577 [0.1783]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.021307 [0.8843]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 7.3578 [0.0089]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 4.7398 [0.0023]

All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 0.66421 [0.4185]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 4.2634 [0.0436]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 5.6596 [0.0007]

Equation 3: d_Interest_rate_households
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.00696607	0.0347229	0.2006	0.8417
d_Volume_House~_1	-3.50113	34.8139	-0.1006	0.9203
d_Volume_NFC_1	5.32009	3.92996	1.354	0.1813
d_Interest_rat~_1	-0.145482	0.114891	-1.266	0.2107
d_Interest_rat~_1	0.556465	0.114727	4.850	1.02e-05 ***

Mean dependent var -0.014863 S.D. dependent var 0.325387
Sum squared resid 4.071658 S.E. of regression 0.269644
R-squared 0.359059 Adjusted R-squared 0.313277
F(4, 56) 8.618830 P-value(F) 0.000017
rho -0.049764 Durbin-Watson 2.098862

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Volume_Househo~ F(1, 56) = 0.010114 [0.9203]
All lags of d_Volume_NFC F(1, 56) = 1.8326 [0.1813]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 1.6034 [0.2107]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 23.526 [0.0000]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 8.6188 [0.0000]

Equation 4: d_Interest_rate_NFC
Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0238728	0.0393680	-0.6064	0.5467
d_Volume_House~_1	-32.7588	38.3442	-0.8543	0.3966
d_Volume_NFC_1	-2.03745	0.67994	-0.6063	0.5468
d_Interest_rat~_1	0.192422	0.127569	1.588	0.1371
d_Interest_rat~_1	0.367280	0.150547	2.440	0.0179 **

Mean dependent var -0.039298 S.D. dependent var 0.342282
Sum squared resid 5.432835 S.E. of regression 0.311472
R-squared 0.227127 Adjusted R-squared 0.171922
F(4, 56) 6.213069 P-value(F) 0.000328
rho 0.048277 Durbin-Watson 1.873873

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Volume_Househo~ F(1, 56) = 0.72985 [0.3966]
All lags of d_Volume_NFC F(1, 56) = 0.36760 [0.5468]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 2.2752 [0.1371]
All lags of d_Interest_rate~ F(1, 56) = 5.9518 [0.0179]
All vars, lag 1 F(4, 56) = 6.2131 [0.0003]

21. ábra: Granger oksági kapcsolatok: Portugália

VAR system, lag order 2
 OLS estimates, observations 2015:4–2021:3 (T = 24)
 Log-likelihood = 21.340503
 Determinant of covariance matrix = 0.0098897902
 AIC = -1.0284
 BIC = -0.5866
 HQC = -0.9112
 Portmanteau test: LB(6) = 3.59096, df = 4 [0.4642]

Equation 1: d_Bankinterestratesloansto
 Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.00244642	0.0369629	-0.06619	0.9481
d_Bankinterest~_1	0.0252540	0.211704	0.1193	0.9066
d_Bankinterest~_2	-0.513809	0.188174	-2.730	0.0155 **
d_GDPpercapita~_2	5.07609	1.79405	2.829	0.0127 **
d_Longtermgove~_3	0.137403	0.0991782	1.385	0.1862
d_TEDspread_1	0.549174	0.360674	1.523	0.1487
d_APP_3	-2.39038	1.86359	-1.283	0.2191
d_Euribor_2	0.798261	0.448443	1.780	0.0953 *
d_Reserves_1	-8.61524	6.80707	-1.266	0.2250
Mean dependent var	-0.034722	S.D. dependent var	0.144930	
Sum squared resid	0.237355	S.E. of regression	0.125792	
R-squared	0.508693	Adjusted R-squared	0.246663	
F(8, 15)	5.373007	P-value(F)	0.002571	
rho	0.073791	Durbin-Watson	1.845159	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Bankinterestra~ F(2, 15) = 3.7383 [0.0482]
 All vars, lag 2 F(1, 15) = 7.4556 [0.0155]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 1
 Alternative hypothesis: the longest lag is 2
 Likelihood ratio test: Chi-square(1) = 6.37378 [0.0116]

Comparison of information criteria:
 Lag order 2: AIC = -1.02838, BIC = -0.586605, HQC = -0.911174
 Lag order 1: AIC = -0.846134, BIC = -0.453450, HQC = -0.741955

VAR system, lag order 2
 OLS estimates, observations 2015:4–2021:3 (T = 24)
 Log-likelihood = 37.756183
 Determinant of covariance matrix = 0.002518163
 AIC = -2.3963
 BIC = -1.9546
 HQC = -2.2791
 Portmanteau test: LB(6) = 3.66844, df = 4 [0.4527]

