

## A 2008-AS PÉNZÜGYI VÁLSÁG HATÁSA A MAGYARORSZÁGI KERESKEDELMI BANKOK MÉRLEGADATAINAK TÜKRÉBEN

ATANASZOV DÁVID – BARCZIKAY TAMÁS

*A 2008-2009-es pénzügyi válság az európai pénzügyi csatornákon keresztül Magyarországon is érezhető nyomást fejtett ki. Ez a hatás kettős: a jelentős lakossági devizahitel-állomány a válság kirobbanása után a háztartások fogyasztásának szignifikáns csökkenését eredményezte, míg az általánossá váló üzleti bizalmatlanság a vállalati hitelezést korlátozta. A két jelenség keresztmetszetében a bankszektor áll.*

Az Európai Központi Bank 2009 és 2016 között rendszeresen végzett stressztesztet a tagállamok bankszektorain, azonban Magyarország esetén vizsgálatuk csak az OTP Nyrt-re terjedt ki.

Erre alapozva a 2004 és 2015 között prudenciális szempontból banknak minősülő pénzügyi intézetek mérlegadataiból számolt mutatókból épített adatbázison – kiegészítve a lakáshitel-állománnyal és a svájci frank árfolyamával – futtatunk panel regressziót, hogy a teljesítményváltozás rendszerszintű okait feltárjuk és a magyar bankrendszer válság során tapasztalt stressztűrő képességét és fenntarthatóságát vizsgáljuk, az MNB ajánlásainak tükrében.

### 1. BEVEZETÉS

A bankszektor az uralkodó közgazdasági elméletben többnyire másodlagos szerepet töltött be. Bár a bankok a pénzteremtés, az erőforrás allokáció és a pénzügyi intermediáció a gazdaság számára nélkülözhetetlen feladatait látják el, a modellek többségében nem rendelkeztek a szó hagyományos értelmében vett gazdasági ösztönzőkkel.

A válság következtében azonban újra kellett értékelni az intermediációs rendszer szerepét a konjunktúraciklusok kialakulásával kapcsolatban. Dell’Ariccia és szerzőtársai [2012] a 2010 előtti ötven éves időszakban 175 ország makroadatait feldolgozva a hitel/GDP arány segítségével vizsgálták a hitelboomok kialakulását. Empirikus elemzésük alapján a nyolcvanas évek deregulációs folyamatai után a hitelfelfutások száma jelentősen megnövekedett, és a 2008-as válság előtt tetőzött a hitelboom állapotában lévő országok száma. Ezen felül a dereguláció megnyújtotta a pénzügyi ciklusok hosszát és egyúttal elmélyítette azokat [Borio, 2012]. A vizsgált adatok alapján a hitel/GDP arány átlagos éves növekedése a fellendülés éveiben 16,8%, míg ezen kívül csupán 1,6%. Hasonló fokozott gazdasági aktivitást találhatunk, ha egyéb makroadatokat figyelünk meg. A beruházások átlagos bővülése 10,3%, ellenben a korábbi 4,2%-kal, mindemellett a lakásárak is átlagosan 9,5%-kal nőnek, ami a nem boom évek 1,8%-os éves átlagos

változásához képest kiugróan magas keresletnövekedést jelent. A lakáspiac válságokat megelőző hirtelen expanziója több fejlett országban is megfigyelhető volt az elmúlt harminc év adatait vizsgálva [Jordà et al., 2015]. Nem véletlenül tekinthetjük a gazdaságban található hitel GDP-re vetített arányát az egyik legpontosabb, pénzügyi válságokat előrejelző indikátornak [Drehmann et al., 2012; Mérő, 2015]. A pénzügyi szektor jelentősége számunkra azáltal ragadható meg, hogy egyik fő tevékenysége a vállalat- és lakáshitel finanszírozás. Ennek súlyát figyelmen kívül hagyva, a pénzügyi szabályozást a válság előtti makroökómia nem tekintette kutatási területének [Blanchard et al., 2010]. E hangsúlyos szerepben viszont egy rosszul működő bankszektor forrása lehet válságok kialakulásának és elmélyedésének, így az ágazat teljesítményének vizsgálata kiemelt fontosságú.

A kérdés, hogy a bankrendszer válsága hat-e a reálszektorra, vagy fordítva, empirikusan vizsgálható [Dell’Ariccia et al., 2004]. Dell’Ariccia és szerzőtársai eltérő finanszírozási feltételekkel rendelkező ipari szektorokat vizsgáltak 41 országban, az 1980–2000 közötti időszakban, és arra a következtetésre jutottak, hogy kontrollálva a vállalati, ország és év fixhatásokra a pénzügyi szektortól jobban függő iparágak rosszabbul teljesítenek, mint a kevésbé függő ágazatok.

Ezt az oksági irányt tételezik fel a Magyar Nemzeti Bank közgazdászai is [Vonnák et al., 2013], akik egy tízpontos ajánlást fogalmaztak meg a magyar bankrendszerrel szemben. A normatív elvárásokat támogató MNB különszám, rendszerszinten 10–12%-os tőkearányos nyereséget, magas önfinanszírozást, a nem teljesítő hitelek arányának tartós 5% alatt tartását, és megfelelő likviditást vár el, mivel elemzésük alapján a hazai bankrendszer jelentős mértékben hozzájárult a gazdaság sérülékenységének kialakulásához és veszteségei is kimagaslóak voltak. A magyar közgazdász szakma azonban nem támogatja egyhangúan az MNB véleményét. A magyar bankrendszert Várhegyi [2011] szerint a válság nem érintette olyan súlyosan, mint a nyugati bankokat. A mögöttes probléma a 2005 óta tartó változó szabályozás és a versenytorzító hatású különadók és szubvenciók alkalmazása.

Vonnák et al. [2013] alapján a válság előtti időszakban a magyar bankok könnyen jutottak külföldi forrásokhoz és ennek következtében likviditásbőség alakult ki. A külföldi forrásokra támaszkodó bankok később jelentős mértékű veszteségeket könyvelhettek el, ami számottevően rontotta jövedelmezőségüket. A cikk során négy kiemelt állítást fogunk vizsgálni, amelyek megtalálhatóak a hivatkozott kiadványban:

1. „Nagyobb mértékű önfinanszírozás jellemezze a bankrendszert.” Optimális esetben ez 100% körüli hitel/betét arányt jelent. Kérdésünk, hogy szükséges-e az önfinanszírozás ilyen magas mértéke és milyen hatással van a hitel/betét arány változása a bankok teljesítményére?
2. „A bankrendszer legyen likvid.” Azaz a BASEL III csomagban előírt LCR – Liquidity Coverage Ratio (likviditásfedezeti ráta) és az MNB által bevezetett DMM (devizafinanszírozási megfelelési mutató) mutatók idővel érik el a 100%-ot. A válság során tapasztalt likviditási feszültségeket a bankrendszer elsődleges likviditási mutatóján keresztül vizsgáljuk, hogy megállapítsuk a bankok hatékonyságára gyakorolt hatását.

3. „*A hazai bankrendszer legyen tőkeerős.*” Amit a sajáttőke összes forrásra vetített arányával becslünk, és a hatékonyságra gyakorolt befolyását vizsgáljuk.
4. „*A hazai bankrendszer legyen versenyző.*” Ez a pont egyrészt az oligopolisztikus piacszerkezet korlátozását, másrészt az árverseny erősítését szorgalmazza. Utóbbi kapcsán a szerzők kijelentik, hogy a verseny optimális esetben az árak csökkenésében és nem a kockázatvállalás növelésében valósul meg. Mi az utóbbi jelenséget vizsgáljuk a tőkeáttétel mutató felhasználásával.

Jelen munkánk célja, hogy a magyar bankrendszer válság során tapasztalt teljesítményváltozását és stressztűrő képességét tanulmányozzuk, illetve megvizsgáljuk a bankrendszer fenntarthatóságát az MNB ajánlásainak tükrében. Bár az Európai Központi Bank 2009 és 2016 között rendszeresen végzett stressztesztet a tagállamok bankszektorain, Magyarország tekintetében elemzésük csupán a piac legjelentősebb szereplőjére, az OTP Nyrt-re terjedt ki.<sup>1</sup> Erre alapozva a 2004 és 2015 közötti prudenciális szempontból banknak minősülő pénzügyintézetek mérlegadataiból számolt mutatókból épített adatbázison – kiegészítve a lakáshitel-állománnyal és a svájci frank árfolyamával – futtatunk regressziót, hogy a teljesítményváltozás rendszerszintű okait feltárjuk.

