

ÁCS ATTILA

Pénzintézeti mérlegadatok monetáris politikai újraértelmezése

A brókerkereskedő szervezetek reálgazdasági és likviditási jelentősége

A szerző a likviditás szerepét vizsgálja a pénzfunkció-transzformáció megkönnyítésében: a pénz felhalmozási funkciójának transzformálhatóságát a pénz fizetési funkciójára, illetve megfordítva. Ez a transzformáció a bizalom és a pénzügyi innováció függvénye, amely során adósság (bankbetét, kötvény) vagy tulajdonrész (részvény) keletkezik. *Adrian–Shin* [2009] szerint egy piaci alapú pénzügyi rendszerben, amilyen az Egyesült Államoké is, helyénvaló a likviditást a pénz- és tőkepiacon szereplő pénzintézetek összesített mérlegfőösszegeinek függvényében értelmezni. A brókerkereskedő szervezetek (*broker-dealers*) a pénzügyi intézetek közül a transzformációs folyamatban duplán is részt vesznek: forgalomképes értékpapírokat teremtenek és piacokat szerveznek. A piaci, a finanszírozási és a makroökonómiai likviditás közvetlen és azonnali hatással van mérlegtételeik alakulására, mérlegük likviditási barométerként használható. Az állítás tesztelésére vektor-autoregresszív (VAR) modelleből kapott impulzusfüggvények szolgálnak.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E44, E51, C32.

Az olyan innovációktól fűtött pénzügyi rendszer esetében, mint az Egyesült Államoké, nem lehetséges a monetáris aggregátumokat az aktív pénz- és tőkepiaci tevékenységet folytató pénzintézetek aggregált kötelezettségével azonosítani. Egy kizárólag betétgyűjtő kereskedelmi bankokkal jellemezhető gazdaságban a monetáris aggregátumokkal mért pénzintézeti kötelezettségek jó indikátorai lennének a tőkeáttételes pénzintézetek aggregált mérlegfőösszegének, és megfelelően tájékoztatnának a hitelállomány alakulásáról. Egy pénz- és tőkepiacokon alapuló pénzügyi rendszerben azonban a banki és tőkepiaci folyamatok elválaszthatatlanok egymástól, és a finanszírozási feltételek alapvetően a piaci alapú pénzintézetek tőkeáttételének függvénye (*Adrian–Shin* [2009]).

Lámfalussy [1969] hangsúlyozza, hogy a monetáris aggregátumok biztosította mennyiségi mértéken túl alapvetően szükséges a pénzügyi közvetítőket jellemző minőségi változások figyelembevétele is: így az egyre intenzívebb pénzügyi intermediáció által a

gazdaság számára lehetővé tett nagyobb rugalmasságé és likviditásé. Hiszen a gazdasági folyamatok egészét tekintve nem a pénzmennyiség a döntő, hanem a pénzek szervezettsége, működése (*Bagehot* [1873] 5 o., 148–150. o.). Ez az érvelés pedig a likviditás egy másik fogalmi meghatározásához vezet el.

Adrian–Shin [2009] a likviditás mérésének egy alternatív módját ajánlja: a piaci alapú pénzügyi környezetben sokkal helyénvalóbb az aktív pénz- és tőkepiaci szerepet játszó „árnyékbankrendszeri” pénzügyi intézetek aggregált mérlegeinek figyelemmel kísérése, és a likviditást a szóban forgó bankok összesített mérlegfőösszegeinek függvényében értelmezni.¹ A mérlegtípusú megközelítésnek megfelelően a likviditás nem állományi (*stock*), hanem folyó (*flow*) jellegű változó. Éppen a folyó jellegből adódik, hogy a likviditás mögött nem egy újraosztható, hanem egy illékony, sokk esetén felszívódó állomány húzódik meg.

Szintén e fajta likviditásmérés mellett szól *Disyatat* [2010] is, aki szerint a pénzügyi közvetítói szektor állapota, a tőkeáttételek alakulása, az eszközök minősége és a kockázateszlelés alkotja azokat az elsődleges mechanizmusokat, amelyeken keresztül a monetáris politikai sokkok befolyással lehetnek a gazdaságra. *Borio–Zhu* [2007] a likviditás kapcsán a gazdasági szereplők kockázateszlelésének és kockázatarazásának fontosságára hívta fel a figyelmet, amit kockázatvállalási csatornának neveznek. *Bernanke* [2012] véleménye szerint is fontos tényező a megváltozott intézeti háttér, a brókerkereskedő cégek és a pénzpiacok szerepe.

Ebben a tanulmányban először a likviditásnak a pénzfunkció-transzformáció függvényében való értelmezését, majd a brókerkereskedelem likviditásban betöltött központi szerepe mellett érveket mutatjuk be. Ezt követően a brókerkereskedő cégek gazdasági súlyát és szerepét, valamint kockázatkezelését és mérlegfőösszegük alakulását tárgyaljuk. E cégek tőkeáttételével foglalkozó részben a mérlegadatokat alakulását vesszük górcső alá, és bemutatjuk kockázatkezelésük 1990-es évekbeli megváltozását. Empirikus elemzésünkben autoregressziós modelleket használunk a brókerkereskedő cégek összesített mérlegfőösszegei reálgazdasági szerepének vizsgálatára. Az eredmények a pénzügyi mérlegadatokat monetáris politikai újraértelmezése mellett szólnak.

A likviditásról

A likviditásnak számos formája, definíciója és ennek megfelelően számos mérési formája létezik. Egymástól különböző gazdasági jelenségeket illetnek a *likviditás* megnevezéssel (*Longworth* [2007]). Ami mégis közös ezekben a meghatározásokban, az a pénzhez jutás képessége. *Mises* [1912/1953] (331–333 o.) a likviditást úgy definiálja, mint a bankok eszközeinek azon tulajdonságát, amely lehetővé teszi a szóban forgó pénzügyi intézet követeléseinek azonnali és teljes kiegyenlítését. A meghatározás minden

¹ A likviditásnak a pénzügyi mérlegfőösszegek függvényeként való értelmezése talán elsőre szokatlanul tűnik. A klasszikus pénzaggregátumok sem mások azonban, mint a kereskedelmi bankok hitelezési tevékenységének (azaz eszközeinek) banki mérleg forrásoldali ellentételei (*money counterparts*).

gazdasági szereplőre is áll, így a tanulmány likviditásnak az azonnali fizetési képességet tekinti. Likvid egy gazdasági szereplő, ha készpénzzel vagy bankszámlapénzzel rendelkezik kötelezettségei rendezéséhez. A pénzzel pedig azért rendelkezik valaki, mert vagy megtakarított, vagy pénzzé tehető eszköze van, vagy hitelképes.

Ahogy a pénz alapvetően egy társadalmi jelenség (Menger [1892]), ugyanígy elmondható ez a likviditásról is.² A társadalmi kapcsolatok rendszerében meghatározó a bizalmi faktor.³ Ugyanez igaz a likviditásra is. A bizalom (vagy a bizonytalanság) mind a mai napig a likviditás legfontosabb eleme, legfőbb forrása, amire *Bagehot* [1873] (92. o.) mintegy másfél évszázaddal ezelőtt felhívta a figyelmet.

A likviditás jelenségének megértésében segít a pénzfunkció bevonása.⁴ A pénz értékmérő, fizetési és megtakarításieszköz-funkciói egyben logikai sorrendet is alkotnak: az utóbbi kettő megkülönböztetésének fontosságára hívta fel a figyelmet Knut Wicksell (*Wicksell* [1898/1962] 22 o.). A megtakarításieszköz-funkciót nehéz elképzelni a másik kettő nélkül, illetve a fizetésieszköz-funkciót az értékmérő funkció nélkül. Az elszámolási egység-funkció a külső, belső érték/fedezet nélküli pénz (*fiat money*) által az infláció függvényében adott.

A pénzintézetek a felhalmozási, tartalékolási céllal tartott pénzt tudják kölcsönvenni,⁵ amit a hitelkérelmezőknek fizetési céllal adnak tovább, hogy abból aktuális kifizetési kötelezettségeiket, beruházásaikat teljesíthessék. Így pénzfunkció-transzformációt is végrehajtanak: a hitelezők számára garantálniuk kell a pénzben felhalmozott vagyron értékét (a pénz felhalmozási funkciója hozammal együtt), miközben a kölcsönműveletek keretében az adósoknak a pénz fizetési funkcióját adják tovább, hiszen a kölcsönkérők a pénzt nem felhalmozásra kérik, hanem beruházásaik, befektetéseik, fogyasztásaik és kötelezettségeik kifizetésére (lásd bővebben Ács [2013]).

Az előző bekezdés szellemében a likviditás a pénzfunkció-transzformáció képessége, amely során adósság (bankbetét, kötvény) vagy tulajdonrész (részvény) keletkezik.⁶ A pénzfunkció-transzformáció pedig a bizalom és a pénzintézeti innováció függvénye. A pénzintézeti innovációnak a pénzfunkció-transzformáció aktívabbá, biztonságosabbá és gyorsabbá tétele a célja, azaz arra törekszik, hogy a gazdasági, technológiai és a társadalmi változások jelentette kihívások (lehetőségek) közepette kielégítse a gazdasági szektorok megtakarítási és forrásbevonási igényeit, illetve egyre hatékonyabb fizetési szolgáltatásokat kínáljon.

Csökkenő likviditás megnehezíti a pénzfunkció-transzformációt, mert a kölcsönforrást nyújtó szereplők az adósságok vagy tulajdonrészek reprezentálta vagyronok pénzre történő visszatranszformálását (pénzfunkció-retranszformáció) a korábbiak-

² A likviditás társadalmi jelenség, hiszen a gazdasági szereplők egymással való interakcióikban születik meg, ahol a hangsúly a bizalmon, a várakozásokon van; bizalom egymásban, a piacon, a pénzügyi intézetekben, a piaci szereplőkben, a felügyeleti szervekben, az államban, az ötletben, az üzleti teryben, a gazdasági várakozásokban.

³ A bizalom, a társadalom és az állam kapcsolatáról bővebben Kiss [2012].

⁴ Eltekintve a tökéletes versenytől, amelyet az Arrow–Debreu-modell is leír, ahol a pénznek nincs szerepe (*Kiyotaki–Moore* [2004]).

⁵ Illetve a bankok bizonyos mértékig a fizetési céllal tartott pénzeket is, amennyiben hatékonyabb, készpénzkímélő fizetési megoldásokat képesek kínálni az ügyfeleiknek.

⁶ Eltekintve az egyének és vállalatok termelőtevékenysége eredményezte likviditástól.

hoz képest kevésbé látják biztosítottnak. Például az általános gazdasági kilátásokat illető várakozások romlanak, ami csökkenti az adósságok diszkontált pénzáramának (*cash flow*) fedezetét, a tulajdonrészek, adósságok jövedelemtermelő képességét és értékét, miközben nő a csődveszély. Tehát csökken a bizalom, sérül az adósságokká és tulajdonrészekké konvertált pénzek megtakarítási-eszköz-funkciója azáltal, hogy készpénzzé téve, visszatranszformálva őket, belőlük a korábbinál kisebb összegű kifizetések valósíthatók meg. Csökken a pénzre váltás képessége, azaz egyre nehezebb az azonnali fizetések teljesítése és új tartozások vállalása.

Ezek a megállapítások teljes összhangban vannak *Kiyotaki–Moore* [2005] tanulmányával. A szerzőpáros a pénzügyi rendszer fejlettségének három különböző szintjét különbözteti meg, amelyeket két tényező alakít: a bizalom és az illikvid papírok likvid papirokká való alakításának lehetősége, melyet nagyjából az értékpapírosításnak felelt meg. *Warsh* [2007] pedig a likviditást egyenesen a bizalommal teszi egyenlővé.

Miért a brókerkereskedelem?

A brókerkereskedő szervezetek (*broker-dealer*)⁷ a pénz- és tőkepiacok gyors reagálási szereplői, a pénzügyi innováció legfőbb hajtóerői. A pénzügyi intézetek közül a pénzfunkció-transzformációban duplán is részt vesznek: az értékpapírosítás során hiteleznek, és forgalomképes adósságokat igyekeznek teremteni. Továbbá reakcióikban az összes likviditási fajta (piaci, finanszírozási, makroökonómiai, monetáris, globális) hatása közvetlenül és azonnal megjelenik, mérlegük likviditási barométerként használható.