Equation 1: d_Bankinterestratesloansto_aa
 Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.00146220	0.0216019	0.06769	0.9469
d_Bankinterest~_1	0.0336443	0.119581	0.2814	0.7823
d_Bankinterest~_2	-0.326868	0.335506	-0.9743	0.3454
d_GDPpercapita~_1	2.27616	0.954274	2.385	0.0307 **
d_Longtermgove~_1	0.0487423	0.0812952	0.5996	0.5577
d_TEDspread_1	-0.188579	0.120392	-1.566	0.1381
d_APP_3	-0.462344	0.859756	-0.5378	0.5986
d_Euribor_1	0.454822	0.314505	1.446	0.1687
d_Reserves_3	-1.78058	1.30605	-1.363	0.1929
Mean dependent var	-0.011528	S.D. dependent var	0.082063	
Sum squared resid	0.060436	S.E. of regression	0.063475	
R-squared	0.609810	Adjusted R-squared	0.401709	
F(8, 15)	9.986366	P-value(F)	0.000088	
rho	0.096476	Durbin-Watson	1.730909	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Bankinterestra~ F(2, 15) = 0.47997 [0.6280]
 All vars, lag 2 F(1, 15) = 0.94917 [0.3454]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 1
 Alternative hypothesis: the longest lag is 2
 Likelihood ratio test: Chi-square(1) = 2.17374 [0.1404]

Comparison of information criteria:
 Lag order 2: AIC = -2.39635, BIC = -1.95458, HQC = -2.27915
 Lag order 1: AIC = -2.38911, BIC = -1.99642, HQC = -2.28493

22. ábra: VAR modell: Németország

VAR system, lag order 2
 OLS estimates, observations 2016:2–2021:3 (T = 22)
 Log-likelihood = 12.733956
 Determinant of covariance matrix = 0.018398072
 AIC = -0.3395
 BIC = 0.1069
 HQC = -0.2343
 Portmanteau test: LB(5) = 2.28884, df = 3 [0.5147]

Equation 1: d_Bankinterestratesloansto
 Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.00963619	0.0439282	-0.2194	0.8298
d_Bankinterest~_1	-1.26995	0.470968	-2.696	0.0183 **
d_Bankinterest~_2	-0.0697511	0.363254	-0.1920	0.8507
d_GDPpercapita~_5	3.78749	1.61104	2.351	0.0352 **
d_Longtermgove~_2	0.105882	0.231427	0.4575	0.6549
d_TEDspread_3	0.0340604	0.341189	0.09983	0.9220
d_APP_2	-1.25674	2.10851	-0.5960	0.5614
d_Reserves_1	-6.18438	2.60546	-2.374	0.0337 **
d_Euribor_1	1.86211	1.15505	1.612	0.1309
Mean dependent var	-0.044091	S.D. dependent var	0.231864	
Sum squared resid	0.404758	S.E. of regression	0.176452	
R-squared	0.641483	Adjusted R-squared	0.420857	
F(8, 13)	3.384277	P-value(F)	0.025099	
rho	0.138749	Durbin-Watson	1.693061	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Bankinterestra~ F(2, 13) = 3.7270 [0.0525]
 All vars, lag 2 F(1, 13) = 0.036871 [0.8507]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 1
 Alternative hypothesis: the longest lag is 2
 Likelihood ratio test: Chi-square(1) = 0.0979497 [0.7543]

Comparison of information criteria:
 Lag order 2: AIC = -0.339451, BIC = 0.106885, HQC = -0.234307
 Lag order 1: AIC = -0.425907, BIC = -0.0291646, HQC = -0.332447

VAR system, lag order 2
 OLS estimates, observations 2015:4–2021:3 (T = 24)
 Log-likelihood = 35.015794
 Determinant of covariance matrix = 0.0031641846
 AIC = -2.1680
 BIC = -1.7262
 HQC = -2.0508
 Portmanteau test: LB(6) = 9.42621, df = 4 [0.0513]

Equation 1: d_Bankinterestratesloansto_aa
 Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000430937	0.0204224	0.02110	0.9834
d_Bankinterest~_1	-0.345549	0.261523	-1.321	0.2062
d_Bankinterest~_2	-0.345895	0.251027	-1.378	0.1884
d_GDPpercapita~_3	1.72297	1.11248	1.549	0.1423
d_Longtermgove~_2	0.160378	0.0598811	2.678	0.0172 **
d_TEDspread_2	-0.342352	0.193103	-1.773	0.0965 *
d_APP_1	-0.470242	1.02800	-0.4574	0.6539
d_Reserves_1	-0.816397	0.562207	-1.452	0.1671
d_Euribor_3	0.271827	0.399422	0.6805	0.5065
Mean dependent var	-0.007083	S.D. dependent var	0.081123	
Sum squared resid	0.075940	S.E. of regression	0.071153	
R-squared	0.498288	Adjusted R-squared	0.230708	
F(8, 15)	1.840195	P-value(F)	0.146932	
rho	0.239502	Durbin-Watson	1.512157	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Bankinterestra~ F(2, 15) = 1.7799 [0.2025]
 All vars, lag 2 F(1, 15) = 1.8987 [0.1884]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 1
 Alternative hypothesis: the longest lag is 2
 Likelihood ratio test: Chi-square(1) = 3.10564 [0.0780]