A cikk felépítése a következő: a bevezetőt követő második fejezet bemutatja a bankrendszerek válság alatti teljesítményértékelésére használt, ezredforduló utáni kvantitatív és kvalitatív kutatások irodalmát. A harmadik fejezetben ismertetjük a felhasznált mutatószámokat és indokoljuk alkalmazásukat. A negyedik fejezetben pedig bemutatjuk az alkalmazott ökonometriai eljárást, és közöljük az elemzés eredményeit. A publikáció zárásaként összegezzük tapasztalatainkat.

## 2. IRODALMI ÁTTEKINTÉS

A válság utáni bankrendszerekkel foglalkozó szakirodalom legfontosabb kérdései, hogy milyen csatornákon keresztül hatott és milyen károkat okozott országos szinten a pénzügyi krízis? Van-e közvetítő szerepe a multinacionális bankoknak a pénzügyi problémák terjedésében? Illetve, létezik-e valamilyen intézményi háttér, ami képes csökkenteni a bankok rendszerszintű kockázatát?

A 2008-as krízis az európai országok és az USA kivételével nem fejtett ki erős negatív hatást a világban. Ebből következően a kutatók érdeklődése a bankrendszerek fertőzőkövető szerepére terelődött. Miért nem hatott a válság máshol erősebben, hiszen a pénzügyi rendszer összekapcsoltsága miatt ez várható lett volna? Milyen, eddig nem megfigyelt tényezők segítettek tompítani a pénzügyi közvetítő rendszer kudarcát?

A világgazdaságban észlelhető trend alapján, a válságot követően az OECD országok bankjai csökkentették külföldi jelenlétüket [Claessens–Horen, 2014]. Ez a regionalizálódási folyamat azonban már a válság előtt elkezdődött. Degryse et al. [2013] a Datastream makroökonómiai adatbázist felhasználva, Európa, az USA, valamint 10

---

1 A részletes elemzések éves bontásban elérhetőek az EKB honlapján: <https://www.eba.europa.eu/risk-analysis-and-data/eu-wide-stress-testing/2016> Lekérdezve: 2016. október 29.

ázsiai és 7 latin-amerikai ország 1994 és 2008 közötti makroadatai segítségével bizonyították, hogy a regionalizáció hatással van a pénzügyi krízisek terjedésére. Megállapították, hogy a sokkok regionális szinten hatnak és a sérülékenység a fertőzésveszéllyel együtt csökken, ha egy régió belül a bankok együttesen több likvid eszközt tartanak, jobban feltőkésítettek, illetve amikor a régió belül nagyobb a piaci verseny. A külföldi bankok jelenléte miatt az USA és Európa befolyása nagyobb a két fejlődő régióra, mint azoké egymásra. Az idegen tulajdonlás hatása azonban nemcsak negatív következményekkel jár.

A határon átvéelő finanszírozás következtében egy leányvállalat közvetlen pénzügyi segítséget kaphat külföldről. A tőkeinjekció és fertőzési hatás trade-off-ját vizsgálva De Haas és Van Lelyveld [2011] a 48 legnagyobb multinacionális bank 199 leányvállalatának hitelezését hasonlították össze 202 belföldi bankéval az 1992–2009 közötti időszakban. Kérdésük, hogy jobban teljesítettek-e ezek a multinacionális bankok a nagy recesszió idején? Az elemzés alapján a külföldi támogatással rendelkező bankok kétszer olyan gyorsan fogták vissza a hitelezésük növekedését és jobban kihasználták a válság során szűkösen rendelkezésükre álló betéteket, mint a helyi pénzintézetek. A külföldhatás azonban kettős. Azokban az esetekben, amikor az anyavállalat országában volt válság, a leányvállalatoktól vonták el a forrásokat, és ezáltal rontották azok teljesítményét. A szerzők megállapították, hogy bár a nemzetközi bankok segíthetnek leányvállalataiknak a helyi problémák stabilizációjában, mégis elősegítik a instabilitás importálását.

Fontos kérdés a válság bankrendszerre gyakorolt hatékonyság változásának vizsgálata. Eken et al. [2012] 27 európai ország 1123 eltérő típusú bankjának különböző kockázatokra való érzékenységét vizsgálta a BankScope adatbázis 2006–2010 közötti adatai alapján. A választott egymilliárd dollár mérlegfőösszeg feletti bankok a teljes eszközállomány 86,57%-át, illetve a bankok számának 34,04%-át fedik le. Megállapították, hogy a kamatmarzs és a likviditás a vizsgált időszakban átlagosan változatlan maradt, de a nem teljesítő eszközállomány növekedése jelentősen rontotta a bankok eszköz- és sajáttőke arányos nyereségét. Eredményeik szerint a bankok földrajzi elhelyezkedése minden becslést modelltben szignifikáns, azaz a válság országokként eltérően hatott.

Az egyes régiókra és országokra speciálisan érvényes hatások vizsgálata a nemzetközi szakirodalomban így nem új keletű, mely elemzések nemcsak a lokációt, hanem annak egyéb (akár kulturális) jellemzőit is számításba veszik.

A közép-kelet-európai régió belül Horvátország nagyrészt külföldi tulajdonban lévő bankrendszere nehézségeket élt meg a likviditás- és kockázatkezelés területén, jellemző a térség egészét érintő általános profitabilitás, hitelkihelyezések és az eszközminőség csökkenése [Živko–Kandžija, 2013]. Az IMF statisztikáit felhasználva Ganić [2012] megállapította, hogy a rendszerváltás utáni tőkehiányos időszakban a beáramló külföldi tőke folyamatos emelkedő tendenciát mutatott és hozzájárult a 2003–2007 között felfúvódó hitelbuborékhoz, végül a válság késve, 2008 közepén érkezett hitelszűkösség formájában. Likviditás szempontjából a nyugat-balkáni régióban nem történt nagy visszaesés, de az átlagos eszközarányos nyereség 1%-ról 0,51%-ra esett, valamint a sajáttőke-arányos nyereség is 9,67%-ról 3,05%-ra csökkent.

Afrika esetében általánosan elmondható, hogy a válság csak Egyiptomot és Nigériát érintette, mivel a kontinensen csupán e két ország integrálódott szorosan a nemzetközi pénzügyi rendszerbe [Louis et al., 2009; Ashamu–Abiola, 2012]. Ezekben az országok-

ban a tőzsdeindexek 2008 és 2009 márciusai között 57%-kal estek [Ogbeiylu–Imade, 2015], illetve megfigyelhető volt a nyugati közvetlen tőkeberuházások elmaradása és a hitelkamatlábak növekedése.

A földrajzi elhelyezkedés vizsgálata mellett, a bankrendszerek ellenálló képességének kulturális megközelítése is megtalálható az elmúlt évek kutatásai között. Az iszlám bankok a válság során jobb teljesítményt nyújtottak, mivel a nyugatitól eltérő intézmények, mint a sharia jogrend és a ribba (kamattiltás) nem teszik lehetővé az alacsony likviditási ráták kialakulását [Shafique et al., 2014]. Empirikus példa Jordánia esete, ahol a 2007–2009 közötti időszakban a válság csak alig érezhető hatást fejtett ki [Orabi et al., 2016]. Čihák és Hesse [2016] 18 bankrendszer bankjait vizsgálták panelökonometria segítségével, és arra a következtetésre jutottak, hogy a nagyobb stabilitás csak a kis iszlám bankokra jellemző.

Bakir [2011] az összehasonlító gazdaságtan komparatív módszertana segítségével végzett elemzést a bankrendszerek stabilitását befolyásoló intézmények fejlődéséről. Ausztrália példáját ismertetve megállapítja, hogy habár az ország a pénzügyi válságokra érzékenyebb, liberális piacgazdaságok csoportjába sorolható, a válság mégsem érintette. Ennek oka, hogy az ausztrál bankpiac oligopolisztikus jellegű és befelé orientált, azaz jellemzően külföldről begyűjtött betéteket helyeznek ki a hazai piacokon. Ez az intézményi komplementaritás pont fordítottja a csoportot jellemző országoknak és segített elkerülni a pénzügyi válságot.