A brókerkereskedő szervezetek a piaci likviditás szolgáltatói: a részvénykibocsátások és a tőkepiacok szervezői, valamint piacszervezői feladatokat látnak el a befektetési, fedezeti és kockázatkezelési termékek esetében, miközben a piaci likviditás maga is visszahat mérlegeik alakulására. A brókerkereskedő cégek mérlegeinek alakulásában megjelenik a finanszírozási likviditás (*funding liquidity*) hatása is, hiszen mérlegük eszközoldali tételeit jelentős részben visszavásárlási megállapodások (repóműveletek) és pénzügyi kereskedelmi papírok (*financial commercial papers*) révén finanszírozzák. Általuk a makroökonómiai vagy monetáris likviditási feltételek is azonnal befolyásolják a brókerkereskedő cégek mérlegének alakulását, mert a repóhozamok a mindenkori jegybanki kamatlábbal mutatnak szoros együttmozgást.

A brókerkereskedő szervezetek a pénz- és a tőkepiaci innováció legfontosabb tényezői: részt vesznek új pénzügyi és kockázatkezelési termékek kialakításában, kulcsszereplői az értékpapírosításnak, és a visszavásárlási megállapodás révén – a *Kiyotaki–Moore* [2004] által elképzelt – olyan modern pénz biztosítói, amely magánkibocsátású, rendkívül likvid és kamatot is rejt magában.

⁷ Az 1934-es amerikai Securities Exchange Act értelmében a *broker* az a szervezet, amely harmadik fél nevében hajt végre értékpapír-tranzakciót, míg a *dealer* a saját nevében, saját számlára üzletel – a *broker-dealer* pedig mindkettőt teszi.

E cégek mérlegének alakulásában jelentős szerepük van az eszközáraknak, a kockázátészlelésnek és kockázatkezelésének, illetve a tőkeáttételek alakulásának (e tényezőket tartja fontosnak *Disyatat* [2010] és *Borio–Zhu* [2007]). Aktívan kezelt befektetési és kereskedelmi portfóliójuk következtében a mérlegeikben megjelenik a bizalmi faktor a piaci, a gazdasági és a politikai várakozásokon keresztül, illetve a különböző jövedelmezőségi indikátorok és a kockázatvállalás hatása is.

A brókerkereskedő szervezetek és az árnyékbankrendszer

A brókerkereskedő szervezetek az úgynevezett árnyékbankrendszer (*shadow banking system*) részei (a szakirodalom a piaci alapú jelzőt is használja). Az árnyékbankrendszer olyan specializált pénzügyi intézetek hálózata, amelyek lejárat, likviditási és hiteltranszformációt hajtanak végre (a kereskedelmi bankokhoz hasonlóan) anélkül, hogy közvetlen hozzáférésük lenne a kereskedelmi bankokat megillető állami garanciákhoz (*public backstops*), mint például a jegybank biztosította likviditási forrásokhoz vagy a betétvédelemhez. Az állami garanciák hiányát harmadik féltől vásárolt likviditási és hitelgaranciák révén igyekeznek orvosolni.⁸ Az árnyékbankrendszer tagjai az elmúlt évtizedekben relatíve olcsó hiteleket voltak képesek biztosítani azért, hogy kétes minőségű, kockázatos, hosszú futamidejű eszközöket látszólag kockázatmentes, rövid futamidejű, pénzszerű kötelezettségekbe konvertálták át. Az árnyékbankrendszerhez tartoznak a kormányzati háttérű ügynökségek (*Government Sponsored Enterprises, GSE*), a kormányzati háttérű jelzálogalapok (*GSE mortgage pools*), pénzügyi vállalkozások (*finance companies*), az eszközalapú értékpapír-kibocsátók (*Asset Backed Security, ABS*), a finanszírozási cégek (*funding companies*) és a brókerkereskedő cégek (*Pozsar és szerzőtársai* [2010]).

Az árnyékbankrendszer az értékpapírosításra és a nagybani (*wholesale* – visszavásárlási megállapodások és pénzügyi kereskedelmi papírok) finanszírozási formára épül. Az árnyékbankrendszer által végzett értékpapírosítás a nem banki pénzügyi közvetítők hétépéses láncolatán alapszik, amelyet a tradicionális banki hitelközvetítés vertikális feldarabolásaként lehet elképzelni: 1. hitelek keletkeztetése, 2. hitelek összegyűjtése, 3. hitelek átstrukturálása *eszközalapú értékpapírokba* (*asset-backed securities, ABS*), 4. a keletkeztetett eszközalapú értékpapírok összegyűjtése (*warehousing*), 5. az

⁸ Ilyen likviditási és hiteljavító lépések voltak a biztosítótársaságoktól vásárolt hitelmulasztási csereügyletek (*credit default swaps, CDS*), a biztosítótársaságoktól és nyugdíjalapoktól történő értékpapír-kölcsönzés, a brókerkereskedő cégek nyújtotta likviditási garanciák (*liquidity puts*): eszközalapú értékpapírok; változó kamatozású kötelezettségek (*variable rate demand obligation, VRDO*), aukciós hozamú értékpapírok (*auction rate securities, ARS*), a kötvénybiztosításra szakosodott (*monoliner*) intézményektől vásárolt pénzügyi garanciák és hitelmulasztási csereügyletek, vagy a hitelfedezeti alapok (*credit hedge fund*) és a specializált pénzügyi vállalkozások (*Limited Purpose Finance Companies*) nyújtotta visszavásárlási megállapodás stb. Szintén a bizalomhiány áthidalását szolgálta a nagy hitelminősítő ügynökségek garantálta kiváló minősítés vagy a betétgyűjtő intézetek árnyékpénzügyi intézetek számára nyújtott készletli hitele. Ezeknek a likviditási és hiteljavító megoldásoknak a szerepét a Fed 2008. évi válságra adott intézkedéssorozata következtében megszületett, likviditási és garanciaprogramjai vették át (*Pozsar és szerzőtársai* [2012]).

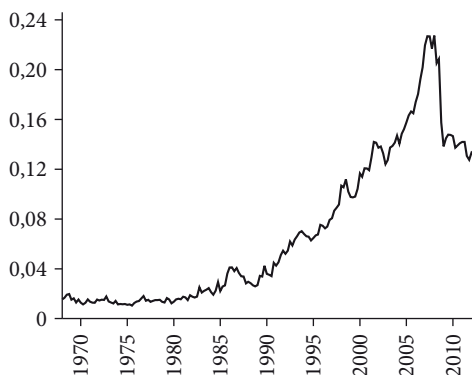
összegyűjtött eszközalapú értékpapírok átstrukturálása fedezett adóssághkötelezvénybe (*collateralised debt obligation, CDO*), 6. eszközalapú értékpapírok közvetítése, 7. az előző hat lépés finanszírozása. Ebből a hét lépésből a 3., 4. és az 5. a brókerkereskedő szervezeteken keresztül történik (uo.).

A brókerkereskedők szervezeteknek az Egyesült Államok gazdasági életében és pénzrendszerében betöltött növekvő gazdasági súlyát összesített mérlegfőösszegük *a)* nominális GDP-hez, illetve *b)* kereskedelmi bankok összesített mérlegfőösszegéhez viszonyított arányával szemléltetjük az 1. ábrán. 2007–2008-ig rendkívül dinamikus növekedési időszak látható, amely során az összesített mérlegfőösszeg a nominális GDP és a kereskedelmi banki összesített mérlegfőösszeg 23, illetve 32 százalékát tette ki. Ezek a részarányok a válság következtében kétharmadára, illetve felére estek.

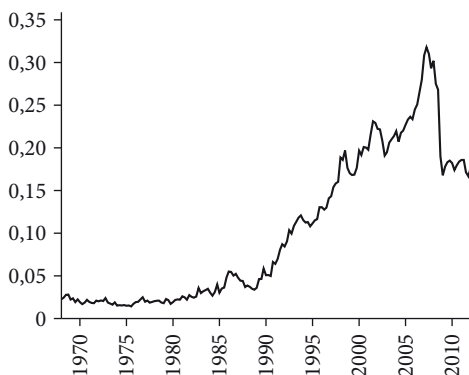
1. ábra

A brókerkereskedő szervezetek összesített mérlegfőösszegének alakulása

a) A nominális GDP-hez viszonyítva



b) A kereskedelmi bankok összesített mérlegfőösszegéhez viszonyítva



Forrás: Federal Reserve, Bureau of Economic Analysis.

A likviditásnak a brókerkereskedő szervezetek összesített mérlegfőösszegeként való értelmezése gyakorlati jelentőséget nyert az Egyesült Államok jegybanki szerepét betöltő Federal Reserve rendkívüli intézkedéssorozatával. A 2008. évi válságra adott mennyiségi lazítások egyik célzott piaci szereplői éppen e szervezetek voltak, mivel mérlegeik a válság következtében jelentős, 25–30 százalékos zsugorodást szenvedtek el. Több intézkedés is közvetve érintette e szervezeteket, de a *Primary Dealer Credit Facility* (PDCF) konkrétan őket, pontosabban az elsődleges állampapír-kereskedőket célozta.

A brókerkereskedő szervezetek finanszírozása

Az árnyékbankrendszeri pénzügyi intézetek a tevékenységükhöz szükséges pénzügyi forrásokat alapvetően a pénz- és tőkepiacokról kölcsönzik, betéteket nem gyűjtenek. A brókerkereskedő szervezetek visszavásárlási megállapodások (*repurchase agreement*, röviden: repó) biztosította rövid határidős kölcsönökből fedezik tevékenység-

gük forrásait. A repó intézeti befektetőknek és nem pénzügyi vállalatoknak szánt magánpénz, amely lehetővé teszi számukra készpénzállományuk biztonságos, kamatozó és azonnali hozzáférést biztosító elhelyezését. A repó során a betétes (például: pénzügyi alap) pénzt helyez el egy pénzügyi intézetnél (brókerkereskedőnél), és cserébe fedezetként piaci áron értékelt értékpapírt kap. A tranzakció úgy zajlik, hogy a kölcsönt felvevő elad egy értékpapírt az aktuális piaci ár alatt, azon feltétel mellett, hogy azt a jövőben egy előre megállapított áron visszavásárolja. Így a repó gyakorlatilag fedezet ellenében történő kölcsönfolyósítás. Minthogy a művelet rövid futamidejű, ezért a betét bármikor visszavonható azáltal, hogy a szerződést nem hosszabbítják meg (*Gorton–Metrick* [2009]).

A brókerkereskedő cégek a repó formájában előteremtett források egy részét továbbkölcsönzik más intézetek (például fedezeti alapok) számára, szintén repó formájában,⁹ másik részét pedig hosszabb lejáratú, kevésbé likvid eszközökbe fektetik. A repópiac pedig egy hatalmas finanszírozási piac, ahol a finanszírozás költségét alapvetően a rövid határidős kamatok befolyásolják, amelyeket a transzmissziós mechanizmuson keresztül a jegybanki kamatlábak határoznak meg (*Adrian–Shin* [2009]).

A repóforrásokat biztosító intézetek közül a jelentős készpénzállományt tartó pénzügyi alapok (*money market mutual funds*) különösen érzékenyek a veszteségekre, ami ellen a fedezetértékelési arányszám (*haircut*) alkalmazásával védekeznek arra az esetre, ha az adós esetlegesen nem teljesítené visszavásárlási kötelezettségét. A fedezetértékelési arányszám a repóművelet fedezeteként szolgáló értékpapírok eladási és az aktuális piaci ára közötti különbség. Alkalmazásának gyakorlatilag az a célja, hogy leválasszják a fedezetként szolgáló értékpapírról az információérzékeny részt. Ezáltal a fedezet információimmúnissá válik, ami biztosítja a befektetők bizalmát és a piac likviditását (*Gorton–Metrick* [2009]). A fedezetértékelési arányszám tehát a likviditáshoz szükséges bizalmi faktort fejezi ki. A 2007–2008. évi válság során éppen e fedezetértékelési ráták jelentős mértékű megnövekedésének lehettünk a tanúi, ami egy bizalmi válságot tükröz, s a piacokról elérhető finanszírozási forrás megcsappanásához vezetett.