Comparison of information criteria:
 Lag order 2: AIC = -2.16798, BIC = -1.72621, HQC = -2.05078
 Lag order 1: AIC = -2.12191, BIC = -1.72923, HQC = -2.01774

23. ábra: VAR modell: Franciaország

VAR system, lag order 2
 OLS estimates, observations 2015:4–2021:3 (T = 24)
 Log-likelihood = 12.399286
 Determinant of covariance matrix = 0.020834378
 AIC = -0.2833
 BIC = 0.1585
 HQC = -0.1661
 Portmanteau test: LB(6) = 1.76873, df = 4 [0.7782]

Equation 1: d_Bankinterestratesloansto
 Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.00342328	0.0478035	0.07161	0.9439
d_Bankinterest~_1	-0.551537	0.287334	-1.919	0.0741 *
d_Bankinterest~_2	0.349459	0.216909	1.611	0.1280
d_GDPpercapita~_3	7.87493	6.47583	1.216	0.2428
d_Longtermgove~_3	0.00112259	0.0909291	0.01235	0.9903
d_TEDspread_2	0.171736	0.457198	0.3756	0.7125
d_APP_1	-2.58926	1.78128	-1.454	0.1667
d_Euribor_2	1.31129	0.987739	1.328	0.2042
d_Reserves_1	-0.0662511	0.973122	-0.06808	0.9466
Mean dependent var	-0.025556	S.D. dependent var	0.259263	
Sum squared resid	0.500025	S.E. of regression	0.182579	
R-squared	0.676567	Adjusted R-squared	0.504069	
F(8, 15)	4.443295	P-value(F)	0.006309	
rho	0.139938	Durbin-Watson	1.637630	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Bankinterestra~ F(2, 15) = 8.7090 [0.0031]
 All vars, lag 2 F(1, 15) = 2.5956 [0.1280]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 1
 Alternative hypothesis: the longest lag is 2
 Likelihood ratio test: Chi-square(1) = 2.62438 [0.1052]

Comparison of information criteria:
 Lag order 2: AIC = -0.283274, BIC = 0.158496, HQC = -0.166072
 Lag order 1: AIC = -0.257258, BIC = 0.135427, HQC = -0.153078

VAR system, lag order 2
 OLS estimates, observations 2015:3–2021:3 (T = 25)
 Log-likelihood = 32.440291
 Determinant of covariance matrix = 0.0043695277
 AIC = -1.8752
 BIC = -1.4364
 HQC = -1.7535
 Portmanteau test: LB(6) = 2.05408, df = 4 [0.7258]

Equation 1: d_Bankinterestratesloansto_aa
 Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.00267371	0.0281595	0.09495	0.9255
d_Bankinterest~_1	-0.0681933	0.243604	-0.2799	0.7831
d_Bankinterest~_2	-0.0472185	0.126145	-0.3743	0.7131
d_GDPpercapita~_2	1.21766	2.73328	0.4455	0.6619
d_Longtermgove~_1	0.0858407	0.0352337	2.436	0.0269 **
d_TEDspread_1	0.137697	0.234304	0.5877	0.5649
d_APP_2	-0.416089	0.449507	-0.9257	0.3684
d_Euribor_2	1.68122	0.317281	5.299	7.20e-05 ***
d_Reserves	-0.146902	0.491251	-0.2990	0.7688
Mean dependent var	-0.041333	S.D. dependent var	0.103271	
Sum squared resid	0.109238	S.E. of regression	0.082628	
R-squared	0.573214	Adjusted R-squared	0.359821	
F(8, 16)	13.58987	P-value(F)	8.42e-06	
rho	-0.022601	Durbin-Watson	1.674245	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Bankinterestra~ F(2, 16) = 0.092623 [0.9120]
 All vars, lag 2 F(1, 16) = 0.14011 [0.7131]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 1
 Alternative hypothesis: the longest lag is 2
 Likelihood ratio test: Chi-square(1) = 0.100628 [0.7511]

Comparison of information criteria:
 Lag order 2: AIC = -1.87522, BIC = -1.43643, HQC = -1.75352
 Lag order 1: AIC = -1.95120, BIC = -1.56116, HQC = -1.84302

24. ábra: VAR modell: Olaszország

VAR system, lag order 2
 OLS estimates, observations 2016:1–2021:3 (T = 23)
 Log-likelihood = 7.0241884
 Determinant of covariance matrix = 0.031787694
 AIC = 0.1718
 BIC = 0.6161
 HQC = 0.2836
 Portmanteau test: LB(5) = 4.12162, df = 3 [0.2486]