### 3. VÁLTOZÓK

Elsődleges forrásként a jegybank, 2004 és 2015 között megjelent, a pénzügyi rendszer egészségének mérleg- és eredménykimutatásait tartalmazó Aranykönyveit használtuk. A kimutatásban minden érték millió forintban van feltüntetve. Mintánk a jelzálogbankok kivételével minden prudenciális szempontból részvénytársasági formában működő hitelintézet adatait tartalmazza. Elemzésünkben a jelzálogbankokat külön kezeltük, melynek indoka, hogy forrásaikat jellemzően nem betétgyűjtéssel szerzik, ami az önfinanszírozás becslésére szolgáló teljes hitelállomány teljes betétállományhoz viszonyított arányának számítását lehetetlenné teszi. Ezen felül a tevékenységük a többi, mintában szereplő bankkal összehasonlítva nem olyan diverzifikált, mivel nem azonos piacon szolgáltatnak.

A felhasznált változók számítását, mértékegységét és a szakirodalmi forrásokat az 1. táblázat összegzi. Az egyéb általunk használt kategóriaváltozókat a folyószövegben ismertetjük.

#### 3.1 Függő változók

A bankok teljesítményének mérésére szolgáló legelterjedtebb mutatószámok a sajáttőke-arányos nyereség és az eszközarányos nyereség [De Haas–Van Lelyveld, 2011; Dimitriu et al., 2012; Eken et al., 2012; Ganić, 2012; Reverchuk et al., 2013; Apetri et al., 2010].

Számításaink során mindig adózás előtti eredményt használtunk, hiszen negatív eredmény esetén a vállalatok adózási kötelezettsége torzíthatja a modellbecslést. Továb-

bi indokot szolgáltatnak a 2005 óta folyamatosan változó adózási szabályok [Várhegyi, 2011].

### 3.2 Független változók

A független változókat három csoportba soroltuk. Az *üzleti tevékenység minőségi mutatói* kategória magába foglalja az *üzletpolitika* mutatót, amely a teljes hitelállomány és teljes betétállomány hányadosa [De Haas–Van Lelyveld, 2011; Zaghdoudi, 2013]. 100% feletti értéke a bank agresszív üzletpolitikáját jelzi, mivel ebben az esetben a bank több hitelt helyez ki, mint amit betétgyűjtéssel megszerzett. Ezt a változót Kiseláková et al. [2013] a teljes hitel- és betétállomány mérlegértékével helyettesíti. A modellbecslések során mindkét esetet kipróbáltuk. A tapasztalatok alapján az üzletpolitika mutató nyersadatakra való cseréje minden modellspecifikációban jelentősen csökkentette a modellek magyarázó erejét és a többi változó szignifikanciáját. Ez vonatkozik azokra az esetekre is, ahol a hitel/összes eszköz és betét/összes forrás változókkal korrigáltuk a bankok eltérő méretéből származó esetleges torzításokat.

1. táblázat: A modellezéshez felhasznált változók listája a szakirodalomban történő előfordulásuk megjelölésével

Minden adat 2004 – 2015 közötti	Számítás	Mértékegység	Irodalom
<b>Függő változók</b>			
<b>ROE</b>	Adó előtti nyerség/ Saját tőke	Arányszám	Dimitriu et al. [2012]; Eken et al. [2012]; Ganić [2012]; Reverchuk et al. [2013]; Apetri et al. [2010]
<b>ROA</b>	Adó előtti nyerség/ Összes eszköz	Arányszám	Dimitriu et al. [2012]; Eken et al. [2012]; Ganić [2012]; Reverchuk et al. [2013]; Apetri et al. [2010]; De Haas–Van Lelyveld [2011]

<b>Független változók</b>			
<b>Üzleti tevékenység minőségi mutatói</b>			
<b>Üzletpolitika mutató<sup>2</sup></b>	Teljes hitelállomány/ Teljes betétállomány	Arányszám	Zaghoudi [2013]; De Haas–Van Lelyveld [2011]
<b>Tőkeáttételi mutató</b>	Összes eszköz/Saját tőke	Arányszám	Ganić [2012]; Zaghoudi [2013]
<b>Kockázat feletti kontroll hatékonysága</b>	Nem teljesítő hitelek (értékvesztés)/Összes hitelek	Arányszám	Reverchuk et al. [2013]; Kiseláková et al. [2013]
<b>Értékvesztés és kockázati céltartalék változása előjellel</b>	Nyers változó	Millió forint	
<b>Likviditás és stressztűrő képesség mutatói</b>			
<b>Elsődleges likviditási mutató<sup>3</sup></b>	Pénztár és Elszámolási Számla+Jegybanki és bankközi betét/ Eszközök összesen)	Arányszám	Eken et al. [2012]
<b>Céltartalék</b>	Nyers változó	Millió forint	
<b>Sajáttőke aránya az összes forráson belül</b>	Sajáttőke/Összes forrás	Arányszám	Reverchuk et al. [2013]; De Haas–Van Lelyveld [2011]
<b>Gazdasági környezettel kapcsolatos változók</b>			
<b>Frankárfolyam<sup>4</sup></b>	Nyers változó	MNB éves HUF/ CHF árfolyam	Aver [2008]; De Haas– Van Lelyveld [2011]
<b>Lakáscélú hitelek állománya<sup>5</sup></b>	Nyers változó	Millió forint	
<b>Államilag támogatott lakáscélú hitelek állománya</b>	Nyers változó	Millió forint	
<b>Deviza alapú lakáscélú hitelek állománya</b>	Nyers változó	Millió forint	

Forrás: Saját szerkesztés. Az MNB Aranykönyvek, árfolyamok és a KSH adatai alapján

2 De Haas és Van Lelyveld [2011] csak a likvid hitelek állományát veszik figyelembe

3 Az Eken et al. [2012] által alkalmazott (Készpénz+Jegybanki betét+Bankközi követelés)/Összes eszköz helyett egy módosított mutatót alkalmazunk, mely kiszámítható a rendelkezésre álló adatainkból

4 Forrás: MNB statisztika, URL.: <https://www.mnb.hu/letoltes/hu0301-arfolyam.xls> és <https://www.mnb.hu/letoltes/hu0304-arfolyam-regi.xls> Lekérdezve: 2016. 10.2 14:35

5 Forrás: KSH, 3.7.6 Lakáscélú hitelek táblája, URL: [http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat\\_evkozi/e\\_zrh001.html](http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_evkozi/e_zrh001.html), Lekérdezve: 2016.10.29 15:12

A *tőkeáttétel* mutató, azaz az összes eszköz saját tőkére vetített aránya ragadja meg a bank kockázatvállalási hajlamát [Ganic, 2012]. A kockázatvállalás hatása eltérő lehet a konjunktúraciklus különböző fázisaiban. Hipotézisünk szerint válságmentes időszakban a magas kockázat magas profitokhoz vezet, ami növeli a hatékonyságot. Ezzel szemben válság alatt a magas kockázatvállalás növeli a veszteséges projektek hitelezésének esélyét és végső soron csökkenti az eredményt.

A vissza nem fizetett hitelekbelől származó költségeket az *értékvesztés és kockázati céltartalék változása előjellel* nevű mérlegtétellel becsüljük. Az MNB Aranykönyvekben található adatok 2009-ig előjeles formában találhatóak meg. 2010-től pedig a módszertan megváltozása miatt előjel nélkül. Az adatbázisba bekerült, 2010 utáni értékeket a bankok eredménykimutatásai alapján korrigáltuk és előjeles formában adtuk meg.

A *likviditás és stressztűrő képesség mutatói* csoport tartalmazza az *elsődleges likviditási mutatót*, melyet a rendelkezésre álló adatok alapján a pénztár és elszámolási számla és a jegybanki és bankközi betétek összegének az összes eszközzel vett hányadosával közelítettünk. Ez a mutató Eken et al. [2012] munkájában a készpénz, a jegybanki betétek és a bankközi követelések összegének aránya az összes eszközhöz viszonyítva. A változó a reagálási képesség mérőszáma, ami megmutatja, hogy a bank rövid lejáratú kötelezettségeinek milyen mértékben tud eleget tenni. Az előre nem látható kockázatok fedezésére a bankok által képzett *céltartalék* mérlegadatot az éven belüli óvatosság kontrollváltozójaként használjuk. A szolvencia mérésére Orabi et al. [2016] a *saját tőke* forrástételt alkalmazza. Ezzel szemben, hogy kontrolláljuk a mintában szereplő bankok eltérő méretét, mi a *saját tőke összes forráson belüli arányát* szerepeltetjük [De Haas–Van Lelyveld, 2011; Reverchuk et al., 2013]. Mindhárom változó esetén a magasabb értékekhez magasabb eredményt várunk.

