

BALOGH CSABA

A HAZAI BANKOK TŐKÉSÍTETTSÉGÉT BEFOLYÁSOLÓ TÉNYEZŐK ELEMZÉSE*

A tanulmány azt elemzi, hogy milyen tényezők befolyásolják a hazai bankok tőkeszükségletét és a képzett tőkéjüket. Az elméleti áttekintés után először a banki tőkeszükséglet és kockázati szint változásának kapcsolatát és a szabályozási környezet tőkeellátottságra gyakorolt hatását vizsgáljuk. Ezt követően a tőkeellátottság és jövedelmezőség kapcsolatát elemezzük. Az adatelemzés alapján arra a következtetésre jutottunk, hogy a hazai intézmények 1996–2003 között nem törekedtek a többletkockázatok tőkével való teljes fedezésére. Erre az utóbbi éveket jellemző hitelezési felfutás és a privatizációt követően a tőkemegfelelési magas szintje miatti nagyobb mozgástér szolgálhat magyarázatul. A kevésbé tőkésített bankok a tőkemegfelelési mutatójukon és a tőkeáttételükön is erőteljesebben változtattak, a jobb tőkeellátottságú bankokhoz képest. A szabályozási és egyéb makrogazdasági környezet változásai a tőkésítettséget pozitívan befolyásolták, ugyanakkor a kockázatosásra szintén növelő hatással voltak. Nem sikerült viszont egyértelműen bizonyítanunk, hogy a hazai bankoknál a magasabb tőkésítettség a jövedelmezőség emelkedését okozta volna. Kimutattuk azonban, hogy a hátrасorolt forrásokra fizetett kamatok esetében az erősebb tőkésítettség költségcsökkenést okozhat, továbbá, hogy az adott időszak tőkésítettségére erőteljesen hat a korábbi időszakok tőkeellátottsága, azaz az inercia kimutatható.

BEVEZETÉS

A pénzügyi intézmények közötti verseny kieleződését az utóbbi években, évtizedekben több, a hatékonyság fokozására, az erőforrások kihasználásának javítására ösztönző tényező is befolyásolta. A számos banki input közül a tanulmányban a banki saját tőke hatékony felhasználását elemezzük.

A tőkeszükséglet pontosabb meghatározását igyekszik elősegíteni a szabályozó követelmények küszöbön álló újabb reformja (Bázel II), amely alapvetően befolyásolja a tőkésítettségről hozott döntés folyamatait. A tanulmány arra a kérdésre keresi a választ, hogy melyek a pénzügyi intézmények tőkeigényének sajátosságai, milyen tényezők befolyásolják a tőkeszükségletet és a képzett

* Lektorálta: Mérő Katalin, Pénzügyi Szervezetek Állami Felügyelete.

tőkét. A tőkeszükségletre ható tényezők elméleti-irodalmi összefoglalója után két összefüggést empirikusan tesztelünk.

A pénzügyi intézményeknek az egyéb gazdasági vállalkozásokhoz képest látványosan eltérő tőkésítettségének a magyarázatánál a sajátos kockázatok és a szabályozási környezetet tartottuk a legfontosabbnak. Az empirikus vizsgálatok közül az első a banki tőkeszükséglet és kockázati szint változásának kapcsolatát vizsgálja, másrészt azt is teszteli, hogy a többi befolyásoló tényező közül a szabályozási környezetnek milyen hatása van a tőkeellátottságra. Másik elemzésünkben a tőkeellátottság és a jövedelmezőség kapcsolatának elemzésén keresztül arra kerestük a választ, hogy kimutatható-e: a magasabb tőkésítettség okozhat jobb jövedelmezőséget.