Equation 1: d_Bankinterestratesloansto
 Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0100415	0.0566041	-0.1774	0.8617
d_Bankinterest~_1	0.00775161	0.206986	0.03745	0.9707
d_Bankinterest~_2	-0.0684606	0.274305	-0.2496	0.8065
d_GDPpercapita~_2	6.92892	4.58424	1.511	0.1529
d_Longtermgove~_3	0.0586947	0.155300	0.3779	0.7111
d_TEDspread_4	0.286170	0.652009	0.4389	0.6674
d_APP_2	-0.235422	0.244175	-0.9642	0.3513
d_Euribor_3	2.21564	1.12808	1.964	0.0697 *
d_Reserves_3	-2.12744	1.07238	-1.984	0.0672 *
Mean dependent var	-0.025072	S.D. dependent var	0.242714	
Sum squared resid	0.731117	S.E. of regression	0.228523	
R-squared	0.435875	Adjusted R-squared	0.113518	
F(8, 14)	1.740311	P-value(F)	0.174162	
rho	0.098007	Durbin-Watson	1.608768	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Bankinterestra~ F(2, 14) = 0.031195 [0.9694]
 All vars, lag 2 F(1, 14) = 0.062289 [0.8065]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 1
 Alternative hypothesis: the longest lag is 2
 Likelihood ratio test: Chi-square(1) = 0.0933266 [0.7600]

Comparison of information criteria:
 Lag order 2: AIC = 0.171810, BIC = 0.616134, HQC = 0.283556
 Lag order 1: AIC = 0.0889109, BIC = 0.483865, HQC = 0.188241

VAR system, lag order 2
 OLS estimates, observations 2015:3–2021:3 (T = 25)
 Log-likelihood = 17.229666
 Determinant of covariance matrix = 0.014753863
 AIC = -0.6584
 BIC = -0.2196
 HQC = -0.5367
 Portmanteau test: LB(6) = 3.00853, df = 4 [0.5564]

Equation 1: d_Bankinterestratesloansto_aa
 Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0385114	0.0652064	-0.5906	0.5630
d_Bankinterest~_1	-0.0649572	0.215431	-0.3015	0.7669
d_Bankinterest~_2	0.0878954	0.177082	0.4964	0.6264
d_GDPpercapita~_1	0.628282	4.47628	0.1403	0.8901
d_Longtermgove~_1	0.0382896	0.129043	0.2967	0.7705
d_TEDspread_2	0.287768	0.454583	0.6330	0.5357
d_APP_1	-0.289272	0.131022	-2.208	0.0422 **
d_Euribor_1	0.914231	0.956171	0.9561	0.3532
d_Reserves_2	-0.153205	0.734247	-0.2087	0.8373
Mean dependent var	-0.061467	S.D. dependent var	0.154321	
Sum squared resid	0.368847	S.E. of regression	0.151832	
R-squared	0.354664	Adjusted R-squared	0.031996	
F(8, 16)	1.580599	P-value(F)	0.207216	
rho	-0.028140	Durbin-Watson	1.864768	

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_Bankinterestra~ F(2, 16) = 0.14631 [0.8650]
 All vars, lag 2 F(1, 16) = 0.24637 [0.6264]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 1
 Alternative hypothesis: the longest lag is 2
 Likelihood ratio test: Chi-square(1) = 0.246256 [0.6197]

Comparison of information criteria:
 Lag order 2: AIC = -0.658373, BIC = -0.219578, HQC = -0.536670
 Lag order 1: AIC = -0.728523, BIC = -0.338483, HQC = -0.620342