A *gazdasági környezettel kapcsolatos változók* ragadják meg Magyarország makrogazdasági hátterét. A 2002-től kezdődő növekvő frankhitelezés befolyásolhatja a bankok teljesítményét, így kontrollváltozóként használjuk az MNB által közölt éves *frankárfolyamokat*. Elméletben minél magasabb az árfolyam, annál nehezebben tudják az adósok megfizetni tartozásukat és nagyobb valószínűséggel válnak fizetéseképtelenné. A változó hatása így kettős. A bankok nagyobb összegeket, de kisebb valószínűséggel kapnak.

A szakirodalomban elterjedt a bank székhelyeül szolgáló államok makroadatainak magyarázó változóként való alkalmazása [Aver, 2008]. A válság közvetett hatását azonban aggregált szinten szeretnénk mérni, így a gazdasági környezetet kategóriaváltozókkal ragadjuk meg. A *válság dummy* minden bank esetén egyes értéket vesz fel a 2008-as és 2009-es években. Minden más évben az értéke nulla [De Haas–Van Lelyveld, 2011]. A válság éveí várhatóan negatívan hatnak az eredményekre. A *kilábalás* változó a 2010 utáni évek makrokörnyezetét ragadja meg. Tekintve, hogy a kilábalás alatt a gazdaság évről évre növekedett, a változó előjele várhatóan pozitív.

A bankpiac változására a *kilépő*, *belépő* és *felvásárló* változókkal kontrollálunk. A *kilépő dummy* az adott évben piacot elhagyó vállalatok esetében egyes értéket vesz fel, míg a *belépő* hasonlóképpen az új szereplőket jelöli az alapítás évében. Mivel megszűnés történhet felvásárlás során is, így minden fúzióban vagy felvásárlásban részt vevő vállalatot egyes értékkel jelöltünk a *felvásárló* változóban.

2. táblázat: A modellezéshez felhasznált változók leíró statisztikái

Változó	N	Átlag	Szórás	Nem betétgyűjtő (főként jelzálog) bankok			Betétgyűjtő bankok			
				Minimum	Maximum	N	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
ROE	380	.0237227	.405597	-4.058354	1.58667	106	.1130718	.3423808	-1.225026	2.05726
ROA	380	.0001886	.0374541	-.2911108	.1175387	106	.0074091	.0778545	-.3318741	.185129
Üzletpolitika	380	189.3493	1813.092	0	27892	20	5586.485	16297.87	0	72149
Hitelek	380	430422.6	675382.4	0	3255467	106	233170.3	378622.5	0	1540828
Betétek	380	364906.6	641778.8	1	3872697	105	4043.362	16703.19	0	104503
Hitelek/										
összes eszköz	380	.5184582	.2598476	0	.9705362	106	.5731748	.369684	0	.9700058
Betétek/										
összes forrás	380	.4803426	.253339	.0000306	.9351888	105	.028648	.1085892	0	.6180761
Tőkeáttétel	380	13.33594	9.74119	1.011356	74.6744	106	10.14213	8.989391	1.00196	35.0143
Kockázat feletti kontroll	378	-.021684	.1413018	-2.555556	.4117647	86	-.024694	.6578385	-3.221161	2.155085
Értékesítés és kockázati céltartalék	380	-7216.36	20132.73	-141239	53212	106	-671.292	6148.822	-47415	25395
Elsődleges likviditási mutató	380	.1909759	.18609	.0026872	.9773535	106	.2132803	.285562	.0009437	.9945985
Céltartalék	380	6858.392	16473.82	0	111988	105	2322.055	8729.431	0	85719
Sajátító/összes forrás	380	.1275376	.130208	.0133915	.9887718	106	.2900416	.3026667	.0285598	.998044
Frankárfolyam	380	203.6236	43.90824	153.0313	290.59	106	208.4042	44.07845	153.0313	290.59
Lakáscélú hitelállomány	380	3285309	715652.7	1874674	4284182	106	3333192	686872.8	1874674	4284182
Államilag támogatott I.hitel áll.	380	1233640	299407.5	751395	1630712	106	1197675	298698.5	751395	1630712
Devizaalapú I.hitel állomány	380	1566474	927017.9	6771	2818290	106	1614552	908887.1	6771	2818290

Forrás: Saját szerkesztés

#### 4. REGRESSZIÓS ELEMZÉS

A 2004 és 2015 közötti, 486 elemű panelmintát lineáris regresszió segítségével vizsgáljuk. Az előzetes mérések alapján úgy döntöttünk, hogy a heterogén adatbázist érdemes két csoportra osztani, mivel a modellek magyarázó ereje és a változók szignifikanciája lényegesen alacsonyabb az összevont modellben. A bontásban a betétgyűjtő bankok kategória 378 mintaelemet tartalmaz, míg a nem betétgyűjtő, azaz főleg jelzáloghitelezést és külkereskedelmi előfinanszírozást végző bankok csoportja 105 elemet számlál.

A vizsgált 12 éves időszak alatt a piac szereplőinek összetétele változott, így a szisztematikus szelekció miatt kiegyensúlyozatlan panelt kaptunk. A szelekció kezelésére bevezettük a *belépő*, *kilépő* és *fúzió* dummy változókat, ennek ellenére az endogenitást teljes mértékben nem zárhatjuk ki. Mindkét homogén almintán a legkisebb négyzetek módszerével (OLS), valamint véletlen (RE) – és fixhatás (FE) módszerekkel regressziót futtatunk. Utóbbi két esetben a maradéktagban maradt, nem megfigyelhető, de időben állandó endogenitásra kontrollálunk. A panelben ilyen hatás lehet a vállalati kultúra, a szervezeti felépítés és a marketing tevékenység vagy a külföldi tulajdonlás arányának eredményt befolyásoló hatása.

A heteroszkedaszticitás kezelésére minden modell becslése során White-féle robusztus regressziót futtatunk. A multikollinearitás a betétgyűjtő bankok esetében a magas elemszám miatt nem jelent problémát. A nem betétgyűjtő bankok esetében azonban az elemszám a feltételhez alacsony.

A modell javítását a változók transzformációjával is megkíséreltük. Az előzetes mérések során próbáltunk nem lineáris hatásokat is alkalmazni, azonban kizárólag az egyszerű OLS vezetett szignifikáns változókhoz, így a kvadratikus tagok szerepeltetése nem indokolt. A logaritmálás a függő változó gyakori negatív értékei miatt a rosszul teljesítő bankok szelektív kiesését eredményezte, melynek eredményeként alkalmazásától eltekintettünk.

Késleltetett változókkal viszonylag alacsony elemszám csökkenés mellett jó eredményeket kaptunk. A betétgyűjtő bankok esetén az üzletpolitika késleltetése erősebben hatott, mint az aktuális évi mutatószám. A sajáttőke összes forráson belüli aránya még a két évvel korábbi késleltetés esetén is szignifikáns volt. A lag változók viszont nem biztos, hogy kizárólag a mutatók hatását veszik fel, mivel nem kontrolláltunk az adott évek makrogazdasági teljesítményére. Tekintve, hogy a cikk a recesszió hatását igyekszik felmérni, úgy döntöttünk, hogy késleltetett változók helyett a fő mutatószámok a válság dummy-val vett interakcióit alkalmazzuk. Így képesek vagyunk egy hasonló hatást mintacsökkenés nélkül, közvetlen módon megragadni.

A végső modellspecifikációk eredményeit a 3. táblázat összegzi. Az első három oszlop rendre a betétgyűjtő bankok OLS, RE és FE módszerrel elvégzett regressziós becsléseit tartalmazzák, míg az utolsó három oszlop a nem betétgyűjtő hitelintézetek eredményeit közli.