A brókerkereskedők kockázatkezelése

Míg a forrásokat biztosító intézetek fedezetértékelési arányszám alkalmazásával védekeznek a brókerek esetleges nem teljesítése ellen, addig a brókerkereskedők a csőd bekövetkeztének esélyét a kockázatos érték kezelésén (*Value-at-Risk* vagy röviden VaR) keresztül igyekeznek visszaszorítani.

A pénzügyi intézetek kereskedelmi céllal tartott piaci eszközeire vonatkozó aktuális piaci érték (*mark-to-market*) szerinti könyvelési szabály értelmében a befektetéseket a mindenkori piaci árakon kell nyilvántartani, ami maga után vonja a befektetési banki saját tőke folyamatos változását. A piaci áras saját tőke a jelentős befektetési portfólióval rendelkező intézetek esetében a VaR kockázati mérőszámon

⁹ A brókerkereskedők szemszögéből nézve ez a fordított repó.

keresztül meghatározza a maximálisan vállalható befektetési portfólió nagyságát (*Adrian–Shin* [2008]).¹⁰

A VaR a potenciális veszteségszint meghatározásán keresztül a tőkekövetelményt határozza meg. 1996-ban lett a bázeli szabályozás része, és a bankok értékpapír-kereskedésből fakadó piaci kockázatára fogalmaz meg tőkekövetelményt (*Király* [2002]). A VaR-ra épülő kockázatkezelési mód a tőke hatékony felhasználását biztosítja azért, hogy a mindenkori piaci kitettség olyan mértékű folyamatos kiigazítását követeli meg, hogy a saját tőke nagysága éppen egyenlő legyen a kockázattalított értékkel. A VaR számítása folyamán például az adott időszak historikus piaci adataiból egy becslést adnak a tartási periódus (napi, havi, éves) várható árfolyamváltozására, amit egy összegre konvertálnak át. Ennek megfelelően az egynapos 99 százalékos kockázattalított érték (VaR) az a szám, amelynél az egynapos lehetséges veszteség 99 százalékos valószínűséggel nem lesz nagyobb. Minél hektikusabb a piaci árak alakulása, annál jobban nő a veszteség kockázta, annál kisebb portfóliót biztonságos tartani. Ennek következtében a befektetőknek időről időre egy optimalizációs problémával kell szembenéznük: a t -edik időpontbeli tőke várható nyereségét úgy kell maximalizálniuk, hogy közben a kockázat egy meghatározott kereten belül maradjon. Ezt az elfogadható kockázatot fejezi ki a kockázattalított érték mérőszáma (*Adrian–Shin* [2008]).

A PSZÁF 2013. évi ajánlása: „*VaR módszer*: olyan módszer, amely normál piaci körülmények között adott időszakra vonatkozóan lehetővé teszi egy ÁÉKBV [átruházható értékpapírokkal foglalkozó kollektív befektetési vállalkozás] piaci kockázatokból fakadó potenciális veszteségének mérését.” (PSZÁF [2013] 3. o.) „A VaR módszer a maximálisan várható potenciális veszteséget méri egy adott konfidenciaszinten, egy adott időszakra vonatkozóan, normál piaci körülményeket feltételezve.” (14. o.) „A VaR modellnek számításba kell vennie minden olyan kockázati tényezőt, amelyek nem elhanyagolható mértékben befolyásolják a portfólió értékének változását ... a VaR keretein belül használt kvantitatív modelleknek (árazási eszközök, volatilitás- és korreláció-becslés stb.) magas szintű pontosságot kell biztosítaniuk.” (17. o.) A számított kockázattalított érték nagyságát a használt modellen kívül befolyásolja a számítási metódus, a konfidenciaszint, az eszköz tartási periódusa, a historikus adatok hossza.

A kockázatkezelés és a maximálisan vállalható befektetési portfólió között szoros kapcsolat van. Ennek gondolatmenete és teljes algebrai levezetése megtalálható *Shin* [2008] kötetben (23–28. o.), erre támaszkodunk a továbbiakban. A szemléltetéshez vegyünk egy hipotetikus befektetőt, akinek a portfóliója kétféle eszközből került kialakításra: készpénzből (c_t) és kockázatos értékpapírból. Az értékpapír t -edik időpontbeli árát jelölje p_t , a befektető által tartott darabszámát y_t . A kockázatos értékpapír árfolyamát a $t + 1$ -edik időperiódusban jelölje p_{t+1} , amely a t -edik időpontban még ismeretlen. A t -edik és a $t + 1$ -edik időpont közötti hozamot pedig jelölje r_{t+1} . Ekkor a kockázatos értékpapír ára a $t + 1$ -edik időpontban:

¹⁰ A *mark-to-market* szabály a piacok volatilis viselkedését felerősítheti, és a mérlegek alakulását olyan rövid távú piaci fluktuációk alakíthatják, amelyek nem tükrözik hűen a valós piaci értéket – különösen pánik idején. A jelenség könnyen a piacok fertőződéséhez és kényszerlikvidálásokhoz vezethet (*Allen–Carletti* [2008]).

$$p_{t+1} = (1 + r_{t+1})p_t \quad (1)$$

ahol r_{t+1} -ről az egyszerűség kedvéért feltételezzük, hogy független és azonos eloszlású valószínűségi változó, $\mu > 0$ várható értékkel és σ^2 varianciával. Továbbá a befektető t -edik időpontbeli tőkéjét jelölje e_t , amely a befektető nettó vagyona és a portfólió alkotta kétféle eszközbe kerül allokálásra.

Egy tőkeáttételes mérleggel jellemezhető befektető által birtokolt eszközállomány meghaladja a saját tőke nagyságát. Eltekintve a készpénz után fizetendő kamattól és feltételezve, hogy a befektető a kockázatmentes (nulla) kamatláb mellett bármilyen összeget tud kölcsönözni, a tőkeáttétel nagysága a (2) módon adható meg:

$$p_t y_t / e_t \quad (2)$$

és minden mérlegre igaz a következő azonosság:

$$p_t y_t + c_t = e_t \quad (3)$$

A befektető saját tőkéjének értéke, amely a rá következő időperiódus portfólióválasztását is meghatározza, a portfólión realizált hozamot vagy veszteséget tükrözi. A $t + 1$ -edik periódusban az e_{t+1} saját tőke nagysága a p_{t+1} árfolyam függvénye, és felhasználva az (1) és (3) egyenleteket, a következőképpen írható:

$$\begin{aligned} e_{t+1} &= p_{t+1} y_t + c_t = p_{t+1} y_t + e_t - p_t y_t = (p_{t+1} - p_t) y_t + e_t = \\ &= [(1 + r_{t+1}) p_t - p_t] y_t + e_t = r_{t+1} p_t y_t + e_t \end{aligned} \quad (4)$$

Amennyiben $\mu > 0$, azaz a kockázatos befektetés várható hozama pozitív, akkor egy kockázatsemleges befektető részéről célszerű az értékpapírtartás. A vállalható pozíció felső határát pedig a VaR fogja meghatározni.

Ha a VaR-ra vonatkozó konfidenciaszint α , akkor minden időpontban a befektetőnek arra kell törekednie, hogy a rá következő időperiódusban fizetéseképtelenségének valószínűsége legfeljebb $1 - \alpha$ legyen. A befektető pedig akkor megy tönkre, ha a tőkéjére az $e_{t+1} \leq 0$ feltétel teljesül. Ez természetesen akkor következik be, ha a kockázatos befektetések hozama annyira negatív, hogy $r_{t+1} p_t y_t + e_t \leq 0$ vagy

$$r_{t+1} \leq -e_t / p_t y_t \quad (5)$$

Legyen φ egy konstans, amelyre definiálva van a (6) egyenlőség:

$$P(r_{t+1} \leq \mu - \varphi\sigma) = 1 - \alpha \quad (6)$$

ahol $\varphi\sigma$ a μ várható hozam mellett számított, r_{t+1} kockázatos hozamú befektetés VaR értéke, α konfidenciaszint mellett. Ennek megfelelően a befektető a fizetéseképtelenség bekövetkeztének veszélyét mindig $1 - \alpha$ érték alatt képes tartani egyszerűen azáltal, hogy megfelelő nagyságú kockázatos portfóliót tart. A fizetéseképtelenség bekövetkeztének valószínűsége akkor $1 - \alpha$, ha a (6) kifejezés zárójeles részére az egyenlőség teljesül. Ekkor $\mu - r_{t+1} = \varphi\sigma$, és a (4) egyenlet bal oldalán $e_{t+1} = 0$, a jobb oldalán $0 = r_{t+1} p_t y_t + e_t$ átrendezve: $-r_{t+1} = e_t / p_t y_t$. A (6) kifejezés zárójeles részébe történő behelyettesítés és átrendezés után kapjuk, hogy a fizetéseképtelenségének a valószínűsége éppen $1 - \alpha$, ha

$$\mu + e_t/p_t y_t = \varphi\sigma. \quad (7)$$

A (7) egyenlőségből kapjuk a maximálisan tartható portfólió nagyságát a (8) egyenlőségben, ami világosan jelzi a kapcsolatot a saját tőke, a kockázatvállalási limit és a várható hozamok között:

$$p_t y_t = e_t / (\varphi\sigma - \mu). \quad (8)$$

A (8) kifejezésből kapható a maximálisan felvállalható portfólió melletti tőkeáttétel (*leverage*) nagysága is:

$$L = p_t y_t / e_t = 1 / (\varphi\sigma - \mu). \quad (9)$$

A brókerkereskedő cégek tőkeáttételének alakulása

A (9) kifejezés a mérlegen alapuló állományi (*stock*) finanszírozási tőkeáttételt vagy eladósodottságot mutatja,¹¹ ahol a teljes portfólió piaci értékét arányosítjuk a saját tőke piaci értékéhez egy adott pillanatban. Minél nagyobb arányú az adósság, az idegen tőke bevonása adott eszközportfólió finanszírozásra, annál bizonytalanabb a saját tőkén realizált hozam, illetve annál nagyobb a tőkeáttétel. Általánosságban a mutató kiszámítása során nem a könyv szerinti, hanem az aktuális piaci értékből (*mark-to-market*) indulunk ki, amely kereskedett eszközök esetében értelem szerint az utolsó tranzakciós ár (*Berlinger és szerzőtársai* [2012]). A brókerkereskedők esetében a könyv szerinti érték egyben egyenlő a piaci árral, tekintve a rájuk vonatkozó piaci áras könyvelési szabályra (*Adrian–Shin* [2008]).

Amennyiben a piaci kockázatot (σ) és a kockáztatott értéket ($\varphi\sigma$) konstansnak tekintjük, akkor a (9) kifejezés értelmében L szintén egy konstans, tehát a piaci szereplők állandó tőkeáttételi szintre törekednek, ami emelkedő árak esetén csak folyamatos eszközvásárlás mellett biztosítható. Ekkor a befektetési eszközök piacát jobbra emelkedő keresleti görbék jellemzik. A befektetők összessége általában emelkedő árak esetén vásárol, míg csökkenő árak esetén elad (*Adrian–Shin* [2010b]).

A 1. táblázat 1., 2. és 3. mérlege, amely *Adrian–Shin* [2008] írásában található hasonló ábrák alapján készült, egy aktív befektetési politikát folytató brókerkereskedő sematikus mérlegének szerkezeti változását mutatja 10-es tőkeáttétel mellett. Az 1. kiinduló állapotot követően a 2. helyzetben a vállalat egyegységnyi árfolyamnyereségre tesz szert, ami a mérlegazonosságból következően a saját vagyon növekedését és *ceteris paribus* a tőkeáttétel automatikus csökkenését eredményezi. A tőkeáttételi szint tartása újabb eszközvásárlást követel meg, amely új kölcsön felvételét és további eladósodást is magával hoz. Ahogy azt a táblázat 3. mérlege mutatja az egyegységnyi tőke tízegységnyi eszközvásárlást kíván meg a változatlan tőkeáttételi szint

¹¹ A finanszírozási tőkeáttétel mérése alapulhat eredménykimutatáson is, ekkor folyó (*flow*) mutatót kapunk. Továbbá beszélhetünk gazdasági tőkeáttételről (*economic leverage*), amely a saját tőke hozamát (vagy szórását) arányosítja a teljes portfólió hozamához (vagy szórásához).

tartása érdekében. A 2. ábrán látható, ahogy a tőkeáttétel a nyolcvanas években a hetes körüli szintről folyamatosan 20–25-re nőtt. Egy ilyen változás súlyos következményét mutatja a 4. mérleg, ahol a pénzügyi tőkeáttétel megduplázódása a mérleg hasonló arányú változását indukálja. A növekedési időszak végétől a változott folyamat ellentétje játszódik le.