A tanulmány első része a banki tőkeszükségletet befolyásoló tényezőkre vonatkozó rövid irodalom-összefoglaló, amely a korábbi elemzések által feltárt banki viselkedésmintákat ismerteti. A második részben ismertetjük a magyar banki

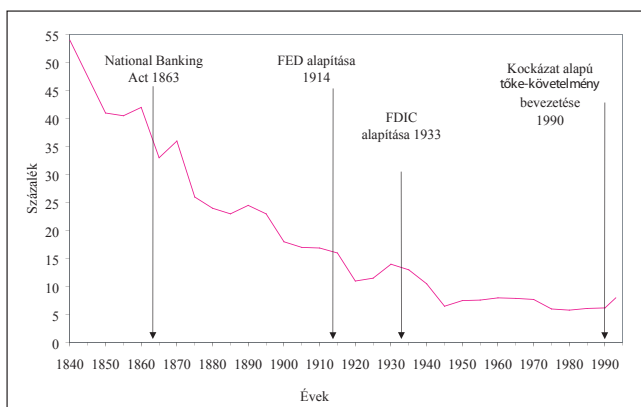
adatokon elvégzett két empirikus kutatás eredményeit. Először a tőkeellátottságnak a kockázatvállaláshoz, majd a jövedelmezőséghez való viszonyát vizsgáljuk. Végül összefoglaljuk a kutatás tanulságait.

A BANKI SAJÁTTŐKE-ARÁNY VÁLTOZÁSÁNAK ILLUSZTRÁLÁSA

A bankok tőkeellátottsága a Bázeli bizottság több erre vonatkozó ajánlásának köszönhetően számos közelmúltbeli tanulmány fókuszát képezte. Annak illusztrálására, hogy a banki tőkésítettség nem törvényszerűen és magától értetődően alakul a bázeli bűvös 8% körül, érdemes a hosszú időszakot átélő adatokkal rendelkező egyesült államokbeli bankrendszer történetére néhány sort szentelni (Részletesen lásd Berger et al. [1995]). A XIX. század közepén még 50% fölötti sajáttőke-aránnyal (a saját tőke mérlegfőösszeghez viszonyított aránya) rendelkeztek az amerikai bankok (1. ábra). Ez az arány fokozatosan csökkent, nagyjából a hatékonyság,

1. ábra

Az amerikai kereskedelmi bankok sajáttőke-aránya, 1840–1993¹



¹ A saját tőke könyv szerinti értéke osztva a mérlegfőösszeggel. Berger et al. [1995] 402. o.

a diverzifikáció növekedése és a földrajzi terjeszkedés következtében, aminek köszönhetően ugyanakkora eszközállomány kevesebb kockázatot jelenthetett. A jelentősebb szabályozásbeli változtatások is hozzájárultak azonban a tőkearány mérséklődéséhez.

Az 1863-ban életbe lépett National Banking Act az országos bankok számára a kibocsátott bankjegy fedezetének biztosítására állampapír-vásárlási kötelezettséget írt elő. Ez lényegesen csökkentette az országos bankoktól bankjegyet elfogadók (akkori betétesek) kockázatát, hiszen a kibocsátott pénz fedezete a kincstárnál rendelkezésre állt, még ha a bank csődbe is ment volna. A következő lényeges szabályozói változás a jegybank szerepét betöltő FED megalakulása volt, ami a végső mentsvár és csekk-klíring funkcióján keresztül csökkentette a bankok likviditási kockázatból (a fizetések nem teljesítéséből) származó veszteségeit. Végül a betétbiztosítási alap (FDIC) megalapítása még csak a biztosított bankok, a banki kamatok maximumának bevezetése pedig az összes bank betétese számára csökkentette a visszafizetési kockázatot, s ez a sajáttőke-arány további mérséklését tette lehetővé.

Ellenkező irányú hatást fejtett ki, amikor 1990-ben (teljesen kötelező érvénnyel 1992-től) életbe léptették a kockázat alapú tőkekövetelmény első változatát (Bázel I), illetve ezzel párhuzamosan az egyszerű tőkeáttételre vonatkozó előírást. Egy évre rá pedig a betétbiztosításban kockázat alapú betétbiztosítási díjat vezettek be. E szabályozásbeli változások mindegyike a tőkeáttétel csökkentését tette szükségessé, ami be is

következett (az 1990-es 6,2%-ról 1993-ra 8%-ra nőtt a saját tőke aránya a bankszektorban).