3. táblázat: A magyar bankrendszer sajtóttőke-arányos nyereségének modellje

	Regressziók eredménye					
	Pooled OLS ROE NEM BETET	RE ROE NEM BETET	FE ROE NEM BETET	Pooled OLS ROE BETETGYUJT	RE ROE BETETGYUJT	FE ROE BETETGYUJT
ertekveszt_es_kockceltart_valt_korr	0.00000687*** (0.00000131)	0.00000620*** (0.00000139)	0.00000533*** (0.00000158)	0.00000320 (0.00000277)	0.00000320 (0.00000378)	0.00000207 (0.00000655)
celtartalek	-0.00000714 (0.00000597)	-0.00000818* (0.00000487)	-0.00000757** (0.00000337)	-0.0000168*** (0.00000152)	-0.0000168*** (0.00000103)	-0.0000192*** (0.00000117)
hitelk	-7.15e-08 (6.57e-08)	7.12e-08 (9.81e-08)	0.000000191* (0.000000112)	0.000000173 (0.000000145)	0.000000173 (0.000000140)	-0.000000230 (0.000000552)
betetk	0.000000282* (0.000000149)	0.000000174 (0.000000106)	-6.68e-08 (0.000000118)	-0.000000713 (0.00000206)	-0.000000713 (0.00000215)	-0.000000204 (0.00000129)
valsag=1	-0.296 (0.259)	-0.246 (0.172)	-0.319** (0.140)	0.0192 (0.297)	0.0192 (0.165)	0.138 (0.220)
uzletpol	-0.0000550*** (0.0000112)	-0.0000496*** (0.0000158)	-0.0000191* (0.0000112)			
valsag2=1 # uzletpol	0.0000502*** (0.0000143)	0.0000398*** (0.0000111)	0.00000840 (0.0000109)			
els_likv_mut	-0.0957 (0.0874)	-0.0567 (0.140)	0.162 (0.244)	-0.0937 (0.102)	-0.0937 (0.131)	-0.0611 (0.202)
valsag2=1 # els_likv_mut	-0.0656 (0.208)	-0.150 (0.217)	0.280 (0.186)	0.0895 (0.124)	0.0895 (0.119)	2.577* (1.336)
sajjattoke/forr_ossz	-0.600 (0.367)	-0.734* (0.414)	-0.852*** (0.318)	-0.187 (0.143)	-0.187 (0.238)	0.0723 (0.367)
valsag2=1 # sajjattoke/forr_ossz	0.732* (0.425)	0.550* (0.319)	0.729** (0.294)	0.289 (0.219)	0.289 (0.216)	-0.451 (0.414)

tokeattétel	-0.00917 (0.0106)	-0.0214 (0.0150)	-0.0379*** (0.0120)	-0.00371 (0.0102)	-0.00371 (0.0141)	0.00700* (0.00337)
valsag2=1 # tokeattétel	0.0253* (0.0134)	0.0225** (0.00903)	0.0233*** (0.00728)	0.0112 (0.0114)	0.0112* (0.00605)	-0.00238 (0.00874)
kilabaldas	0.0959 (0.187)	0.0367 (0.116)	-0.0321 (0.127)	0.248 (0.314)	0.248 (0.170)	0.283 (0.167)
chf_arfolyam	-0.000338 (0.00203)	0.000101 (0.00119)	0.00105 (0.00125)	0.00150 (0.00234)	0.00150 (0.00179)	-0.00169 (0.00215)
lakashitel_allomany	3.17e-08 (8.73e-08)	3.75e-08 (6.86e-08)	5.03e-08 (7.05e-08)	-3.67e-08 (0.000000226)	-3.67e-08 (0.000000202)	4.36e-08 (0.000000215)
lakashitel_ allamitam	0.000000364 (0.000000300)	0.000000321 (0.000000202)	0.000000316 (0.000000193)	0.000000537 (0.000000448)	0.000000537* (0.000000322)	4.23e-08 (0.000000525)
lakashitel_devize	-6.02e-08 (7.05e-08)	-4.93e-08 (4.99e-08)	-2.97e-08 (5.04e-08)	-0.000000127 (0.000000196)	-0.000000127 (0.000000167)	-0.000000187 (0.000000172)
kilepo	-0.307** (0.137)	-0.176** (0.0789)	-0.0184 (0.0778)	-0.0794 (0.0796)	-0.0794 (0.0510)	-0.0574 (0.0753)
belepo	0.0420 (0.0624)	0.117 (0.0873)	0.136 (0.102)	0.0734 (0.0477)	0.0734 (0.0641)	0.223 (0.137)
felvasarlo	-0.0490 (0.0664)	-0.0220 (0.0394)	-0.0139 (0.0402)	0.114 (0.110)	0.114 (0.0987)	0 (.)
Constant	-0.186 (0.711)	-0.0944 (0.542)	-0.0893 (0.477)	-0.578 (0.930)	-0.578 (0.800)	0.352 (0.917)
Observations	378	378	378	105	105	105
R <sup>2</sup>	0.267		0.519	0.352		0.443
Standard errors in parentheses						
* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01						

Mindhárom, betétgyűjtő bankokra becsült modell esetén szignifikáns értéket kaptunk az *értékvesztés* és az *üzletpolitika* változókra. A *céltartalék* az OLS modell kivételével szintén szignifikáns volt.

Az előjellel vett *értékvesztés* és *kockázati céltartalék változása* változó mindhárom modellben 1%-on szignifikáns, pozitív előjellel. Az RE és FE módszerekkel becsült értékek kisebbek, mint az OLS esetén. Az FE modell paraméterét értelmezve, az átlagos -7,21 milliárdos leírt értékvesztés átlagosan 0,0338 százalékponttal csökkentette a bankok sajáttőke-arányos nyereségét. Figyelembe véve, hogy a ROE mutató értéke átlagosan 0,0237%, de szórása 0.405597 százalékpont, a változó hatása nem jelentős. A nem várt pozitív előjel oka valószínűleg a bankok könyvelési stratégiája. Úgy gondoljuk, hogy a vizsgált időszak alatt a bankok nehezen tudtak kalkulálni a kihelyezett hitelek vissza nem fizetéséből adódó kockázattal, így előzetesen óvatossági megfontolásból nagyobb összegeket könyveltek el értékvesztésre. A kockázatkerülés e formája pedig pozitívan hat a bank sajáttőke-arányos nyereségére.

Az *üzletpolitika* változó az OLS és RE modellekben 1%-on, míg az FE modellben 10%-on szignifikáns. Az előjel mindhárom esetben negatív, de volumene jelentősen csökken. Így az átlagos 189,3493 hitel/betét arány az OLS esetben 0,0104142115 százalékponttal csökkenti a ROE értékét, míg az FE modell esetén csupán 0,00361657163 százalékponttal. Az *üzletpolitika* változó parciális hatása nem tűnik súlyosnak, de két okból a modellben hagytuk. Egyrészt a mutató szignifikáns minden modellben. Másrészt a hitelek és betétek nyers állományával való helyettesítése a modellek magyarázó erejének jelentős csökkenéséhez vezetett, illetve a változók elvesztették a szignifikanciájukat. Kontrollként a modellben hagytuk a *hitelek* és *betétek* változókat, de azok önmagukban csupán elszórtan képviselnek magyarázó erőt. Az eredmények alapján a hitelek betétekre vetített aránya nem befolyásolja jelentősen a bankok eredményességét.

A *céltartalék* változó csak az RE és FE modellekben volt 10 és 5%-on negatív szignifikáns. A változó az értékvesztéshez hasonló súllyal befolyásolja az eredményességet. A negatív előjel oka valószínűleg a piaci versenyben keresendő. Azok a bankok, amelyek nagyobb tartalékot képeznek, kevesebb hitelt tudnak kihelyezni és így csökken hatékonyságuk.

A betétgyűjtő bankok esetén a *gazdasági környezettel kapcsolatos változók* közül zárólag a *kilépő* és a *válság* változók voltak elszórt esetben szignifikánsak. A piac elhagyását jelző *kilépő* dummy csak az OLS és az RE modellekben volt 5%-os szignifikanciaszinten negatív. Az OLS modellben a változó -0.307-es paraméterértéke az RE modellben -0.176-re csökkent, azaz a változó valószínűleg endogén.

A *válság* változó csak a becsült FE modellben volt 5%-on szignifikáns. A -0.319-es érték közel a szórás értékével azonos, így erős hatást jelez. A *válság* dummy azonban nemcsak önmagában, hanem a fő mutatószámokkal vett interakciók esetén is eltérő változókat jelez szignifikánsnak az eltérő módszerrel becsült modellekben. Ennél fogva az identifikációs feltételek teljesülése mentén érdemes dönteni, hogy melyik modellt fogadjuk el érvényesnek.