1. táblázat

A mérleg szerkezetének változása aktív befektetéspolitika esetén, Adrian–Shin [2008] alapján

1. mérleg		2. mérleg		3. mérleg		4. mérleg	
		Árfolyamnyereség	Tőkenövekmény				
Eszközök	Saját tőke	Eszközök	Saját tőke	Eszközök	Saját tőke	Eszközök	Saját tőke
	Adósság		Adósság		Adósság		Adósság
				+ Eszköz	+ Adósság	+ Eszköz	+ Adósság
						+ Eszköz	+ Adósság
	10	1	11		11		11
100	90	100	90	110	99	220	209
Tőkeáttétel	10	Tőkeáttétel	9,2	Tőkeáttétel	10	Tőkeáttétel	20

A valóságban azonban a piaci kockázat egy folyamatosan változó érték, és annak függvényében a kockázatosított érték és a tőkeáttétel is. A brókerkereskedők mérlegfőösszegének időbeli és szerkezeti változásáról a Fed tőkeáramlási mátrixa (*Flow of Funds Accounts*) nyújt információt negyedéves bontásban. Az adatsor a klasszikus értelemben vett befektetési banki forgalmazók mellett az értékpapír-kereskedőt és más, tőzsdén nem jegyzett, de befektetési tevékenységet folytató pénzügyet is magában foglalja, így a fedezeti (*hedge fund*) és befektetési alapokat is.

A 2. ábra mutatja a brókerkereskedők tőkeáttételének időbeli alakulását 1968-tól napjainkig. Az ábrán könnyen identifikálható a válság csúcspontja, amikor is a tőkeáttétel a szinte hihetetlen százas érték közelébe került 2008 harmadik negyedévében. A 2008-as események igen komoly likviditási feszültségről árulkodnak, ami külső (állami) beavatkozás híján a pénzügyi rendszer jelentős részének csődjét eredményezte volna.

A 3. ábra az Adrian–Shin [2010a] tanulmányában található pontdiagramok szerkezetét követi. A vízszintes tengelyen a brókerkereskedők tőkeáttételének, a függőleges tengelyen pedig az eszközállományának a negyedéves változását mérjük. Az ábra az eszközállomány és tőkeáttétel alakulása közötti szoros pozitív kapcsolatot mutatja, azaz a tőkeáttétel alakulása prociklikus. Az eszközök változását általában a tőkeáttétel ugyanolyan mértékű változása követi, a pontok az origót átszelő egyenes meredekségű egyenes mentén helyezkednek el.

2. ábra

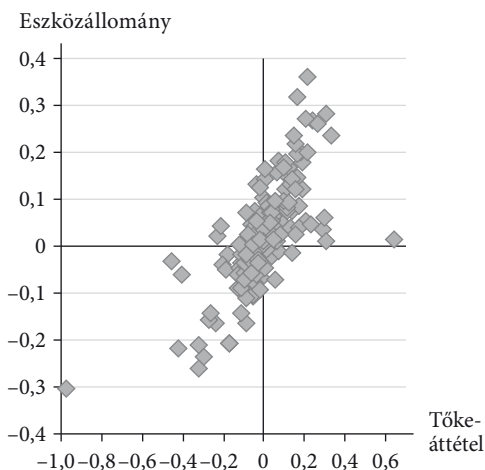
A brókerkereskedők tőkeáttételének alakulása
1968 1. negyedévé és 2012 2. negyedévé között



Forrás: Federal Reserve.

3. ábra

A brókerkereskedők negyedéves tőkeáttétel- és eszközállomány-változásának pontdiagramja 1968 1. negyedévé és 2012 2. negyedévé között



Forrás: Federal Reserve.

Ha azonban alaposabb elemzés alá vetjük a tőkeáttétel és az eszközállomány alakulását, akkor az 4. ábrán látottakhoz jutunk. Az 1968 és 1991 közötti időszakban a tőkeáttétel és az eszközállomány pontosan úgy alakult, ahogy azt *Adrian-Shin* [2010a] leírja, ellenben az 1991 és 2012 közötti időintervallumban az állítást nem lehet megerősíteni.

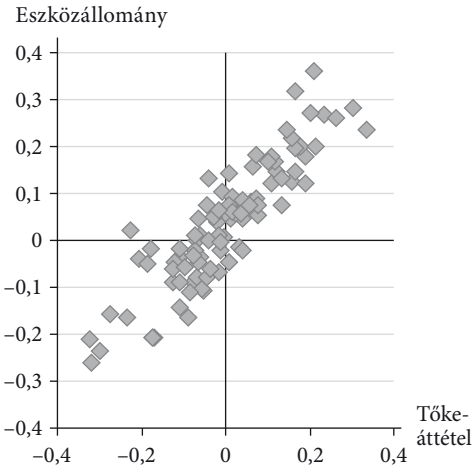
Az 5. ábrán a 4.b) ábra nagyítása látható, vagyis három likviditási sokk okozta négy szélsőséges tőkeáttétellel jellemezhető – a 2. ábrán is jól kivehető – negyedév (1999. 4., 2002. 4., 2008. 3. és 4. negyedév) adata lekerült a képről. A 5. ábra a brókerkereskedők megváltozott magatartásáról, aktívabb tőkeáttétel-kezeléséről árulko-

dik. A ponthalmaz a 0,5-es meredekségű, origót átszelő egyenes körül helyezkedik el, azaz a megfigyelési intervallumban az eszközök egységnyi nagyságú változását a tőkeáttétel kétegységnyi növekedése kísérte.

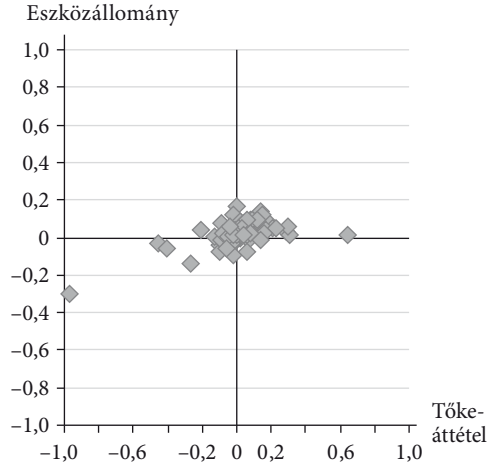
4. ábra

A brókerkereskedők tőkeáttételének és az eszközállomány növekedésének pontdiagramja

a) 1968. 1. negyedév–1991. 4. negyedév

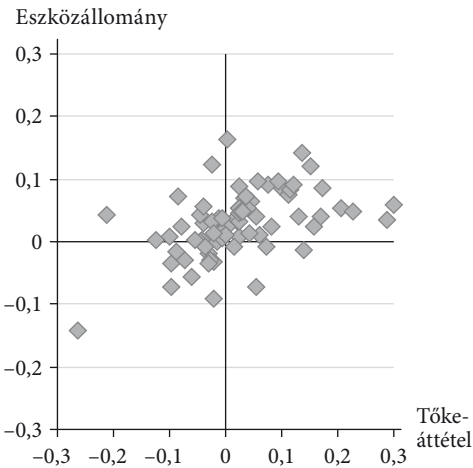


b) 1991. 4. negyedév–2012



5. ábra

A 4.b) ábra nagyítása



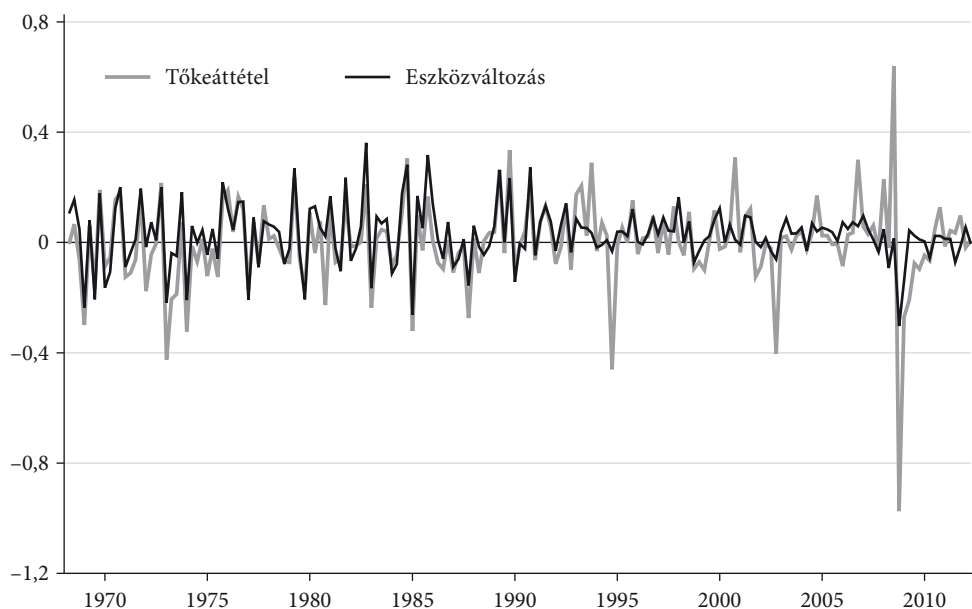
Forrás: Federal Reserve.

Ha a tőkeáttétel- és eszközállomány-változás idősorának az 1991 1. negyedétől és 2012 2. negyedévéig tartó alakulására tekintünk a 6. ábrán, akkor alapvetően két dolog tűnik fel. Az egyik, hogy az 1990-es évek elejétől az eszközváltozás oszcillációja jelentős mértékben csökkent, míg a tőkeáttétel esetében a korábbi időszakot

nem jellemző markáns változások is megfigyelhetők. A grafikonokból levonható következtetéseket megerősíti a varianciák egyezőségének statisztikai próbája is. Az F -próba (94, 80) szabadságfok figyelembevételével, nagy bizonyossággal, 0,0335-ös p -érték mellett elutasítja a próba nullhipotézisét, a varianciák egyezőségét (Siegel–Tukey- és a Bartlett-próba is ugyanilyen eredményre vezet, és a középértékek egyezőségét érintő nullhipotézis t -próbája 0,5576-os p -érték mellett elfogadásra kerül). Ha figyelembe vesszük, hogy a VaR kockázatkezelési mód ekkortól terjedhetett el széles körben, hiszen a J. P. Morgan bankház RiskMetrics nevezetű modellje 1989-ben született meg, és 1992-től került értékesítésre (Haldane [2009]), akkor a feltárt jelenség egy lehetséges magyarázatát kapjuk.

6. ábra

A brókerkereskedők tőkeáttételének alakulása 1991 1. negyedéve és 2012 2. negyedéve között



Forrás: Federal Reserve.

A piaci volatilitás a tőkeáttétel nagyságára a brókerkereskedő cégek finanszírozó partnereinek kockázatkerülésén keresztül – az alkalmazott repóügyletek fedezetértékelési arányszáma (*haircut*) révén – is hatással van. A bizonytalanság ugyanis egyszerre befolyásolja a VaR által engedélyezett maximálisan vállalható befektetési portfóliók nagyságát és a repóügyletek fedezetértékelési arányszámának alakulását. Amikor a fedezetként felajánlott eszközök értékével kapcsolatban nőnek a bizonytalanságok, akkor a fedezetértékelési arányszám növekszik, és a likviditás szűkül. A fedezetértékelési arányszám mértéke – a VaR mellett – limitet jelent a maximálisan vállalható tőkeáttételes pozíció nagyságára. Ha e ráta nagysága 5 százalék, akkor a tőkeáttétel legfeljebb 20 lehet (Adrian–Shin [2009]).