25. ábra: VAR modell: Portugália

1. táblázat: Változók leírása

Változók	Leírás	A hitelállomány magyarázatában betöltött szerep
Háztartásoknak nyújtott hitelállomány (Hitelállomány_háztartás)	Fogyasztási hitelek, kivéve a rulírozó hiteleket és folyószámlahiteleket, a kényelmi és a meghosszabbított hitelkártya-tartozást. Teljes kezdeti kamatrögzítés, Új üzleti fedezet. Millió euróban. https://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691395	-
Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány (Hitelállomány_NPI)	Hitelek (a rulírozó hitelek és folyószámlahitelek, kényelmi és nyújtott hitelkártya-tartozások kivételével), Teljes kezdeti kamatlábrögzítés, 1 millió EUR feletti összeg, Új üzleti fedezet. Millió euróban. https://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691395	-
Háztartásoknak nyújtott hitelállomány kamatrátája (Kamatráta_háztartás)	Évesített elfogadott kamatláb (AAR) / Szűken meghatározott effektív kamatláb (NDER), Hitel- és egyéb intézmények (MPI-k (PPA-k és központi bankok kivételével) adatszolgáltató szektor - Fogyasztási hitelek a rulírozó hitelek és folyószámlahitelek, kényelmi és nyújtott hitelkártya-tartozások nélkül, Teljes kezdeti kamatlábrögzítés, Új üzleti fedezet, Háztartások és háztartásokat segítő nonprofit intézmények (S.14 és S.15) szektor, euróban denominálva. Egység: Éves százalék. https://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691393	Ezek a kamatok közvetlenül befolyásolják a háztartások hitelfelvételi költségeit, jelentősen befolyásolva a hitelfelvételi döntéseiket, majd a hitelek volumenét. Bernanke, Blinder 1988. (https://www.nber.org/system/files/working_papers/w2534/w2534.pdf)
Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány kamatrátája (Kamatráta_NPI)	Évesített megállapodás szerinti kamatláb (AAR) / Szűken meghatározott effektív kamatláb (NDER), Hitelintézetek és egyéb intézmények (MPI-k (PPA-k és központi bankok kivételével) adatszolgáltató szektor - Hitelek a rulírozó hitelek és folyószámlahitelek, kényelmi és nyújtott hitelkártya tartozások kivételével, Teljes kezdeti kamatlábrögzítés, 1 millió EUR feletti összeg, Új üzleti fedezet, Nem pénzügyi vállalatok (S.11) szektor, euróban denominálva. Egység: Éves százalék. https://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691393	Ezek a kamatlábak közvetlenül befolyásolják a vállalatok hitelfelvételi költségeit, jelentősen befolyásolva a hitelfelvételi döntéseiket, és ezt követően a hitel volumenét. Bernanke, Blinder 1988. (https://www.nber.org/system/files/working_papers/w2534/w2534.pdf)

GDP arányos államadósság (Államadósság)	Sem szezonálisan, sem naptári kiigazítás nélkül https://data.ecb.europa.eu/search-results?searchTerm=government%20debt%20to%20gdp	Az államadósság szintje befolyásolhatja az államadóssági kockázat megítélését. Ha az államadósság eléri a fenntarthatatlan szintet, az aggályokat vethet fel azzal kapcsolatban, hogy a kormány képes-e teljesíteni a kötelezettségeit. Ez viszont befolyásolhatja a befektetők és a hitelezők bizalmát, és hatással lehet az összes szektornak, köztük a háztartásoknak és a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelek volumenére.
Folyó fizetési mérleg	Millióban, szezonálisan kiigazítva. https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=67094#	A folyó fizetési mérleg többlete (több export, mint import) növelheti a gazdaság teljesítményét, ami magasabb fogyasztáshoz és potenciálisan magasabb hitelkereslethez vezethet, míg a hiány (több import, mint az export) lassíthatja a gazdaság teljesítményét, ami alacsonyabb kiadásokhoz és potenciálisan alacsonyabb hitelkereslethez vezethet.
Reál GDP növekedés	szezonálisan kiigazított éves kamatláb. https://fred.stlouisfed.org	A reál-GDP növekedésének növekedése gyakran a háztartásoknak és a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelállomány növekedéséhez vezet. Az erős gazdasági növekedés növelheti a fogyasztói és üzleti bizalmat, növelve a fogyasztást és a beruházásokat finanszírozó hitelek iránti keresletet, ami viszont növeli a hitelállományt. Bernanke, Gertler 1995. pp.41. (https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.9.4.27)
Inflációs ráta	HICP - Teljes index, Éves változás, Eurostat, Sem szezonálisan, sem munkanapokkal nem kiigazított. Egység: %-os változás. https://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9691209	Az infláció hatással van a reálkamatlábú hitelfelvevőkre. A magasabb infláció erodálja a pénz vásárlóerejét, és befolyásolhatja a hitelfelvételi döntéseket.
Egy főre jutó GDP viszonyítva az eurózána egy főre jutó GDP átlagához (GDP/fő)	Bruttó hazai termék - kiadási megközelítés. HCPCARSA: Fejenként, US \$, folyó áron, folyó vásárlóerő-paritáson, szezonálisan kiigazítva. https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=MEI_BOP6# https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMQ_10_PC/default/table?lang=en	A magasabb egy főre jutó GDP az eurózána átlagához képest növeli a hitelvolumeneket háztartások és nem pénzügyi vállalkozások számára. A gazdasági jólét növekedése fogyasztási és beruházási kölcsönök iránti kereslet növekedését eredményezheti, ami a hitelvolumenek emelkedését vonhatja maga után.