Az OLS becslés – bár elterjedt a szakirodalomban [Hakam et al., 2013; Ogbeiyulu-Imade, 2015] – feltételei gyakran nehezen teljesülnek. A White-féle robusztus sztenderd hibák használatával a homoszkedaszticitás feltétele teljesül, de a hibatagok magyarázó változókkal való korrelálatlanságát nem tehetjük fel. Esetünkben a nem megfigyelt

külföldi tulajdonlás például korrelálhat az üzletpolitikával. Ezen felül a bankméretre jellemző reklám és ügyfélkapcsolati tevékenységek is befolyásolhatják a hitelkihelyezés mértékét.

A minta endogenitását az időben állandó, nem megfigyelt változók hatásának kiszűrésével kezelhetjük. Az ilyen hatások miatt a szakirodalom egyaránt használ véletlen hatás [Halil et al., 2011; Ree, 2011] és fixhatás [Kwan, 2010; De Haas–Van Lelyveld, 2011] modelleket. Az FE módszer a megfigyelések változóinak időben történő kiátlagolásával (*time demeaning transformation*) kezeli a problémát. Az RE modell viszont csak a számított átlag egy bizonyos részét tünteti el ennek a hatásnak. Utóbbi módszer előnye, hogy a sztenderd hibája kisebb és így „konzisztensebb” becslést ad. Az FE és az RE modell közti döntéshez Hausman-tesztet végeztünk. A nullhipotézist, miszerint a becslő paraméterek közt nincs szisztematikus különbség  $p = 0.0000$  érték mellett, elvetettük és az FE becslés mellett döntöttünk.

A fixhatással becsült modellben a *válság* változó *üzletpolitikával* vett interakciója nem szignifikáns, hasonlóképpen az *elsődleges likviditási mutatóhoz* és annak *válsággal* vett interakciójához. Az eredmények alapján nincs jelentősége annak, hogy a betétek arányában mekkora a bank hitelkihelyezése, ha a gazdaság épp válságban van. A likviditásra kapott váratlan eredményt indokolhatja, hogy a validált zárómérlegben csak egy pillanatfelvételt kapunk a bank aktuális likviditásáról, azaz állomány változóként kezelünk egy folyamat változót. Mivel a likviditás gyakorlatilag hónapról-hónapra jelentősen változhat, a modell nem képes megragadni annak valós hatását az eredményre. Az éves átlagos likviditással számolva előfordulhat, hogy szignifikáns eredményt kaptunk volna.

A *sajáttőke összes forráson belüli aránya* ellentétes hatást gyakorol a *sajáttőke arányos nyereségre* a válság alatt és azon kívül. A leíró statisztikák alapján a mutató minimuma 1,34%, míg maximuma 98,88%. Az átlagos 12,75%-os értékhez viszonyítva, a *sajáttőke/összes forrás* mutató mérsékelt, 10 százalékpontos növekedése *ceteris paribus* 8,52 százalékponttal csökkenti a *ROE* értékét 1%-os szignifikanciaszinten. Ekkora hatás elég ahhoz, hogy egy átlagos vállalatot veszteségesé tegyen a konjunktúraciklus felívelő szakaszában. Mivel minden, a nem korábbi eredményből származó forrásnövekedés a mutató csökkenéséhez vezet, a rendelkezésre álló adatok alapján arra következtethetünk, hogy azok a bankok, amelyek főleg hitelfelvételből vagy betétekből finanszírozták tevékenységüket, jobban teljesítettek a *magasabb sajáttőkével rendelkező versenytársaiknál*. A mutató válság alatt ezzel szemben 5%-os empirikus szignifikanciaszint mellett is pozitív, azaz a tőkeerős bankok válság alatt jobban teljesítettek. Minden más változatlansága esetén azonos 10 százalékpontos növekedés minden más változatlansága mellett 7,29 százalékponttal növeli a *sajáttőke-arányos nyereség* értékét. Ez nem meglepő, hiszen a recesszió idején a bankközi hitelpiac szinte azonnal kiszáradt. Egy ilyen helyzetben a jelentős *sajáttőke-állománnyal rendelkező bankok* képesek fenntartani a hitelezés normális menetét.

A *tőkeáttétel* hatása szintén kettős. A *sajáttőke/összes forrás* mutatóhoz hasonlóan válságon kívül negatív, válság alatt pozitív hatása van. A paraméterértékek 1%-on szignifikánsak és egy nagyságrenddel kisebb értéket vesznek fel. A *tőkeáttétel* paramétere  $-0,0379$ , míg a *válsággal* vett interakciójának  $0,0233$  az értéke. A változó azonban a 101,13%-os minimum és a 7467,44%-os maximum között mozog, így nagyobb ter-

jedelme révén jelentős hatást képes gyakorolni a bankok teljesítményére. A becslés alátámasztja azt a feltételezést, hogy a túlzott hitelexpanzió egy szinten túl rontja az eredményt. Úgy gondoljuk, hogy a versenypiacon megéri a bankoknak kockázatosabb ügyfeleket is meghitelezni, hogy képesek legyenek piaci részesedésüket megtartani. A kockázatosabb ügyfelek viszont több esetben nem képesek visszafizetni a kihelyezett hitelt és veszteséget okoznak.

A *sajáttőke/összes forrás* és a *tőkeáttétel* mutató azonos előjelű viselkedése azonban nem meglepő, mert a mérlegegyezőség elve alapján a két változó egymás reciproka. A két mutató ugyanazt a jelenséget ragadja meg, csak ellentétes oldalról. Ha a konjunktúra időszakában a hitelkibocsátás már nem finanszírozható a meglévő betétekből és a felhalmozott saját tőkéből, akkor forrásbevonásra van szükség.

A növekvő kötelezettségek rontják a *szolvenciarátát* és így növelik a hatékonyságot. Ezzel párhuzamosan a kihelyezett hitelek növelik az eszközállományt és a magasabb *tőkeáttétel* csökkenti a hatékonyságot. Mivel a változás abszolút értéken vett és a *sajáttőke/összes forrás* változó egy nagyságrenddel nagyobb a *tőkeáttétel*nél, fellendülés esetén a *tőkeáttétel* negatív hatása nem feltűnő.

Recesszió idején a hitelkihelyezés visszaesik és az eszközoldalon keresztül csökkenti a *sajáttőke-arányos* nyereséget. Ezzel párhuzamosan a bankok kevesebb forráshoz jutnak, és ez növeli a *szolvenciarátát*, ami pozitívan hat az eredményességre.

Annak érdekében, hogy egy változóval meg tudjuk ragadni a hatást, lefuttattuk a végleges modelleket a *tőkeáttétel*, majd a *szolvenciaráta* kihagyásával. A *tőkeáttétel* kivéve a modellek magyarázó ereje megfelelődik és a válság változó pozitív szignifikáns lett. A *szolvenciaráta* kihagyásával a magyarázó erő kissé csökkent, de többek között a válság változó is elvesztette szignifikanciáját. A tapasztalatok alapján jobbnak találtuk a regresszióban hagyni mindkét változót. A 3. táblázat utolsó három oszlopa a nem betétgyűjtéssel finanszírozott bankok csoportjára vonatkozik. A kategória mindössze 105 elemet tartalmaz, így a becslések érvényessége megkérdőjelezhető. További probléma, hogy a *betét* nyers változó nulla értéke miatt az *üzletpolitika* mutatót nem tudjuk szerepeltetni a modellben. A betétgyűjtéssel finanszírozott bankok csoportján futtatott regressziók tapasztalatai alapján a *hitelek* és *betétek* nyers változók szerepeltetése nem oldja meg a modell magyarázó erejének és a változók szignifikancia vesztesének problémáját.

A *céltartalék* mindhárom modellben egyaránt 1%-on szignifikáns és nagyságrendileg egy kategóriába esik a betétgyűjtő bankoknál mért paraméterértékekkel. A jelzálog- (nem betétgyűjtő) bankok átlagos *céltartaléka* azonban közel harmada a másik csoporténak, így nem képes magyarázni a *sajáttőke-arányos* nyereség csökkenését.