Módszertan

Ahogy *Adrian–Shin* [2009] megjegyzi, az, hogy a likviditást a mérlegfőösszegek függvényében értelmezik, egyben a mérlegadatokat monetáris politikába való visszaemelését is jelenti (*Adrian–Shin* [2009]). A klasszikus közgazdaságtan szerint azonban a nominális változókban bekövetkező állandó változásoknak nincsen a reálváltozókra gyakorolt hosszú távú hatása. A monetáris mennyiségekkel kapcsolatban megfogalmazott hosszú távú semlegességi tétel értelmében a pénzmennyiségben bekövetkező állandó változásoknak nincsenek hosszú távú következményei a reálgazdasági kibocsátást illetően (*King–Watson* [1997], *Lucas* [1972]).¹²

King–Watson [1997] az elsők között alkalmazott vektor-autoregressziós (VAR) modellt a tézis állításának tesztelésére.¹³ Az Egyesült Államok 40 év gazdasági adatait felölelő kétváltozós VAR modell segítségével egyértelműen bizonyította az M2 pénzügyi aggregátumnak a GDP-re gyakorolt hosszú távú semleges hatását. *Bernanke–Mihov* [1998] egy hétváltozós VAR modellt használt a pénz hosszú távú semlegességének empirikus igazolására. *Bernanke–Blinder* [1992] eredményei szerint a jegybanki kamat VAR modellbe való illesztésével a pénzmennyiség elveszíti a kibocsátást illető előrejelzési képességét.¹⁴

Az az állítás, hogy a brókerkereskedők összesített mérlegfőösszegével mért likviditás alakulása a gazdaság növekedésében bekövetkező változásokat felerősíti, alapvetően egy empirikus kérdés. A Fed rendkívüli intézkedéssorozatának és az árnyékbankrendszerrel érintő egyre bővülő szakirodalomnak a fényében különösen meglepő, hogy brókerkereskedelem összesített mérlegfőösszege eddig nem kapott helyet az ökonometriai monetáris politikai elemzésekben.

Az empirikus megközelítés vektor-autoregressziós modelleket használ a bizonyításához. A VAR modellek olyan egyenletrendszerek, amelyekben mindegyik endogén változó a saját és a többi változó késleltetett értékeinek (*Darvas* [2005] 67. o.), illetve egy hibatagnak a függvénye. A modell változóit endogénnek nevezzük, mivel a rendszeren belül, az egymással való kölcsönhatásokon keresztül határozódnak meg. A VAR modellek paraméterei önmagukban nem sok információt hordoznak, és az R^2 értékek sem informálnak. Emiatt impulzus-válaszfüggvények generálása történik, amelyek egy adott modellváltozót ért egységnyi

¹² A téma szorosan kapcsolódik a racionális várakozások elméletéhez. Fontos az előre látott és a váratlan pénzmennyiségi változások közötti különbségtétel, amelyek közül az utóbbi némi hatással tud lenni a kibocsátás szintjére (*Lucas* [1996]).

¹³ Nem összekeverendő a két nagyon hasonló rövidítés a VAR és VaR, ahol az előbbi a vektor-autoregresszió, míg utóbbi a kockázatot érték angol elnevezésének kezdőbetűit takarja.

¹⁴ Nem véletlen, hogy a Fed 2006 márciusában be is szüntette az M3-ra vonatkozó statisztikai adat szolgáltatást, mondván, semmi olyan információt nem tartalmaz, amely más makroadatból nem lenne kinyerhető (*Fed* [2006]). Sok jegybanki szakember és elméleti közgazdász azonban megkérdőjelezi, hogy a monetáris aggregátumok alakulásának teljes figyelmen kívül hagyása helyes gyakorlat lenne. Az, hogy a monetáris aggregátumoknak mind a mai napig sokan jelentőséget tulajdonítanak, a pénzmultiplikátor-modell diktálta mennyiségi szemléletnek köszönhető, annak, hogy számos akadémiai írás és monetáris makroökonómiával foglalkozó tankönyv jelentős tejedelmet szentel neki, illetve hogy az európai pénzügyi unió egyik pillérének számítanak (*Komáromi* [2008], *Friedman* [1996]).

nagyságú sokk hatását mutatják – a többi változó állandósága mellett – az összes modellváltozóra.¹⁵

Egy p -ed rendű VAR(p) modell a következőképpen írható,

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + \Phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \Phi_p \mathbf{y}_{t-p} + \varepsilon_t$$

ahol \mathbf{y}_t a modellváltozókat tartalmazó $(n \times 1)$ -es vektor, \mathbf{c} a konstansokat tartalmazó $(n \times 1)$ -es vektor, Φ_j az autóregressziós koefficienseket magában foglaló $(n \times n)$ -es mátrix, ahol $j = 1, 2, \dots, p$. Továbbá ε egy $(n \times 1)$ -es dimenziójú, Gauss-eloszlású, diszkrét reprezentációjú fehérzaj-folyamatot tartalmazó vektor, ahol $E(\varepsilon_t) = \mathbf{0}$ és $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$, ha $t = \tau$, és egyébként 0, illetve Ω egy $(n \times n)$ -es szimmetrikus pozitív szemidefinit mátrix (bővebben *Hamilton* [1994]).

Amennyiben a kutatói cél a változók közötti kapcsolatok oksági voltának kiderítésére, akkor problémaként jelentkezik a korreláció és az okozat közötti különbségtétel nehézsége, amit identifikációs problémának nevez a szakirodalom (*Stock–Watson* [2001]). Az egyik járható út a VAR-hibatagok Ω varaiancia-kovariancia mátrixának Cholesky-féle dekompozíciója, amelyet *Sims* [1980] javasolt. Az eljárás a hibatagok variancia-kovariancia mátrixának egy alsó és felső háromszögmátrixra történő dekompozícióját eredményezi, főátlóban az ortogonalizált hibatagok standard hibáival, amely automatikusan biztosítja egy n változós, k késleltetésű VAR modellhez szükséges $n(n - 1)/2$ számú paraméterkikötést.

Éppen a Cholesky-dekompozíció eredményezte háromszögmátrixból adódóan a változók sorrendiségének kiemelkedő szerepe van. *Bernanke–Blinder* [1992] egy olyan identifikációs stratégiát javasol, amely a jegybanki döntéshozók rendelkezésére álló információjára, illetve a modell változóinak reakcióidejére épül. Ezzel a megfontolással összhangban a modellváltozók sorrendiségében a monetáris politikát reprezentáló változónak az utolsó helyre kell kerülnie, mivel a gazdasági makrováltozók aktuális alakulása megfigyelhető a döntéshozók számára, különösen negyedéves adatok esetén. Ugyanakkor a jegybanki kamat változása csak késleltetve fejti ki hatását a reálgazdasági változókra (a GDP, a munkanélküliség, a beruházások stb. alakulására), ezért azok előre kerülnek a modellváltozók kovarianciamátrix-dekompozícióval kapott sorrendjében. Hasonló megközelítést használ *Stracca* [2001], *Sousa–Zaghini* [2004], illetve *Rüffer–Stracca* [2006] a monetáris aggregátumok reálgazdaságra gyakorolt hatásának vizsgálata során.

A szakirodalmi gyakorlatnak megfelelően a változók következő sorrendjét alkalmaztuk: reálgazdasági kibocsátás (a Bureau of Economic Analysis adatai), fogyasztói árindex szezonálisan igazított adatsora (a Federal Reserve Bank of St. Louis adatai), M2 pénzügyi aggregátum¹⁶ (Fed-adatok), a Fed irányadó kamata (*Fed Fund Rate*, Fed-adatok). Befektetési eszközök árait vagy pénzügyi változókat is tartalmazó elemzésekben ezek leghátulra kerülnek a dekompozíció során. Ezáltal biztosított a

¹⁵ A Granger-okságot is vizsgálják, és varianciadekompozíciót is használnak.

¹⁶ Bár az M2 a kamatláb után is állhatna a sorban, tekintettel arra, hogy az 1880-as évektől gyakorlattá vált inflációs célkövető jegybanki politika érdemben nem reagál a pénzmenyiségi változókra.

reálgazdasági változók információs tartalmának a beépülése a „gyorsan mozgó” változókba, mint a brókerkereskedő szervezetek mérlegfőösszege (Fed-adatok). A könnyebb szemléltetés kedvéért a Cholesky-féle helyett a $\Omega = ADA'$ dekompozíció mátrixalgebrai felírása:¹⁷

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{GDP} \\ u_t^{INF} \\ u_t^{M2} \\ u_t^R \\ u_t^{BD} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{GDP} \\ \varepsilon_t^{INF} \\ \varepsilon_t^{M2} \\ \varepsilon_t^R \\ \varepsilon_t^{BD} \end{bmatrix}.$$

Felső indexben: GDP = reálgazdasági kibocsátás, INF = fogyasztói árindex szezonálisan igazított adatsora, $M2$ = M2 pénzügyi aggregátum, R = a Fed irányadó kamata, BD = a brókerkereskedő szervezetek mérlegfőösszege.

Az időtáv meghatározása lényeges pontja az elemzésnek. Tekintve, hogy konstans paramétereket határozunk meg, lehetőleg olyan időtávokat kell kijelölni, amelyeken belül biztosított a paraméterek konzisztenciája. Ezért két időintervallumot vizsgálunk, amelyek kiválasztásakor két megfontolást különösen fontos kiemelni. 1. 1970-től a Fed konkrét pénzmennyiség-növekedési ütemet határozott meg monetáris politikai feladatoként, amit 1975-től előre publikált is. Ennek a monetáris politikai célkövetésnek hivatalosan 1987-ben, illetve 1993-ban lett vége. A gyakorlatban az M1 és a GDP közti kapcsolat 1987-től, az M2 és a GDP közötti statisztikai kapcsolat pedig 1994-től szűnt meg (Friedman [1996]). 2. A brókerkereskedő szervezeteknek az 1990-es évektől megváltozott a tőkeáttétel- és eszközállomány-kezelése. Az első elemzési táv 1968-ban kezdődik, mivel a korábbi adatok megbízhatósága kérdéses a brókerkereskedő szervezetek esetében (például negatív tőkeáttételi arány) és 1989-ig tart, a második időtáv pedig 1990-ben kezdődik és 2012 második negyedévéig tart.

Az idősorokat – a kamatláb kivételével – logaritmizálással és differenciálással stacionáriussá alakítottuk. A különböző késleltetések számára vonatkozó próbák mindkét periódus adatait használó VAR modell esetében 1, 2 és 3 késleltetést javasoltak. Mindkét esetben 3 késleltetést alkalmaztunk, mivel így a változók közötti gazdagabb dinamikák megragadása válik lehetővé.¹⁸ Az alkalmazott késleltetések a maradéktagok tekintetében biztosították a specifikációs követelmények támasztotta autókorrelálatlanságot.

¹⁷ A háromszögmátrix elemeinek az ortogonalizált hibatagok szórásával történő szorzása adja a Cholesky-féle dekompozíciót.

¹⁸ A nagyobb késleltetési számnak azért van jelentősége, mert alacsonyabb rendű polinomok esetén az impulzusfüggvények görbülete nem feltételenül jelenítődik meg, a kapott konfidenciaintervallumok alulbecsülnek a mintavételezésből fakadó bizonytalanságot, ami együttesen téves következtetésekhez vezet. Ellenben a túllillesztésből fakadó problémák kevésbé súlyosak (Kilian [2001]).

Eredmények

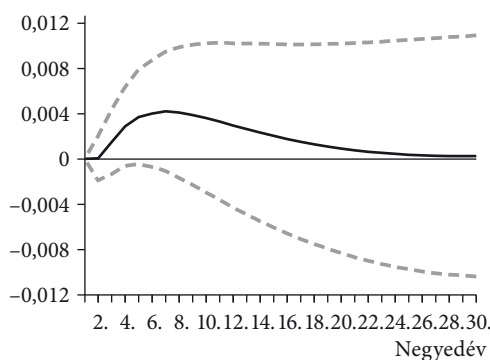
A két modell generálta három-három kumulált ortogonalizált impulzus-válasz-függvényt¹⁹ a szaggatott vonalak jelezte 2 standard hibányi konfidenciaintervallummal a 7. ábra a) és b) része mutatja 30 negyedéves időtávra.²⁰ Mindhárom válaszfüggvény a reálkibocsátás reakcióját mutatja az M2 pénzzaggregátum, a jegybanki kamat és a brókerkereskedő szervezetek VAR hibatagjában bekövetkező 1 standard hiba nagyságú sokkra, a többi hibatag változatlanságának a feltételezése mellett.