Hosszú lejáratú államkötvény hozamok és az EKB alapkamatának (Main Refinancing rate) különbsége (Alapkamat)	Hosszú lejáratú államkötvények hozamai: 10 éves: Egységek: százalék, szezonálisan nem kiigazítva. https://fred.stlouisfed.org/series/IRLTLT01USM156N EKB fő refinanszírozási műveletek kamatlába: Fix kamatú tenderek az euróövezet számára. Egységek: Szezonálisan nem kiigazított százalék. https://fred.stlouisfed.org/series/ECBMRRFR#0	Jelzi a jegybanki irányadó kamatlábak és a hosszú lejáratú államkötvények közötti kamatkülönbözetet, amely közvetlenül befolyásolhatja a bankok hitelezési döntéseit és hitelállományát. Bernanke, Gertler 1995. pp.41. https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.9.4.27
TED-felár	Százalékos, nem szezonálisan kiigazítva https://fred.stlouisfed.org/series/TEDRATE	A TED-felár növekedése jellemzően magasabb hitelkockázatot jelez a pénzügyi piacokon, ami potenciálisan a háztartásoknak és a nem pénzügyi vállalatoknak nyújtott hitelállomány csökkenéséhez vezethet, mivel a hitelezők óvatosabbá válhatnak és megemelhetik a hitelfelvételi költségeket.
Eszközvásárlási program (APP)	Havi nettó beszerzések könyv szerinti értéken. A következők összege: Fedezett kötvények vásárlási programja, Vállalati szektor vásárlási programja, Állami szektor vásárlási programja. Hónap vége, millió euróban. https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/app/html/index.en.html	A jegybanki eszközvásárlások hatással lehetnek a bankrendszer likviditására, és közvetve befolyásolhatják a hitelezési tevékenységet. Boeckx, Dossche, Peersmanc. 2017. https://www.ijcb.org/journal/ijcb17q0a8.pdf

**2. táblázat: Németországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok
hitelállományának becslésének érzékenységvizsgálata**

	A modell		B modell	
	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány
Konstans	0.00219095	0.00219095	0.00302657*	-0.0337896**
Hitelállomány_háztartás_1	-0.310090	-0.310090	-0. 323912	4.06630*
Hitelállomány_háztartás_2	-0.443708**	-0.443708**	0.451632**	3.23185**
Hitelállomány_háztartás_3	-0.288463***	-0.288463***	-0.322300***	1.24821
Hitelállomány_NPI_1	0.0370518**	0.0370518**	0.0398296**	-0.871364***
Hitelállomány_NPI_2	0.0732254***	0.0732254***	0.0718103***	-0.759233***
Hitelállomány_NPI_3	0.0825283***	0.0825283***	0.0870822***	-0.570081***
Államadósság	-0.000166715**	-0.000166715**	-0.000207060***	0.000978783
Államadósság_1	0.000151471**	0.000151471**	0.000189699***	-0.000804558
Folyó fizetési mérleg	0.0207095*	0.0207095*	-	-
Folyó fizetési mérleg_1	-0.0350186**	-0.0350186**	-0.0230347**	0.264179**
Reál GDP növekedés_1	-4.98362e-05	-4.98362e-05	-6.11367e-05	0.000991323***
Infláció ráta_1	-1.66178e-05	-1.66178e-05	-	-
Alapkamat	-0.000232780**	-0.000232780**	-0. 000252245***	0.00136393
Kamatráta_háztartás	7.65962e-05	7.65962e-05	-	-
Kamatráta_háztartás_1	0.00147221***	0.00147221***	0.00144501***	-0.000371038
Kamatráta_NPI	-0.000897788*	-0.000897788*	-0.000524506	0.00891214*
Kamatráta_NPI_1	-0.00171888***	-0.00171888***	-0.00164668***	0.00586893
GDP/fő	0.0204024***	0.0204024***	0.0197058***	-0.0610333
TED-felár	0.000686961	0.000686961	0.000492075	-0.00672205*
APP	-0.00218961	-0. 00218961	-0.000936091	0.0755962
EC-érték	-0.598560*	-0. 598560*	0.557969	-5.79328*
R-négyzet	0,922	0,922	0,917	0,842
DW-érték	2,06	2,06	1,88	2,31

**3. táblázat: Franciaországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok
hitelállományának becslésének érzékenységvizsgálata**