Az RE modellben a *támogatott állami lakáshitelek mértéke* és a *válság alatti tőkeáttétel* hatása egyaránt 10%-on szignifikáns. Az FE modellben ezzel szemben a *tőkeáttétel* és a *válság alatti elsődleges likviditási mutató* változók pozitív szignifikánsak 10%-on. Az *elsődleges likviditási mutató* és a *válság* változók interakciójának 2,577-es paraméterértéke erős hatást feltételez, mivel a változó átlaga 0,2132803, szórása pedig 0,285562. A két modell között ismét Hausman-teszt segítségével döntöttünk. A nullhipotézist, miszerint a becslő paraméterek közt nincs szisztematikus különbség  $p = 0.7779$  érték mellett, nem tudtuk elvetni, és az RE modell mellett döntöttünk.

A véletlen hatás modell identifikációs feltevései azonban nem teljesülnek, így az alacsony elemszám és az inszignifikáns változók jelenléte miatt nem tudunk meggyőző

érvekkel szolgálni a nem betétgyűjtő bankok sajáttőke-arányos eredményének magyarázatára.

A nem betétgyűjtéssel finanszírozott bankok csoportján érzékenységvizsgálatot végeztünk. A 4. táblázatban a fixhatással becsült kiinduló modell eredményei szerepelnek. Először a bankszektorral kapcsolatos inszignifikáns változókat vettük ki a modellből. Ennek hatására a *támogatott állami lakáshitelek mértéke* 10%-on szignifikánssá vált, de a paraméterek nagyságrendileg nem változtak. A hitelezéssel kapcsolatos makrováltozók, majd a *kilábalás* változó kiejtése, az *üzletpolitika* inszignifikánssá válását leszámítva, érdemben nem változtatott a modell magyarázó erején és a paraméterek szignifikanciáján. Végezetül kivettük az összes bankkal kapcsolatos inszignifikáns változót.

A modellszűkítés során az eredetileg szignifikáns változók p-értékeinek és paramétereinek változását vizsgáljuk. Az eredménykimutatásból és a mérlegből vett nyers adatok szignifikanciája csak a *hitelek* változó esetében csökken.

4. táblázat: A nem betétgyűjtő bankok modelljének érzékenységvizsgálata

Regressziók eredménye					
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
ertekveszt_es_kockceltart_valt_korr	0.00000533***	0.00000535***	0.00000514***	0.00000544***	0.00000581***
	(0.00000158)	(0.00000157)	(0.00000152)	(0.00000155)	(0.00000163)
celtartalek	-0.00000757**	-0.00000763**	-0.00000827**	-0.00000825**	-0.00000905***
	(0.00000337)	(0.00000338)	(0.00000339)	(0.00000341)	(0.00000320)
hitelek	0.000000191*	0.000000189*	0.000000220**	0.000000225**	0.000000169*
	(0.000000112)	(0.000000111)	(9.90e-08)	(0.000000108)	(8.58e-08)
betetek	-6.68e-08	-5.91e-08	-8.05e-08	-0.000000243	
	(0.000000118)	(0.000000117)	(0.000000128)	(0.000000148)	
valsag2=1	-0.319**	-0.328**	-0.365***	-0.268**	-0.262**
	(0.140)	(0.138)	(0.123)	(0.122)	(0.117)
uzletpol	-0.0000191*	-0.0000214*	-0.0000204**	-0.0000107	
	(0.0000112)	(0.0000117)	(0.00000984)	(0.0000105)	
valsag2=1 # uzletpol	0.00000840	0.0000104	0.0000108	6.84e-08	
	(0.0000109)	(0.0000113)	(0.00000978)	(0.00000986)	
els_likv_mut	0.162	0.152	0.119	0.205	
	(0.244)	(0.242)	(0.245)	(0.254)	
valsag2=1 # els_likv_mut	0.280	0.232	0.203	0.165	
	(0.186)	(0.202)	(0.194)	(0.192)	
sajattoke/forr_ossz	-0.852***	-0.719**	-0.664**	-0.650**	-0.504*
	(0.318)	(0.310)	(0.322)	(0.325)	(0.281)

valsag2=1 # sajattoke/ forr_ossz	0.729**	0.743***	0.732**	0.633**	0.619**
	(0.294)	(0.271)	(0.281)	(0.292)	(0.305)
tokeattétel	-0.0379***	-0.0376***	-0.0371***	-0.0378***	-0.0368***
	(0.0120)	(0.0119)	(0.0120)	(0.0122)	(0.0122)
valsag2=1 # tokeattétel	0.0233***	0.0234***	0.0233***	0.0230***	0.0230***
	(0.00728)	(0.00726)	(0.00741)	(0.00748)	(0.00766)
kilabalas	-0.0321	-0.0426	-0.110*		
	(0.127)	(0.127)	(0.0659)		
chf_arfolyam	0.00105	0.00118			
	(0.00125)	(0.00125)			
lakashitel_ allomany	5.03e-08	4.87e-08			
	(7.05e-08)	(7.10e-08)			
lakashitel_ allamitam	0.000000316	0.000000325*			
	(0.000000193)	(0.000000192)			
lakashitel_ devize	-2.97e-08	-2.42e-08			
	(5.04e-08)	(5.10e-08)			
kilepo	-0.0184				
	(0.0778)				
belepo	0.136				
	(0.102)				
felvasarlo	-0.0139				
	(0.0402)				
Constant	-0.0893	-0.141	0.655***	0.636***	0.587***
	(0.477)	(0.481)	(0.223)	(0.214)	(0.191)
Observations	378	380	380	380	380
R2	0.519	0.516	0.511	0.501	0.491
Standard errors in parentheses					
* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01					

Forrás: Saját szerkesztés

A kilábalás változó elhagyása után az üzletpolitika már nem szignifikáns és a válság paramétere a korábbi szignifikanciaszintet megtartva esik. A sajtótoke összes forráson belüli aránya változó, a modellszűkítés során 1%-os szignifikanciaszintről 10%-ra nő és a

béta értéke csökken. A *válsággal* vett interakciója azonban tartja szignifikanciáját, de a paraméter értéke itt is csökken. Úgy tűnik, hogy a kivett makrováltozók korreláltak a *sajáttőke/összes forrás* változóval.

A *tőkeáttétel* és annak *válsággal* vett interakciója az eredeti modell szignifikancia-szintjén marad és volumenében változatlan. A különböző modellspecifikációkra való érzéketlensége alapján a *tőkeáttétel* exogén változója a modellnek. A modellszűkítés után a magyarázó erő a kezdeti 0,519-es értékről, kis mértékben, 0,491-re csökken. Ez alapján a kidobott változók alig magyarázzák a betétgyűjtéssel finanszírozott bankok *sajáttőke*-arányos nyereségét.

## 5. ÖSSZEFOGLALÁS

A különböző modellspecifikációk alapján az MNB ajánlását kizárólag a főként betétgyűjtéssel finanszírozott bankok esetén tudjuk értékelni. A jelzálogbankok és külkereskedelmi előfinanszírozást végző hitelintézetek működése túl különböző ahhoz, hogy a két csoportot homogénnek tekintsük.

A hitel/betét arányra, azaz a modellekben *üzletpolitikának* nevezett mutatóra a jegybanki ajánlás 100% körüli elvárt értéket fogalmaz meg. A változó a Hausman-teszt alapján választott FE modellben 10%-on negatív szignifikáns értéket vett fel, de a modellszűkítés során elvesztette jelentőségét. A nagyobb önfinanszírozás végeredményben nem befolyásolja a bankok *sajáttőke* arányos nyereségét.

A bankrendszer likviditásának növelése modellünk alapján nem gyakorol hatást a ROE értékére. Az általunk használt *elsődleges likviditási mutató* és a *válság* dummy-val vett interakciója inszignifikáns volt minden modellspecifikációban. Az eredményt azonban fenntartásokkal kell kezelni, mert az adatbázis csak az éves validált záróértékeket tartalmazza. Éves átlagos értékek szerepeltetése esetén a változónak lehet hatása a bank hatékonyságára. Összességében a rendelkezésre álló adatok alapján ez a kérdés nem eldönthető.