7. ábra

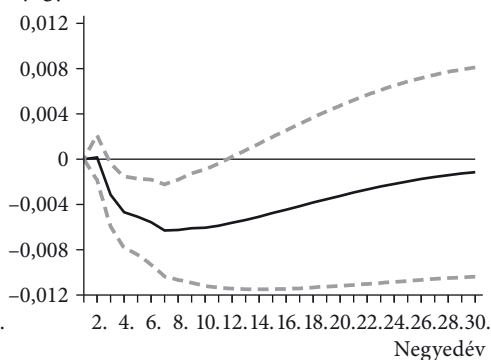
Kumulált impulzus-válasz-függvények (30 negyedéves időtávra, 1 standard hiba nagyságú sokkra és ± 2 standard hiba nagyságú konfidenciaintervallum)

a) 1968. 1. negyedév és 1989. 4. negyedév között

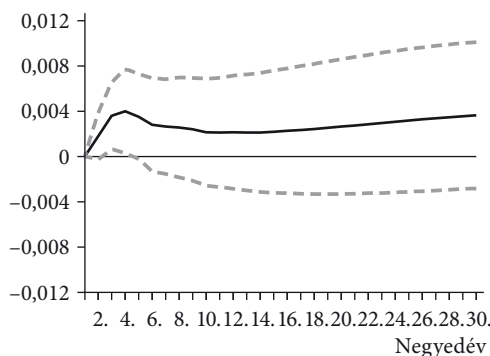
A reálkibocsátás kumulált válasza az M2-re



A reálkibocsátás kumulált válasza a jegybanki kamatra



A reálkibocsátás kumulált válasza a brókerkereskedők mérlegfőösszegére

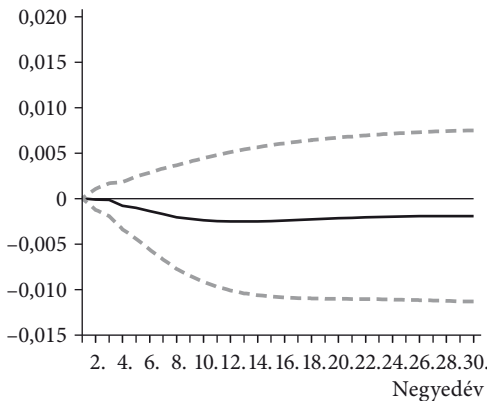


¹⁹ A kumulált ortogonalizált impulzusfüggvény a $\sum_{s=1}^t \Psi_s p_j$ formában írható, és csak stacionárius idősorok esetén használatos.

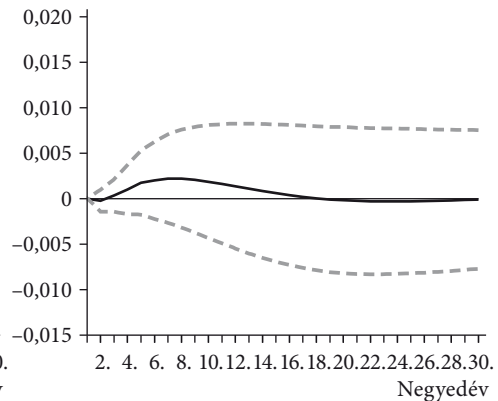
²⁰ A VAR modell paraméterbecsléseit az összes impulzusfüggvénnyel helytakarékoság miatt nem közöljük. Természetesen a Granger-oktsági próbákkal és az előrejelzési hibavariancia dekompozíciójával együtt a szerzőtől megkaphatók.

b) 1990. 1. negyedév és 2012. 2. negyedév között

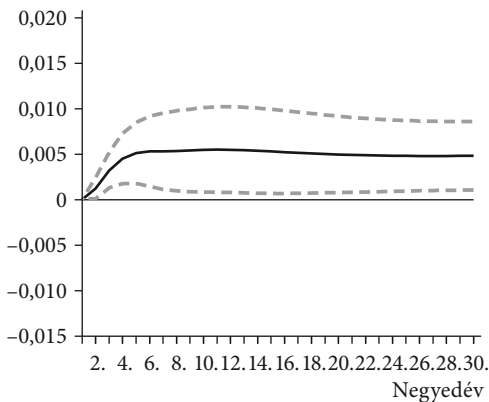
A reálkibocsátás kumulált válasza az M2-re



A reálkibocsátás kumulált válasza a jegybanki kamatra



A reálkibocsátás kumulált válasza a brókerkereskedők mérlegfőösszegére



Megjegyzés: a szaggatott vonalak a konfidenciaintervallumot jelölik.

A 7. ábra két részének összevetéséből látható a két időszak transzmissziós mechanizmusában meglévő különbség, ami elsősorban a reálkibocsátás jegybanki kamatemelésre adott eltérő reakciójában mutatkozik meg. Az M2 pénzaggregátumra adott kibocsátási reakció mindkét esetben igazolja a monetáris mennyiségekkel kapcsolatban megfogalmazott hosszú távú semlegességi tételt. A tanulmány szempontjából a legfontosabb eredmény a jobb oldali válaszfüggvények alapján egyértelműen látható: a reálgazdasági kibocsátás a második periódusban – 1990. 1. negyedév és 2012. 2. negyedév között – a brókerkereskedő szervezetektől érkező egységnyi standard hiba nagyságú pozitív irányú sokkra statisztikailag szignifikáns és tartós reakciója. Kisebb meglepetésre az első periódusban – 1968. 1. negyedév és 1989. 4. negyedév között – is a reálgazdasági kibocsátás brókerkereskedő szervezetekre adott szignifikáns reakcióját találjuk a 3–4. negyedév környékén, azonban a kumulált hatás gyorsan nullához tart. Tehát a brókerkereske-

dők mérlegfőösszege, szemben a kereskedelmi banki mérlegekkel, reálkibocsátási szempontból nem semleges.²¹

A vizsgált két időszak hatásmechanizmusában történt változásokat a varianciadekompozíció eredményei is megerősítik. Ennek megfelelően az első periódusban – 1968. 1. negyedév és 1989. 4. negyedév között – a reálkibocsátást érintő varianciadekompozíció azt mutatja, hogy az M2 és a brókerkereskedők VAR hibatagjában bekövetkező egységnyi standard hiba nagyságú sokk, a reálkibocsátás előrejelzésekor elkövetett hiba varianciájához körülbelül 4, illetve 6 százalékban járult hozzá. Ugyanakkor az 1990 és 2012 közötti periódusban a brókerkereskedőktől érkező sokk már a 4. negyedévtől 15 százalékban járul hozzá a reálkibocsátás előrejelzésekor elkövetett becslési hibához, amely a modellbe vont változók közül a legjelentősebb. Eközben az M2 a reálkibocsátás előrejelzésekor elkövetett becslési hibához ugyanezen az időtávon már 2 százaléknál is kisebb arányban járul hozzá.

A VAR modellekből kapott Granger-oksági próbák megerősítik az impulzus-válasz-függvények és a varianciadekompozíciók által kapott eredményeket. A próba nullhipotézise: a Granger-próba során használt segédegyenlet paraméterei egyenlők nullával. Az első periódusban – 1968. 1. negyedév és 1989. 4. negyedév között – a reálkibocsátást érintő próbában csupán a jegybanki kamat esetében kell elvetni a nullhipotézist, a $\chi^2(p)$ eloszlású próbához tartozó aszimptotikus p -érték 0,0242, azaz a jegybanki kamat Granger-oka a reálkibocsátásnak. A második 1990. 1. negyedév és 2012. 2. negyedév közötti elemzési időtáv adatain végzett Granger-próba szerint a brókerkereskedő szervezetek (p -érték 0,0041) és az infláció (p -érték 0,0034) Granger-okai a reálkibocsátásnak.

Érzékenységi elemzés

Követve a szokásos szakirodalmi gyakorlatot (például *Weber–Gerke–Worms* [2011]), egy másik időtávot is meghatároztunk. Ez az elemzési táv szintén 1990-ben kezdődik, de 2007. 2. negyedévben, a válság előtt ér véget, és szerepe, hogy biztosítsa az elemzés robusztusságát, tekintettel a válság okozta különleges eseményekre. A modell generálta három kumulált ortogonalizált impulzus-válasz-függvényt a 8. ábra

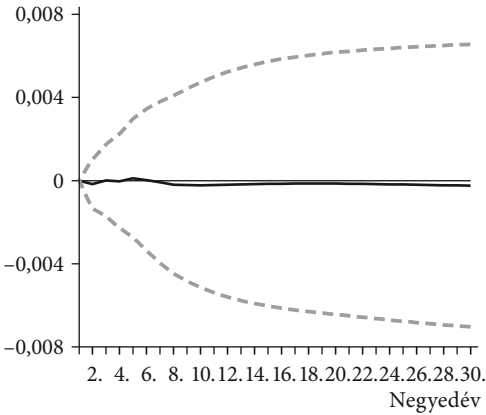
²¹ A teljesség kedvéért megemlítjük, hogy mindkét esetben a reálkibocsátásnak az inflációban bekövetkező egységnyi standard hiba nagyságú pozitív irányú sokkra a reakció statisztikailag szignifikáns és tartósan negatív. Ez az eredmény összhangban van például *Jiménez-Rodríguez–Sánchez* [2004] tanulmánnyal, amelyben az olajimportőr országok olajársokkra adott kibocsátási reakcióját vizsgálták. Továbbá az inflációnak a jegybanki kamatláb növekedésére adott válasza csak kezdetben történik a „jó” (negatív) irányba, utána pozitív. Az inflációnak ez az intuícióval ellentétes válasza a jegybanki kamatemelésre szinte teljesen eltűnik, amint az olajárváltozást beillesztjük a modellbe. Továbbá figyelembe kell venni azt a tényt is, hogy a jegybank nem az inflációra, hanem az inflációs várakozásokra reagál, amikor kamatlábat emel (*Boivin–Kiley–Mishkin* [2010]). Az 1968–1990 közötti periódusra az olajár differenciált idősorával újrabeült VAR modellből kapott válaszfüggvények kimondottan jól viselkednek: az infláció tartósan negatívan reagál a kamatsokkra, és a 30. negyedévre a reakció majdnem szignifikánsná válik. Mivel tanulmányunknak ez nem témája, ezért ezzel a problémával többet nem foglalkozunk.

mutatja. A két, 1990. 1. negyedév és 2012. 2. negyedév közötti [(7.b) ábra], valamint az 1990. 1. negyedév és 2007. 2. negyedév közötti időintervallum tekintetében kapott hasonló irányú, de különböző mértékű hatást mutató eredmények azt sejtetik, hogy a gazdaság legalább két rezsim szerint működhet, a brókerkereskedő szervezetek GDP-re gyakorolt hatása válságidőszakban felerősödik.

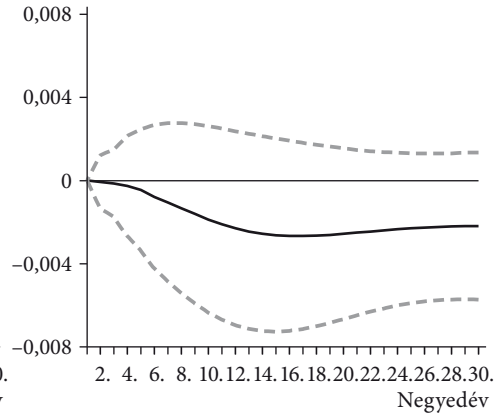
8. ábra

Kumulált impulzus–válasz-függvények 1990. 1. negyedév és 2007. 4. negyedév között (30 negyedéves időtávra, 1 standard hiba nagyságú sokkra és ± 2 standard hiba nagyságú konfidenciaintervallum)

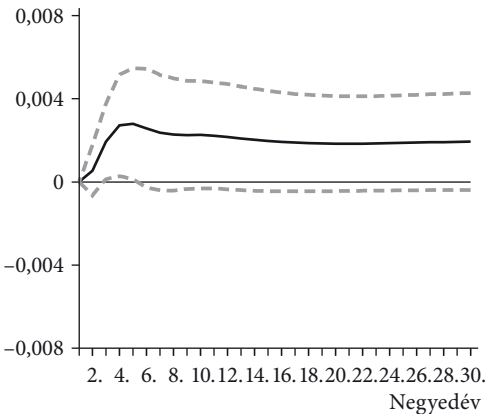
A reálkibocsátás kumulált válasza az M2-re



A reálkibocsátás kumulált válasza a jegybanki kamatra



A reálkibocsátás kumulált válasza a brókerkereskedők mérlegfőösszegére



Megjegyzés: a szaggatott vonalak a konfidenciaintervallumot jelölik.