A TŐKEELLÁTOTTSÁGOT BEFOLYÁSOLÓ TÉNYEZŐK

A fentiek alapján feltételezhető, hogy az alapvető szabályozási változások nagy valószínűséggel hozzájárultak ahhoz, hogy a bankok – a 90-es évek elejéig – lényegesen csökkenthették a tőkearányukat. Az viszont nem dönthető el egyértelműen, hogy a szabályozás változása és az egyéb tényezők (hatékonyság, diverzifikáció stb.) milyen arányban járultak hozzá a tőkearány látványos mérséklődéséhez.

A bankok tényleges tőkeellátottságát a környezetük (a piac, a szabályozók, a tulajdonosok) elvárásai és a saját döntéseik együttesen határozzák meg. A tőkeellátottságnak a bankok viselkedésére, kockázatvállalási hajlandóságára és a jövedelmezőségre gyakorolt hatásával, illetve az e tényezők közötti kölcsönhatásokkal és a szabályozói környezet hatásával számos tanulmány foglalkozik a szakirodalomban. Ezek közül a lényegesebb cikkek főbb megállapításainak áttekintésével alapozzuk meg empirikus elemzésünket.

Az Egyesült Királyságban készült közelmúltbeli felmérés (Alfon et al. [2004]) a banki tőkeellátottságot befolyásoló tényezők alapos összefoglalását nyújtja. A szerzők a tőkeellátottságról hozott banki döntésre ható három tényezőcsoportot különítettek el: az első az ún. belső (intézményspecifikus) tényezőket, a második a külső (piaci)

tényezőket, a harmadik pedig a szabályozási környezetet takarja.

A tényezők közül a szerzőknek a brit bankpiacon elvégzett kérdőíves felmérése egyrészt alátámasztotta, hogy a legnagyobb bankok maguk becsülte kockázatok alapján határozzák meg a megcélzott tőkeszintjüket, nem egyszerűen a szabályozói tőkére tesznek egy biztonsági tartalékot (a kisebb intézményeknél ez utóbbi az általános). Másrészt a bankok többsége a kockázatkezelés fejlettségét fontosnak tartja a tőkeszint meghatározásában. A bankok a hosszú távú stratégia megvalósítását is lényeges tényezőnek tartották a tőketöbblet tartásában, bár abban a tőkeszint tehetetlensége, magas kiigazítási költsége és a gazdasági visszaesésre való tartalékolás is szerepet játszik. Végül a betétbiztosítás által nem biztosított források megőrzését és gyarapítását, valamint a jó minősítés megtartását tekintették még fontos tényezőnek a tőkeszint meghatározásában.

A szerzők adatelemzési módszerrel – amelynek során a tőkemegfelelési mutatót magyarázták különböző mutatókkal² – is igyekeztek meghatározni a leglényegesebb tényezőket. Így kevésbé volt lehetőségük a fenti tényezők mindegyikét számszerűsíteni, de azt kimutatták, hogy a kockázatosabb cégek kevesebb tőkét tartanak (a kockázatot a 100%-os kockázati súlyú eszközök arányával közelítették). Másrészt a késleltetett függő változó (tőkemegfelelési mutató)

szignifikanciája a tehetetlenség jelenlétére, de egyben a kiigazítási költségek fontosságára is utalhat. (Ez utóbbi két tényezőt nem tudták különválasztva tesztelni.) Másrészt azt találták, hogy a gazdasági növekedés negatív kapcsolatban áll a tőkearányal, azaz visszaesés esetén a bankok növelik a tőkésítettőségüket. Érdekes módon az adatok azt mutatták, hogy a magasabb biztosított betétállománnyal rendelkező bankok nagyobb tőkésítettséget tartanak fenn, nem támasztva alá azt a hipotézist, hogy a gyengülő piaci fegyelmező erő lehetővé teszi a tőkésítettség csökkentését.