A bankok *tőkekövetelményét* és a verseny minőségét meghatározó normatív állításokat érdemes párhuzamosan kezelni. A jegybank a *tőkeerőt* a nem teljesítő hitelek arányának 5% alatt tartásában, valamint a *tőkemegfelelés* 10%-os szinten tartásában határozza meg. Mi ezt a *saját tőke/összes forrás* aránnyal ragadtuk meg. A verseny minősége a kockázatok optimális szinten tartását jelenti az ajánlásban, amit a *tőkeáttétel* mértékével közelítettünk. A fellendülés időszakában a piaci verseny fokozott hitelkihelyezésre ösztönzi a bankokat, ami egy idő után a betétek és a saját tőke korlátjába ütközik. A piaci részesedés megtartásához kölcsönből kell finanszírozni az új hitelkihelyezéseket, ami növeli a *tőkeáttételt* és hatékonyságromlást okoz. Az idegen források megnövekedése a szolvenciaráta csökkenésén keresztül érzékelhető. Az empirikus tapasztalatok alapján ennek az eredményben megmutatkozó pozitív hatása elnyomja a *tőkeáttétel* negatív befolyását és elősegíti a hitelállomány felfúvódását. Becslésünk szerint a kockázatos hitelek kihelyezése egyszerűen megoldható lenne a jegybanki *tőkemegfelelés* előírásával. Amennyiben a bank kívánatos szolvenciamutatóját kemény korlátként szabályba foglalnák, a bankok csak korábbi, pozitív eredményük arányában hitelezhetnének többet évről-évre.

**FELHASZNÁLT IRODALOM**

- Aarma, A. – Vainu, J. – Vensel, V. (2004): *Bank Performance Analysis: Methodology and Empirical Evidence (Estonian Banking System, 1994-2002)* [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=499434](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=499434) Letöltve: 2017. 04. 20.
- Apetri, A. N. – Mihai, J. O. – Mihalciuc, C. C. (2010): „Structural and Qualitative Analysis of the Romanian Banking System”, *Annals of “Dunarea de Jos” University of Galati Fascicle I - 2010. Economics and Applied Informatics* 16(2)
- Ashamu, S. O. – Abiola, J. (2012): „The Impact of Global Financial Crisis on Banking Sector in Nigeria” *British Journal of Arts and Social Sciences* 4(2)
- Aver, B. (2008): „An Empirical Analysis of Credit Risk Factors of the Slovenian Banking System”, *Managing Global Transitions* 6 (3): 317–334
- Bakir, C. (2011): *Comparative analysis of banking systems: A structure, agency and institution-based view*, Presented at 2011 APSA Annual Meeting, Seattle
- Blanchard, O. J. – Dell’Ariccia, G. – Mauro, P. (2010). „Rethinking Macroeconomic Policy”, *IMF Staff Position Note*.
- Borio, C. (2012). „The Financial Cycle and Macroeconomics: What have we learnt?”, *BIS WP*, No. 395.
- Čihák, M. – Hesse, H. (2016): „Islamic Banks and Financial Stability: An Empirical Analysis” *IMF WP/08/16*
- Claessens, S. – van Horen N. (2014): „The Impact of the Global Financial Crisis on Banking Globalization” *IMF WP/14/197*
- De Haas, R. – Van Lelyveld, I. (2011): „Multinational banks and the global financial crisis: weathering the perfect storm?” *EBRD Working Paper No. 135*
- Degryse, H. – Elahi, M. A. – Penas, M. F. (2013): „Determinants of Banking System Fragility – A Regional Perspective”, *ECB Working Paper Series*, No. 1567
- Dell’Ariccia, G. – Detragiache, E. – Rajan, R. (2004): *The Real Effect of Banking Crises*, IMF Working Paper
- Dell’Ariccia, G. – Igan, D. – Laeven, L. – Tong, H. – Bakker, B. – Vandenbussche, J. (2012): „Policies for Macrofinancial Stability: How to Deal with Credit Booms”, *IMF Staff Discussion Note*, SDN/12/06.
- Dimitriu, M. – Oprea, I-A. – Scriciu, M-A. (2012): „Credit Risk Modeling using Multiple Regressions”, *International Journal of Advances in Management and Economics*, 1(5): 125–131.
- Drehmann, M. – Borio, C. – Tsatsaronis, K. (2012). ”Characterising the Financial Cycle: Don’t Lose Sight of the Medium Term!”, *BIS WP*, No. 380.
- Eken, M. H. – Selimler, H. – Kale, S. – Ulusoy, V. (2012): „The Effects of Global Financial Crisis on the Behaviour of European Banks: a Risk and Profitability Analysis approach, ARCN”, *Journal of Finance and Risk Perspectives* 1(2): 17-42.
- Ganić, M. (2012): „The Impact of the Global Financial Crisis on the Banking Sector of Western Balkans: Cross-country Comparison Analysis” *Journal of Economic and Social Studies* 2(2)

- Hakam, A. – Fatine, F. A. – Zakaria, F. (2013): „Determinants of Banking Competition in Morocco and Evaluation of the Structural Reforms” *International Journal of Economics and Financial Issues* 3(2): 447–465. Halil E. I. – Mehmet, Ö. – Buket, B. (2011): „Examining Internal Factors That Affect Banks’ Performance Through Panel Regression Analysis”, *Journal of Modern Accounting and Auditing* 7(3): 310–315
- Jordà, O. – Schularick, M. – Taylor, A. M. (2015). „Leveraged bubbles”. *NBER WP 21486*. <http://www.frbsf.org/economic-research/files/wp2015-10.pdf> Letöltve: 2017. 05. 20.
- Kiseláková, D. – Hečková J. – Chapčáková, A. (2013): „Trends of Development and Factors of Competitiveness of Banking Sector in Global Economy – Empirical Study from Slovakia” *International Journal of Finance and Accounting* 2(3): 138–149
- KSH (2016): 3.7.6 Lakáscélú hitelek táblája, [http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat\\_evkozi/e\\_zrh001.html](http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_evkozi/e_zrh001.html) Letöltve: 2017. 05. 20.
- Kwan, S. H. (2010): „Financial Crisis and Bank Lending”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series, 2010–11*
- Louis, K. – Léonce, N. – Taoufik, R. (2009): „Impact of the Global Financial and Economic Crisis on Africa”, African Development Bank, *Working Paper No. 96*
- Mérő B. (2015): *Új indikátor a hitelezés fenntarthatóságának megítélésére*, <https://www.mnb.hu/kiadvanyok/szakmai-cikkek/hitelez-es-nhp/mero-bence-uj-indikator-a-hitelez-es-fenntarthatosaganak-megitelesere> Letöltve: 2017. 05. 20.
- MNB statisztika: <https://www.mnb.hu/letoltes/hu0301-arfolyam.xls> és <https://www.mnb.hu/letoltes/hu0304-arfolyam.xls> Letöltés ideje: 2016. 10.2 14:35
- Orabi, M. M. A. – Saymeh, A. A. F. – Mohammad, S. J. (2016): „The Effect of 2008 Financial Crisis on Jordan Banks Profit”, *Journal of Management Research* 8(1)
- Reverchuk, S. – Lobozyńska, S. – Megits, N. (2013): „Evaluating the Efficiency of Banking Systems During a Pre-Crisis and Crisis Period by Using Cluster Analysis (2004–2009)” *SAGE Open* 3(4): 1–19
- Shafique, A. – Faheem, M. A. – Abdullah, I. (2014): „Liquidity and Risk Analysis of Islamic Financial System during Financial Crunch 2008”, *Kuwait Chapter of Arabian Journal of Business and Management Review* 1(8)
- Umanhonlen Ogbeiyulu, F. – Lawani Imade, R. (2015): „Effect of Global Financial Melt-down on the Nigerian Banking Industry and Economy”, *Management* 5(3): 63–89
- Várhegyi É. (2011): „A magyar bankszektor szabályozás és versenyhelyezete a válságban”, in: Valentiny P. – Kiss F. L. – Nagy Cs. I. (szerk.): *Verseny és Szabályozás 2011*, MTA KRTK Közgazdaság-tudományi Intézet, Budapest.
- Vonnák B. – Fábián G. – Nagy M. et al (2013): *Átalakulóban a magyar bankrendszer – Vitaindító a magyar bankrendszerre vonatkozó konszenzusos jövőkép kialakításához*. MNB-tanulmányok különszám <http://mek.oszk.hu/13300/13385/13385.pdf>. Letöltve: 2017. 05. 20.
- Zaghdoudi, T. (2013): „Bank Failure Prediction with Logistic Regression”, *International Journal of Economics and Financial Issues* 3(2): 537–543.
- Živko, I. – Kandžija, T. (2013): „Impact of Financial Crisis on Banking Sector Stability in Republic Croatia” *Poslovna Izvršnost Zagreb* 7(1)