A Granger-oksági próbák és a varianciadekompozíciók eredményei összhangban vannak ezzel a megállapítással. A varianciadekompozíció értelmében a reálkibocsátás előrejelzésének átlagos négyzetes hibájához a brókerkereskedő szervezetek

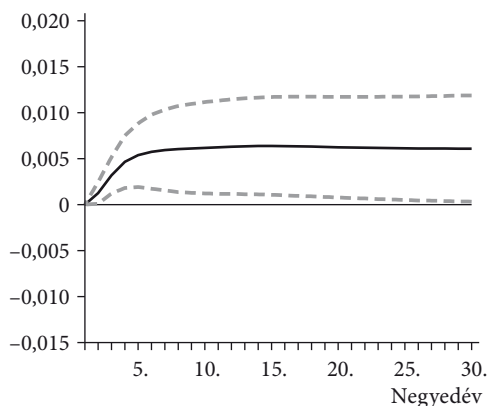
ortogonalizált hibatagja 8 százaléknyi arányban járul hozzá. A Granger-oksági próbák eredményei szerint a brókerkereskedők már nem Granger-okai a reálkibocsátásnak. Az M2 pénzmennyiség felől érkező 1 standard hibányi sokkoknak pedig sem statisztikailag, sem gazdaságilag nincs statisztikailag szignifikáns hatásuk a reálkibocsátásra. Mindeközben a makroökonómiai likviditás ármércéjeként tekinthető jegybanki kamat egyetlen esetben sem produkált nullától statisztikailag szignifikánsan különböző válaszfüggvényt.

Tekintettel arra, hogy *Adrian–Shin* [20010b] az árnyékbankrendszer statisztikailag szignifikáns hatását mutatta ki a reálkibocsátásra, ezért a VAR modellt az árnyékbankrendszer idősorával kiegészítve is megbecsültük. Az árnyékbankrendszer idősora leghátulra került a változók rekurzív sorrendjében. Az M2 pénzaggregátum kikerült a modelltől, mert semmilyen reakciót nem mutatott az árnyékbankrendszer és a brókerkereskedők felől érkező sokkokra, és a modell kisebb paraméterszáma az impulzus–válasz–függvények jóval szűkebb konfidenciaintervallumát eredményezte. A téma szempontjából releváns két impulzus–válasz–függvényt a 9. ábra mutatja, amely ellentétes *Adrian–Shin* [20010b] megállapításával, és a brókerkereskedők meghatározó makroökonómiai szerepét támasztja alá. Sőt az impulzusreakció markánsabbá is vált. Az impulzus–válasz–függvények eredményeit a Granger-oksági próbák és a varianciadekompozíciók is igazolják.

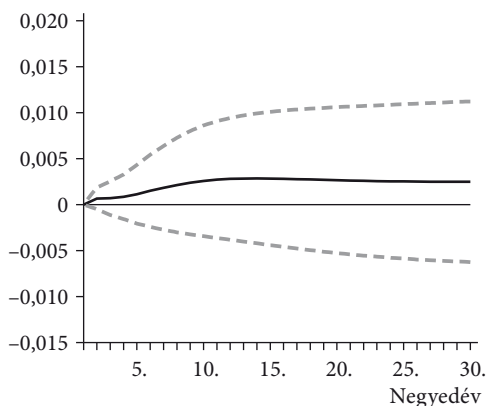
9. ábra

Kumulált impulzus–válasz–függvények 1990. 1. negyedév és 2012. 2. negyedév között (30 negyedéves időtávra, 1 standard hiba nagyságú sokkra és ± 2 standard hiba nagyságú konfidenciaintervallum)

A reálkibocsátás kumulált válasza a brókerkereskedők mérlegfőösszegére



A reálkibocsátás kumulált válasza az árnyékbankrendszerre



Megjegyzés: a szaggatott vonalak a konfidenciaintervallumot jelölik.

Minthogy a brókerkereskedő szervezetek hosszabb lejáratú eszközöket tartanak, így jövedelmezőségüket alapvetően a hitel- és határidős kamatlábkülönbségek, a kamatkülönbségek (*spread*) és az eszközárak alakulása határozzák meg. A mérlegek forrásoldalát tekintve a finanszírozási költségek vannak befolyással, amit alapvetően a

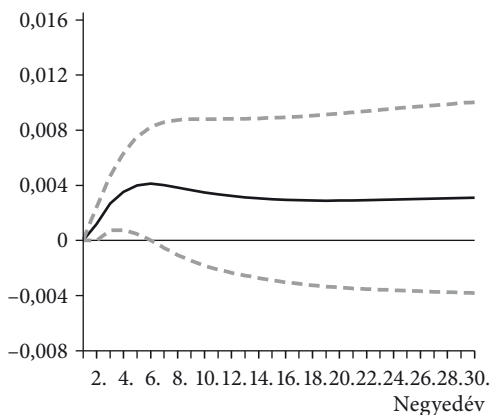
kamatlábak és a kockázat alakít. Az eredmények további ellenőrzése érdekében ezért a brókerkereskedők esetében az *Adrian–Shin* [20010b] által az árnyékbankokra specifikált hétváltozós VAR modellt is megbecsültük. A modell változói és sorrendjük a reálkibocsátás, az infláció, a brókerkereskedők mérlegadata mellett a hitelkamatláb-különbözet (a 10 éves állandó lejáratú államkötvények és a Moody's Baa minősítésű vállalati kötvények hozamának különbsége),²² a logaritmizált VIX index, a határ-időshozam-differencia (a 10 éves állandó lejáratú államkötvények és a 3 hónapos futamidejű kincstárjegyek hozamdifferenciája), a jegybanki kamatláb és egy nyolcadik változó, az S&P–500 tőzsdeindex hozama,²³ amely jegybanki kamatláb elé került.

A modelltől generált 3 impulzus válaszfüggvényt²⁴ az 1990. 1. negyedév és 2012. 2. negyedév közötti időszakra a 10. ábra mutatja, amelyek ismételten alátámasztják a brókerkereskedők meghatározó makroökonómiai szerepét. Ugyanakkor a brókerkereskedőknek a reálkibocsátásra gyakorolt hatása veszített mértékéből, köszönhetően a hitelkamatláb-különbözet hibatajában bekövetkező egységnyi nagyságú sokk reálkibocsátásra és a brókerkereskedőkre gyakorolt statisztikailag szignifikáns hatásának.

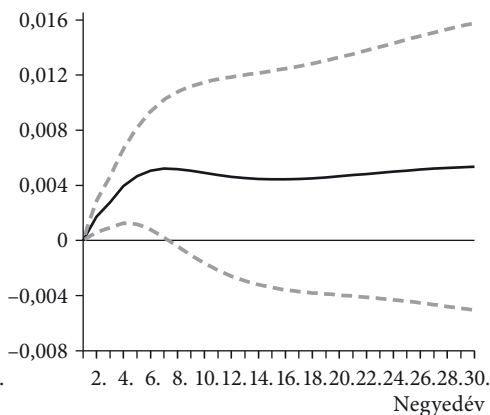
10. ábra

Kumulált impulzus–válasz–függvények 1990. 1. negyedév és 2012. 2. negyedév között (30 negyedéves időtávra, 1 standard hiba nagyságú sokkra és ± 2 standard hiba nagyságú konfidenciaintervallum)

A reálkibocsátás kumulált válasza az M2-re



A reálkibocsátás kumulált válasza a hitelkamatláb-különbözetre



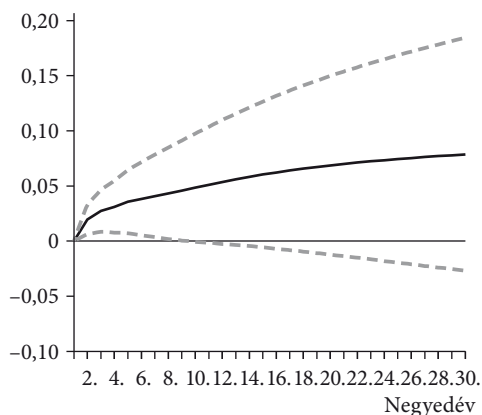
²² A számítási módról lásd <http://www.federalreserve.gov/releases/h15/current/h15.pdf>.

²³ A két tőzsdeindex 30 napos opciójából számított implicit volatilitás indexei, amelyek az elkövetkező 30 napra várt jövőbeli volatilitást mérik (Szado [2009]).

²⁴ A brókerkereskedőknek a hitelkamatsokkra adott válaszfüggvénye szemlélatomást nem tart egy konstanshoz. Ennek oka a VAR karakterisztikus polinomjában lévő 1-hez közeli 0,93 értékű gyök, ugyanis a kamatláb a tesztek alapján egységgyököt tartalmazhat. A differenciált kamatlábbal készült VAR modelltől generált impulzusfüggvények már jól viselkednek, ugyanakkor a szakirodalomban nem szokás a kamatlábat differenciálni. Chiarella [2006] (253. o.) szerint nincs semmilyen gazdasági ok, ami a kamatláb egységgyökös voltát alátámasztaná. Különösen igaz az elemzési időtáv második felére, amikor is a jegybanki kamatláb várható értékét és varianciáját konstansnak lehet tekinteni. Így az álregresszió veszélye nem fenyeget.

A 10. ábra folytatása

A brókerkereskedők mérlegfőösszegének kumulált válasza a hitelkamatláb-különbözetre



Megjegyzés: a szaggatott vonalak a konfidenciaintervallumot jelölik.

A kvantitatív eredmények robusztusságának ellenőrzése érdekében a VAR modellt újraszámoltuk a változók eltérő sorrendisége, különböző adatkezelése mellett is, Hodrick–Prescott-szűrőt alkalmazva. Tekintettel az eszközárak lehetséges szerepére a brókerkereskedők mérlegének alakulásában, a modellt újrafuttattuk az S&P–500 tőzsdeindexszel, a három hónapos futamidejű amerikai kincstárjegyek hozamával, a kötvényhozamokkal, ingatlanárakkal és a VIX indexszel is.²⁵ Az eredmények azonban nem hoztak jelentős változást.

Összegzés

Ez a tanulmány először a brókerkereskedő szervezetek működését tekintette át, valamint az 1990-es évektől megfigyelhető aktívabb tőkeáttétel-kezelésüket. Majd *Adrian–Shin* [2009] felvetését vizsgálta meg, amelynek értelmében egy piaci alapú pénzügyi rendszerben szükséges az aktív pénz- és tőkepiaci szerepet játszó befektetési bankok és brókerkereskedő szervezetek aggregált mérlegeinek a figyelembevétel, és a likviditást a szóban forgó bankok összesített mérlegfőösszegeinek a függvényében kell értelmezni. Rekurzív VAR modellekből kapott impulzus–válasz-függvények ökonometriai igazolását adták e felvetés jogosságának. Az eredmények értelmében a brókerkereskedő szervezetek mérlegfőösszege – eltérően a kereskedelmi bankok és az árnyékbankrendszer

²⁵ Ha azonban a különböző likviditást megtestesítő idősorokat (betétgyűjtő pénzügyintézetek, brókerkereskedők, árnyékbankok, illetve brókerkereskedők és M2 pénzágregátum) aggregáljuk, akkor alig jutunk statisztikailag szignifikáns impulzus–válasz-függvényekhez. Ennek oka, hogy a VAR modellek adta impulzus–válasz-függvények nem elegendők a vizsgált hatások kimutatására, ha a gazdaságban bekövetkezett változások hatásai kölcsönösen kioltják egymást a számításokhoz szükséges adatgeneráló folyamatban. Az ilyen esetben egy lehetséges alternatíva egy strukturális modell szerkesztése (például DSGE modell), amely azonban jelentős korlátozó feltételeket kíván meg (*Cecioni–Neri* [2010]).