A versenytársak tőkenövelésére a bankok valóban a sajáttőke-szintjük (igaz csak kis mértékű) növelésével reagáltak. A méret és a tőkeszint negatív kapcsolata pedig arra utal, hogy a kis bankok a magasabb tőkésítettségüket jelzésre (signal) használják. A szabályozói tőkekövetelmény és a tőkésítettség között pozitív kapcsolatot találtak, és az egyedi banki tőkekövetelmények változására adott reakciók alapján valószínűsítették, hogy mindegyik bank lényegesnek tartotta a szabályozói tőkeelőírás megszegése esetén várható következmények elkerülését.

A BIS [1999] tanulmánya a Bazel I tőkekövetelmény bevezetésének a bankok viselkedésére gyakorolt hatását vizsgálta, aminek során számos korábbi – elsősorban a G-10 országokra vonatkozó –, a tőkeellátottságot befolyásoló tényezőket kutató empirikus és elméleti tanulmány eredményét foglalta össze, a következő lényeges eredmények kiemelésével.

A minimális tőkekövetelmény bevezetését követően emelkedett a bankrend-

² A vizsgált mutatók a bankkonkénti tőkeelőírás, a kockázat, a méret, a GDP növekedés, a hasonló méretű bankok átlagos tőkemegfelelési mutatója, a nem bankközi betétek aránya és a ROE mutatók voltak.

szerek tőkésítettsége (a tőke megfelelési mutató – TMM – átlagosan 9,3%-ról 11,2%-ra nőtt a G-10 országokban), bár nehéz különválasztani magának az előírásnak, illetve az egyszerű mérőszám bevezetése következtében megnőtt transzparencia által megerősödő piaci fegyelmezőerőnek a hatását az alacsonyabb tőkeáttételek kialakulásában. Elméleti tanulmányok érveltek amellett, hogy az új szabályozás inkább a kockázat növelése irányába hatott. A pontatlan kockázatmérés miatt ugyanis az azonos tőkeigényű pozíciók közül a bankok számára inkább a kockázatosabbak választása a racionális. Ennek az állításnak az empirikus tesztjei azonban – részben, mert a kockázatosabb nagyobb mintán történő mérése nehéz – nem hoztak egyértelmű eredményt.

Az empirikus elemzések közül két olyan, egymástól eltérő irányú kutatás volt hangsúlyos, amelyik egyben a hazai bankokon is elvégezhetőnek ígérkezett.

Az első irányt az először Shrieves–Dahl [1992] által publikált, majd az ő modelljük alapján Jacques–Nigro [1997], Aggarwal–Jacques [1998] és Rime [2001] által későbbi, illetve más adatokon és pontosított módszerekkel elvégzett empirikus kutatások jelentik. Mindannyian a banki tőkeellátottság és kockázatosabb közötti összefüggéseket kutatták, figyelmet szentelve annak is, hogy a tőkekövetelmények milyen hatással vannak a bankok viselkedésére. Eredményeik szerint a szabályozói magatartás következtében a bankok kockázat alapú tőkeellátottsága növekedett. Abban már eltérés mutatkozott az egyes szerzők eredményei között, hogy a ban-

kok elsősorban a saját tőke növekedésével igyekeztek-e növelni tőkearányukat, vagy a portfóliójuk kockázatosabbát is mérsékeltek.

A másik kutatási irány az eddigiekben tárgyaltakhoz képest új elemként a jövedelmezőségnek a tőkeellátottsággal való kapcsolatát elemezte, ezzel a bankoknak a különböző tőkésítettségi szintben való érdekeltségét igyekezett megragadni. Legalaposabban Berger [1995] kutatta ezt a problémát: tanulmányában empirikusan vizsgálta, hogy fennállhat-e kétirányú kapcsolat a tőkeellátottság és a jövedelmezőség között, illetve empirikusan igazolható-e, hogy – a hagyományos nézetekkel szemben – magasabb eszközarányos saját tőke vezethet magasabb saját tőke-arányos jövedelmezőséghez.

A következő részben a két elemzés-típust a hazai intézményeken elvégzett kutatás részleteivel együtt ismertetjük.