	A modell		B modell	
	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány
Konstans	0.000805017	-0.000181559	0.000746099	-0.000354898
Hitelállomány_háztartás_1	-0.0839404	-5.20090*	0.0561816	-5.33699**
Hitelállomány_háztartás_2	-0.229246	-0.743806	-0.159434	-1.27256
Hitelállomány_háztartás_3	-0.533381***	0.433262	-0.499675***	0.442295
Hitelállomány_NPI_1	-0.0832277**	-0.353941	-0.0917164***	-0.473783**
Hitelállomány_NPI_2	-0.0706632***	-0.238844	-0.0763880***	-0.282269*
Hitelállomány_NPI_3	-0.0396899**	-0.304477**	-0.0422320***	-0.301649***
Államadósság	-1.23649e-05	0.000905207**	-1.23176-05	0.000849469**
Államadósság_1	6.83918e-06	-0.000938652**	7.50971e-06	-0.000880176**
Folyó fizetési mérleg	-0.0137009	-0.158650**	-0.0129738	-0.146343**
Folyó fizetési mérleg_1	0.0151477	0.136188*	0.0128146	0.113111
Reál GDP növekedés_1	-2.09559e-05	0.000719244***	-1.74384e-05	0.000753859***
Infláció ráta_1	-0.000193299*	0.00106438	-0.000214726**	0.000955823
Alapkamat	0.000298702	-0.0116889***	-	-
Kamatráta_háztartás	3.41025e-05	0.000655934	0.000191723	-0.00996195***
Kamatráta_háztartás_1	-0.000256596	0.00417809*	-	-
Kamatráta_NPI	4.37990e-05	0.00167988	-0.000372878*	0.00338326*
Kamatráta_NPI_1	-0.000926501	0.0487222	-	-
GDP/fő	8.89691e-07	-0.000126514	-	-
TED-felár	-0.000375397	-0.00209412	-	-
APP	0.00574738	0.0653744*	0.00488396	0.0588919*
EC-érték	-1.28148***	7.87764**	-1.44538***	7.15948**
R-négyzet	0,922	0,922	0,95	0,91
DW-érték	2,06	2,06	2,3	2,17

**4. táblázat: Olaszországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok
hitelállományának becslésének érzékenységvizsgálata**

	A modell		B modell	
	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány
Konstans	0.000194095	-2,21344	0.000227264*	-0.000117623
Hitelállomány_háztartás_1	-0,920923***	-7,53862***	-0.921818***	-7.45612***
Hitelállomány_háztartás_2	-0.874663***	-4.36040***	-0.868202***	-4.39613***
Hitelállomány_háztartás_3	-0,686948***	-3,86773***	-0.651536***	-4.13802***
Hitelállomány_NPI_1	-0,0112236	0.390624**	-0.0114734	0.389663**
Hitelállomány_NPI_2	-0,00875334	0.269919*	-0.00876587	0.270217*
Hitelállomány_NPI_3	-0.00232604	0.183746*	-0.00233687	0.180716*
Reál GDP növekedés_1	-0.000183021***	-0.0012054***7	-0.000178744***	-0.00122123***
Kamatráta_háztartás	0.000455356	0.00817736**	0.000551209	0.00796372**
Kamatráta_háztartás_1	-0.000300059	0.00772003*	-0.000203122	0.00817150**
Kamatráta_NPI	-0.000333899	0.000486047	-	-
Kamatráta_NPI_1	0.000319740	-0.00128973	0.000347475	-0.00180036
Államadósság	-0.000124583**	-0,000647374	-0.000122981**	-0.000692234
Államadósság_1	-0.000153886**	-0.000675382	-0.000157587**	-0.000585998
GDP/fő	0.0389240**	0.00538211	0.0406203***	-0.0350962
Folyó fizetési mérleg	0.0263305*	-0.297575**	0.0224907*	-0.307570**
Folyó fizetési mérleg_1	-0.00634581	0.0901219	-	-
Infláció ráta_1	0.000198233	-8.35483e-05	-	-
Alapkamat	-5.83696e-05	-0.00320797**	-1.42036e-05	-0.00334733**
TED-felár	0.000421782	0.00762286*	0.000202631	0.00811252**
APP	0.00148963	0.0858432**	0.00139504	0.0816476**
EC-érték	0.0302930	4.47922***	0.0166165	4.78765***
R-négyzet	0,84	0,88	0,83	0,88
DW-érték	1,99	1,95	1,93	1,93

5. táblázat: Portugáliai háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hitelállományának becslésének érzékenységvizsgálata

	A modell	
	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány
Konstans	0.00232262	-0.0468680
Hitelállomány_háztartás_1	0.0351043	6.00920*
Hitelállomány_háztartás_2	-0.0662316	4.03560
Hitelállomány_háztartás_3	-0.0231197	1.46085
Hitelállomány_NPI_1	0.0546083***	-0.655481***
Hitelállomány_NPI_2	0.0309482	-0.328563
Hitelállomány_NPI_3	0.00656215	-0.145520
GDP/fő	-0.00350132	0.0808670
Reál GDP növekedés_1	-4.64404e-05	0.000508834
Infláció ráta_1	-0.000132059	-0.000378962
Kamatráta_háztartás	0.000401899	-0.00573607
Kamatráta_háztartás_1	0.000639698	-0.00165123
Kamatráta_NPI	0.000477883	0.00533351
Kamatráta_NPI_1	-0.000573692	0.00176039
Államadósság	-0.000110191**	-0.000452037
Államadósság_1	-7.24200e-05	9.81526e-05
Folyó fizetési mérleg	0.00858744	0.165534
Folyó fizetési mérleg_1	0.00910093	0.112626
Alapkamat	-4.95871e-05	-0.000658095
TED-felár	-4.25135e-05	0.00733056
APP	-0.000446473	0.00623513
EC-érték	-1.40046***	-8.40052*
R-négyzet	0,77	0,76
DW-érték	1,92	2,36