összesített mérlegfőösszegeitől – reálkibocsátási szempontból nem semleges az Egyesült Államok esetében. Az eredmények alátámasztják a pénzügyi intézetek mérlegadatainak a monetáris politikai újraértelmezését illető felvetést.

Empirikus vizsgálataink eredményei hozzájárulhatnak a monetáris politika reálgazdaságra gyakorolt hatásainak jobb megértéséhez, és segíthetnek pontosabb ítéletet alkotni a pénzügypolitikáról. A monetáris transzmissziós csatornák közül leginkább a *Bernanke–Gertler–Gilchrist* [1999] pénzügyiakcelerátor-elméletéhez kapcsolható eredményeink tükrében igazolódott, hogy a hitelpiacokon bekövetkező endogén folyamatok a brókerkereskedő szervezetek esetében felerősítik a kezdeti pénzügyi sokkokat, aminek reálgazdasági következményei is vannak.

A brókerkereskedőktől érkező egységnyi nagyságú sokkra adott statisztikailag szignifikáns reálkibocsátási válaszok a *Disyatat* [2010] szerint értelmezett bankhitelezési csatornát is megerősítik. Az elmélet szerint a monetáris politikai sokkok tovaterjedése a pénzügyi közvetítőrendszer általános állapotától függ, így meghatározó szerepe van a tőkeáttételnek, az eszközminőségnek és a kockázateszlelésnek. Az eredmények, a bankhitelezési csatorna részeként, a banktőkecsatornát érintik leginkább, amely csatorna segítségével a csökkenő eszközárak okozta tőkevesztés felszámolása és tőkemegfelelési mutató helyreállítása az adósságleépítéssel (*deleveraging*) valósítható meg. Továbbá az eredmények a *Borio–Zhu* [2007]-féle kockázatvállalási csatorna elméletet is alátámasztják, amennyiben *Adrian–Shin* [2010b] állításának megfelelően, a kockázatvállalási csatorna hatását a brókerkereskedők mérlegadatainak fluktuációin keresztül lehet megragadni.

Az eredmények azt sejtetik, hogy a gazdaság működése legalább két rezsim szerint történik, a gazdasági változók közötti szimultán kapcsolatok időben változók. A brókerkereskedő szervezeteknek a reálgazdaságra gyakorolt hatása gazdasági visszaesések idején jelentősebb, mint a gazdaság növekvő, felívelő szakaszában. Ennek figyelembevételével *Primiceri* [2005] bayesi VAR modelljének a használata lenne indokolt. A megközelítés a modell paramétereinek és a hibatagok kovarianciamátrixának a változását, időben változó impulzus–válasz-függvények generálását, valamint a gazdaság strukturális változásának nyomon követését teszi lehetővé.

Hivatkozások

- ÁCS ATTILA [2013]: A likviditás evolúciója. *Hitelintézeti Szemle*. 12. évf. 3. sz. 231–249. o.
- ADRIAN, T.–SHIN, H. S. [2008]: Liquidity and financial cycles. *Bank for International Settlements, Working Papers*, No. 256.
- ADRIAN, T.–SHIN, H. S. [2009]: Money, Liquidity, and Monetary Policy. *Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports*, No. 360.
- ADRIAN, T.–SHIN, H. S. [2010a]: The Changing Nature of Financial Intermediation and the Financial Crisis of 2007–2009. *Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports*, No. 439.
- ADRIAN, T.–SHIN, H. S. [2010b]: Financial Intermediaries and Monetary Economics. *Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports*, No. 398.
- ALLEN, F.–CARLETTI, E. [2008]: Mark-to-Market Accounting and Liquidity Pricing. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 45. No. 2–3. 358–378. o.

- BAGEHOT, W. [1873]: *Lombard Street: A Description of the Money Market*. Henry S. King & Co., London.
- BERLINGER EDINA–HORVÁTH FERENC–VIDOVICS-DANCS ÁGNES [2012]: *Tőkeáttétel-ciklusok. Hitelintézetési Szemle*, 11. évf. 1. sz. 1–23. o.
- BERNANKE, B. S. [2012]: *The Federal Reserve and the Financial Crisis. Lecture 4: The Aftermath of the Crisis*. Federal Reserve Bank.
- BERNANKE, B. S.–BLINDER, A. S. [1992]: *The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission*. *The American Economic Review*, Vol. 82. No. 4.
- BERNANKE, B. S.–GERTLER, M.–GILCHRIST, S. [1999]: *The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework*. *Handbook of Macroeconomics*, I. Elsevier Science B.V., 1341–1393. o.
- BERNANKE, B. S.–MIHOV, I. [1998]: *The liquidity effect and long-run neutrality*. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49. 149–194 o.
- BOIVIN, J.–KILEY, M. T.–MISHKIN, F. S. [2010]: *How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time*. NBER Working Paper, 15879.
- BORIO, C.–ZHU, H. [2007]: *Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism*. Bank for International Settlements, Working Papers, No. 268.
- BOTOS KATALIN [2013]: *Likviditás, reálgazdaság és unortodoxia*. *Pénzügyi Szemle Online, Vita-fórum*, <http://www.penzugyiszemle.hu/vitaforum/likviditas-realgazdasag-es-unortodoxia>.
- CECIONI, M.–NERI, S. [2010]: *The monetary transmission mechanism in the euro area: has it changed and why?* Banca d'Italia, Róma, Working Paper, No. 808.
- CHIARELLA, C. [2006]: *Quantitative and Empirical Analysis of Nonlinear Dynamic Macromodels*. Elsevier, Amszterdam.
- DARVAS ZSOLT [2005]: *Bevezetés az időszerelemzés fogalmaiba*. Egyetemi jegyzet, Budapesti Corvinus Egyetem, Budapest.
- DISYATAT, P. [2010]: *The bank lending channel revisited*. Bank for International Settlements, Basel, Working Papers, No. 297.
- FED [2006]: *Goodbye to M3*. Federal Reserve Bank of St. Louis, *Monetary Trends*, április, <http://research.stlouisfed.org/publications/mt/20060401/cover.pdf>.
- FRIEDMAN, B. M. [1996]: *The Rise and Fall of Money Growth Targets as Guidelines for U.S. Monetary Policy*. NBER Working Paper, 5465. <http://www.nber.org/papers/w5465>.
- GORTON, G.–METRICK, A. [2009]: *Haircuts*. Yale University, NBER Working Paper, 15273. <http://www.nber.org/papers/w15273>.
- HALDANE, A. [2009]: *Why Banks Failed the Stress Test*. Bank of England, Marcus-Evans Conference on Stress-Testing, London, február 9–10. <http://www.bis.org/review/r090219d.pdf>.
- HAMILTON, J. D. [1994]: *Time series analysis*. Princeton University Press, ISBN 0-691-04289-6.
- JIMÉNEZ-RODRÍGUEZ, R.–SÁNCHEZ, M. [2004]: *Oil price shocks and real GDP growth*. European Central Bank, Frankfurt, Working Paper, No. 362.
- KILIAN, L. [2001]: *Impulse Response Analysis in Vector Autoregressions with Unknown Lag Order*. *Journal of Forecasting*, Vol. 20. No. 3. 161–179 o.
- KING, R. G.–WATSON, M. W. [1997]: *Testing Long-Run Neutrality*. Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Quarterly*, Vol. 83. No. 3. 69–101. o.
- KIRÁLY JÚLIA [2002]: *Szabályok és bukások*. *Hitelintézetési Szemle*, 1. évf. 2. sz. 3–13. o.
- KISS GÁBOR DÁVID [2012]: *A jóléti állam mint a társadalmi bizalom optimuma*. Megjelent: *Lukovics Miklós–Udvari Beáta (szerk.): A TDK világa*. Szegedi Tudományegyetem Gazdaságtudományi Kar, Szeged, 170–184. o.

- KIYOTAKI, N.–MOORE, J. [2004]: Evil Is The Root Of All Money. Clarendon Lectures, Lecture 1. Edinburgh School of Economics, University of Edinburgh in its series ESE Discussion Papers, 110.
- KIYOTAKI, N.–MOORE, J. [2005]: Financial Deepening. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3. No. 2–3. 701–713. o.
- KOMÁROMI ANDRÁS [2008]: A monetáris aggregátumok szerepe a monetáris politikában. Magyar Nemzeti Bank, MNB-tanulmányok, 71.
- LAMFALUSSY, A. [1969]: The role of monetary gold over the next ten years. Per Jacobsson Foundation, The Great Hall – International Monetary Fund, Whashington, D.C.
- LONGWORTH, D. [2007]: Liquidity, liquidity, liquidity. Bank for International Settlements, BIS Review, 111/2007., <http://www.bis.org/review/r071005e.pdf>.
- LUCAS, R. E. [1972]: Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory* 4. 103–124. o.
- LUCAS, R. E. [1996]: Nobel lecture: Monetary neutrality. *Journal of Political Economy*, Vol. 104. No. 4. 661–682. o.
- MENGER, C. [1892]: On the Origins of Money. *The Economic Journal*, Vol. 2. No. 6. 239–255. o. <http://cas.umkc.edu/econ/economics/faculty/wray/631Wray/Menger.pdf>.
- MISES, L. VON [1912/1953]: The Theory of Money and Credit. The Foundation for Economic Education, Inc., Irvington-on-Hudson, N.Y.
- POZSAR, Z.–ADRIAN, T.–ASHCRAFT, A.–BOESKY, H. [2012]: Shadow Banking. Federal Reserve Bank of New York, Staff Report No. 458. http://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr458.html
- PRIMICERI, G. E. [2005]: Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies*, Vol. 72. No. 821–852. o.
- PSZÁF [2013]: A Pénzügyi Szervezetek Állami Felügyelete elnökének 13/2013. (VIII. 7.) számú ajánlása az átruházható értékpapírokkal foglalkozó kollektív befektetési vállalkozások, illetve ezek alapkezelői teljes kitettségeinek és partnerkockázatának mérésére és kiszámítására vonatkozóan. http://felugyelet.mnb.hu/data/cms2405303/ajanlas_13_2013.pdf.
- RÜFFER, R.–STRACCA, L. [2006]: What is global liquidity, and does it matter? European Central Bank, Frankfurt, Working Paper, No. 696.
- SEC [2008]: Guide to Broker-Dealer Registration. U.S. Securities and Exchange Commission, Division of Trading and Markets. <http://www.sec.gov/divisions/marketreg/bdguide.htm#II>.
- SHIN, H. S. [2008]: Risk and Liquidity. Clarendon Lectures in Finance, Oxford University Press.
- SIMS, C. [1980]: Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, Vol. 48. No. 1. 1–48. o.
- SOUSA, J.–ZAGHINI, A. [2004]: Monetary policy shocks in the euro area and global liquidity spillovers. European Central Bank, Frankfurt, Working Paper, No. 309.
- STOCK, J. H.–WATSON, M. W. [2001]: Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15. No. 4. sz. 101–115. o.
- STRACCA, L. [2001]: Does liquidity matter? Properties of a synthetic divisia monetary aggregate in the euro area. European Central Bank, Frankfurt, Working Paper, No. 79.
- SZADO, E. [2009]: VIX Futures and Options. A Case Study of Portfolio Diversification During the 2008 Financial Crisis. University of Massachusetts, Working Paper.
- WARSH, K. [2007]: Market Liquidity: Definitions and Implications. Institute of International Bankers Annual Washington Conference, Washington, D.C. március 5.
- WEBER, A. A.–GERKE, R.–WORMS, A. [2011]: Changes in euro area monetary transmission? *Applied Financial Economics*, Vol. 21. 1. sz. 131–145. o.
- WICKSELL, K. [1898/1962]: Interest and Prices. Sentry Press, New York.