A HAZAI MINTÁN ELVÉGEZETT ELEMZÉS ADATAI

A hazai banki adatok felhasználásával tehát alapvetően két irányból közelítjük meg a tőke szerepét és a tőkeellátottság fontosságát. Egyrészt a tőke és a kockázat egymásra hatását elemezzük, aminek során többek között a szabályozói tőkeelőírás hatását szándékozzuk lemérni. A másik irány a tőkeellátottság és eredményesség (jövedelmezőség) közötti kapcsolat irányát próbálja megragadni és megmagyarázni. Az elemzésekben a bankok által a PSZÁF részére jelentett eredménykimutatás és felügyeleti mérleg megfelelő soraiból származ-

tatott mutatókat használtuk. 1998 és 2003 közötti, év végi, auditált adatokat néztünk, mindazon 24 hazai bankra, amely folyamatosan működött a vizsgált időszakban. Így összességében 144 paneladatunk állt rendelkezésre minden mutatóra. A két elemzés során felhasznált változók értelmezését és alapvető statisztikai jellemzőit a Függelék tartalmazza.

A BANKI KOCKÁZATVÁLLALÁS ÉS A TŐKEELLÁTOTTSÁG KAPCSOLATA

Elméleti áttekintés

Rime [2001] tanulmánya (amely Shrieves–Dahl [1992], Jacques–Nigro [1997], Aggarwal–Jacques [1998] tanulmányaiból meríti modelljének összetevőit) a bankok tőkésítettség- és kockázatoságváltoztatási döntéseinek az összefüggését vizsgálja. A modell egyben választ keres arra a fontos kérdésre is, hogy a bankok reagálnak-e a tőkeelőírásokra, illetve azok változására.

Az empirikus vizsgálat elméleti kiindulási pontját³ az jelenti, hogy egy várható hozam/szórásnégyzet alapú haszonmaximalizáló modellt feltételezve, a kockázatelutasítóbb bankok alacsony kockázatot fognak vállalni magas tőkésítettséggel, szemben a kockázatvállaló bankok relatíve magasabb kockázat alacsonyabb tőkésítettség párosításával (lásd Kim–Santomero [1988]). Ezek alapján, ha a tőke és a kockázat szintjét vizsgálánánk, akkor a bankok keresztmet-

zeti mintáján negatív kapcsolatot találunk. (Ez egybecseng például az Alfon et al. [2004] által megfigyeltekkel.)

Kevésbé egyértelmű viszont, hogy miképpen viszonyul egymáshoz a tőke és a kockázat szintjének változtatása. Opcióárazási modellből kiindulva belátható, hogy egy betétbiztosítási rendszerben működő bank esetében a minél alacsonyabb tőkésítettség segítségével lehet növelni a biztosítási opció és azon keresztül a bank értékét. (Másképpen: a betétbiztosítás miatt a kockázatmentes kamatláb mellett bevonható források határmegtérülése annál nagyobb, minél kockázatosabb eszközbe fekteti a bank.) Ez a tiszta modell tehát a tőkésítettség és a kockázatoság változása között negatív kapcsolatot eredményezne: a tőkecsökkentés és kockázatonövelés emelné a bank értékét. E logika érvényessége mellett minden bank végtelenül kicsi tőkét és végtelenül magas kockázatot tartana. A valóságban viszont nem ezt tapasztaljuk, aminek okai az alacsony tőkésítettséggel és magas kockázatvállalással járó költségek lehetnek. Attól függően, hogy a bankok viselkedését az utóbbi költségek csökkentése vagy a betétbiztosításban rejlő opció kihasználása vezérli-e, tapasztalhatunk pozitív vagy negatív kapcsolatot a tőkésítettség és a kockázatoság változása között.

A pozitív kapcsolatot okozó költségeket egyrészt magyarázhatja a szabályozás hatása („szabályozói költség”), amely szerint attól a banktól, amely növeli kockázatoságát, a szabályozó a tőkésítettség növelését várja el.