**6. táblázat: Németországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok
hitelállományának becslése**

	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány
Konstans	0.004***	-0. 048***
Hitelállomány_háztartás_1	-0,436*	5.679**
Hitelállomány_háztartás_2	-0,508***	4,113**
Hitelállomány_háztartás_3	-0,348***	1.816*
Hitelállomány_NPV_1	0,037**	-0.731***
Hitelállomány_NPV_2	0,063***	-0.522***
Hitelállomány_NPV_3	0,073***	-0. 329**
Államadósság	-0,0002***	0,00063
Államadósság_1	0,0002**	-0. 00035
Folyó fizetési mérleg_1	-0,032***	0.3817***
Alapkamat	-0,003***	0.0012
Kamatráta_háztartás_1	0,001**	0.0072*
Kamatráta_NPI_1	-0,017***	0.0067
GDP/fő	0,016**	-0. 0077
APP	0,0016	0.0413
EC-érték	-0,501	6.804*
R-négyzet	0,902	0,785
DW-érték	1,95	2,21

**7. táblázat: Franciaországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok
hitelállományának becslése**

	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány
Konstans	0.00026	0.00181
Hitelállomány_háztartás_1	-0.689***	-4.227***
Hitelállomány_háztartás_2	-0.686***	-0.700
Hitelállomány_háztartás_3	-0.745***	0.817
Hitelállomány_NPV_1	-0.047	-0. 384*
Hitelállomány_NPV_2	-0.055**	-0.261
Hitelállomány_NPV_3	-0.0287*	0.305***
Államadósság	-2.79575e-05	0.000883***
Államadósság_1	2.45405e-05	-0. 000932***
Folyó fizetési mérleg	-0.0104	-0.152**
Kamatráta_háztartás	5.89378e-05	-0. 00808***
Kamatráta_NPI	-0.00037	0.00305*
APP	0.0102**	0.0603**
Reál GDP növekedés_1	-3.76480e-05*	0.000907***
EC-érték	-0.481*	5.340***
R-négyzet	0,938	0,916
DW-érték	2,07	1,98

**8. táblázat: Olaszországi háztartások és a nem pénzügyi vállalatok
hitelállományának becslése**

	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány
Konstans	-4.35076e-05	-0.00104
Hitelállomány_háztartás_1	-0.848***	-8.730***
Hitelállomány_háztartás_2	-0.704***	-5.686***
Hitelállomány_háztartás_3	-0.571***	-4,245***
Hitelállomány_NPV_1	-0.017	0.388**
Hitelállomány_NPV_2	0.012	0.232
Hitelállomány_NPV_3	0.016	0.145
Reál GDP növekedés	-6.38079e-05**	-0.000827***
Kamatráta_háztartás_0	0.00036	0.00628*
Kamatráta_háztartás_1	-0.00015	0.00742**
Kamatráta_NPI_1	2.54398e-05	-0.00141
Folyó fizetési mérleg	0.037***	0.265**
Alapkamat	1.81495e-05	-0.00325**
TED-felár	0.000404	0.0112***
APP	-0.00258	0.0749**
EC-érték	-0.023	6.443***
R-négyzet	0,785	0,867
DW-érték	1,78	1,92

**9. táblázat: Portugáliai háztartások és a nem pénzügyi vállalatok hitelállományának
becslése**

	Háztartásoknak nyújtott hitelállomány	Nem pénzügyi intézményeknek nyújtott hitelállomány
Konstans	0.0023	-0.089**
Hitelállomány_háztartás_1	0.087	7.065***
Hitelállomány_háztartás_2	0.032	4.558**
Hitelállomány_háztartás_3	-0.017	1.522
Hitelállomány_NPV_1	0.046***	-0.737***
Hitelállomány_NPV_2	0.021	-0.262
Hitelállomány_NPV_3	-0.000648	-0.027
Államadósság	-8.0001***	-0.00057*
APP_1	-0.000492	0.009*
GDP/fő	-0,00389	0.154**
TED-felár	-5.46100e-05	0.0089**
Kamatráta_háztartás_3	-0.00031	0.0035
Kamatráta_NPI_3	2.69038e-05	-0.0051
Alapkamat_4	0.000115	-0.00249**
EC-érték	-1.503***	-8.682***
R-négyzet	0,74	0,803
DW-érték	2,14	2,08