A pozitív kapcsolatot továbbá magyarázhatja az is, hogy ha a szabályozó

³ Shrieves–Dahl [1992] mutatja be legrészletesebben a később több szerző által is felhasznált modell mögött álló elméleteket.

kikényszeríti a tőkésítetttség növelését, akkor a bank az eszközei kockázatosságát növelve tudja elérni a megfelelő pontot a várható hozam/szórásnégyzet térben. Ezt az érvet viszont gyengíti, hogy ez abban az esetben fordulhat elő, ha a szabályozó a bank kockázatosságát rosszúl mérve állapítja meg a tőkeigényt.

A hagyományos tőkestruktúra-elméletek a várható csőd költségeken keresztül tudják magyarázni a pozitív kapcsolatot. A minimális szabályozói tőkeelőírás felett lévő bankok esetében optimális tőkeszerkezetet feltételezve, a kockázati szint növelésének a tőkésítetttség növelésével kell együtt járnia a várható csőd költségek változatlanul tartása érdekében.

Végül a bank vezetőinek kockázatalutasító preferenciái is magyarázatul szolgálhatnak, mivel – ágazatspecifikus tudásuk miatt – akkor sem áll érdekükben a bank kockázatosságát növelni, ha ez a bank értékét emelné. Így ugyanis a bankcsőd megemelkedő valószínűsége következtében csökkenne a hasznosságuk.

A szabályozásnak a tőke- és kockázátváltoztatásra való hatásánál lényeges, hogy a tőkekövetelmény teljesítésénél a bankoknak tekintettel kell lenniük a tranzakciós költségekből és az aszimmetrikus informáltságból⁴ eredő tőkealkalmazkodási költségekre, ami megnehezíti a követelmény folyamatos pontos teljesítését. A szabályozó várható reakciója miatt tehát a bankok nagy valószínűséggel tőketöbbletet fognak tartani. Másrészt attól függően,

hogy az adott bankrendszerben melyik alkalmazkodás jár kisebb költséggel, a bankok a szabályozói előírásoknak való megfelelésnél előnyben részesíthetik a tőke vagy a kockázati szint változtatását. Itt fontos felhívni a figyelmet a magyar bankrendszer azon sajátosságára, hogy dominálják a külföldi anyabankkal rendelkező intézmények. Ez ugyanis csökkenthetné az alkalmazkodási költségek fontosságát, mivel az anyabankkal szemben kevesebb problémát okoz az aszimmetrikus informáltság. Ugyanakkor, ahogyan látni fogjuk, a hazai bankok átlagosan mégsem tartanak az előíráshoz nagyon közeli tőkeszintet.

Az empirikus elemzéssel a fentiek alapján két alapvető kérdésre keressük a választ. Egyrészt a kockázat és a tőkésítetttség változtatása közötti kapcsolat irányát kívánjuk meghatározni. Másrészt azt akarjuk megtudni, hogy a minimálisan előírt tőkemegfeleléshez közelítve hogyan javítják a bankok a mutatójuk értékét: az eszközeik kockázatosságát mérsékelik vagy a tőkeszintjüket emelik meg. (A kérdést átfogalmazva arra kaphatunk választ, hogy a bankok számára rugalmasabbnak bizonyul-e tőkét bevonni, mint az eszközállomány kockázatosságán változtatni.)

Az elemzést Rime [2001] a svájci bankrendszer szereplőin végezte el, szemben a többi hasonló tanulmánnyal, amelyek az amerikai bankok mintáit használták fel. A szerző felhívja a figyelmet arra, hogy az empirikus vizsgálatok eredményeinek összehasonlításához fontos az amerikai és a svájci bank-

⁴ Ami elsősorban a saját tőke bevonását komplikálhatja.

rendszer néhány alapvető eltéréseinek ismerete. A piacorientáltság korlátozottabb érvényesülése is magyarázhatja, hogy a svájci bankok közül a kisebbek számára miért nehezebb a külső saját tőkét bevonása. Másrészt – az értékpapírosítás magas fokú elterjedtsége miatt – az amerikai bankok lényegesen egyszerűbben tudnak változtatni az eszköportfóliójuk szerkezetén, kockázatoságán. Ebből a két szempontból a hazai bankrendszer a svájcihoz áll közelebb, ezért is tekintettük megfelelőbb kiindulási pontnak ezt az elemzést.

A magyar bankok 1998–2003-as adatain is megfigyelhető az a Rime [2001] által a svájci bankokra leírt összefüggés, miszerint a kisebb bankok jellemzően magasabb tőke megfelelési mutatót tartottak fenn: a kis és közepes bankok mutatója mintegy másfélszer akkora, mint a legnagyobb méretű bankoké. Míg azonban Svájcban a bankok átlagosan „csak” mintegy 25%-kal tartottak többet a minimálisnak előírtnál, addig a hazai bankok lényegesen magasabb tőketöbbletet tartottak (a nagybankok 50%-kal, a kisebbek 100%-ot is meghaladóan, azaz ez utóbbi csoport több mint 16%-os TMM mutatót tartott fenn). A Rime [2001] által tapasztaltnál hasonlóan a magyar bankok esetében is a kis és közepes bankoknak volt a legnagyobb a TMM szórása, a legstabilabb mutatóval a nagybankok rendelkeztek. Ezeket a megfigyeléseket az is magyarázhatja, hogy a kisebb bankok nehezebben tudnak tőkét bevonni, emiatt tartanak fenn magasabb tőkésítettséget, amelynek nagysága viszont könnyebben ingadozik.

A tesztelt modellben szereplő változók, vizsgált összefüggések

Vizsgálatunk Shrieves–Dahl [1992] alapmodelljéből indul ki, amely a tőke és a kockázat alakulásának részleges alkalmazkodási modellje. E szerint a következő két egyenlet segítségével lehet modellezni, hogy a bankok hogyan változtatnak a tőkeellátottságukon és kockázatoságukon.

$$\Delta \text{CAP}_{j,t} = \Delta^d \text{CAP}_{j,t} + E_{j,t} \quad (1)$$

$$\Delta \text{RISK}_{j,t} = \Delta^d \text{RISK}_{j,t} + S_{j,t} \quad (2)$$

Az egyenletek jobb oldala két összetevőből áll, egyrészt a j -edik bank t időpontbeli tudatos (diszkrecionális) tőke-, illetve kockázatváltoztatásából ($\Delta^d \text{CAP}$ és $\Delta^d \text{RISK}$), másrészt a bankon kívüli, exogén faktorok (E , S) hatásából. A tudatos tőke- és kockázatváltoztatásokról feltételezzük, hogy egy kitűzött célszint és a jelenlegi szint különbségének konstans (α , β) hányada, azaz a bank fokozatosan közelíti az általa megcélzott tőkearányt ($\text{CAP}^*_{j,t}$) és kockázati szintet ($\text{RISK}^*_{j,t}$):

$$\Delta^d \text{CAP}_{j,t} = \alpha (\text{CAP}^*_{j,t} - \text{CAP}_{j,t-1}) \quad (3)$$

$$\Delta^d \text{RISK}_{j,t} = \beta (\text{RISK}^*_{j,t} - \text{RISK}_{j,t-1}) \quad (4)$$

Ezeket visszahelyettesítve az (1) és a (2) egyenletekbe, a modell alapvető kérdése az, hogy milyen változók határozzák meg a két célszintet.

$$\Delta \text{CAP}_{j,t} = \alpha (\text{CAP}^*_{j,t} - \text{CAP}_{j,t-1}) + E_{j,t} \quad (5)$$

$$\Delta \text{RISK}_{j,t} = \beta (\text{RISK}^*_{j,t} - \text{RISK}_{j,t-1}) + S_{j,t} \quad (6)$$

Rime [2001]-hez hasonlóan a következő végső specifikációban szereplő magyarázóváltozókról feltételeztük, hogy befolyásolják a két célszintet:

$$\Delta CAP_{j,t} = a_0 + a_1 REG_{j,t-1} + a_2 ROA_{j,t} + a_3 SIZE_{j,t} + a_4 \Delta RISK_{j,t} - a_5 CAP_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad (7)$$

$$\Delta RISK_{j,t} = b_0 + b_1 REG_{j,t-1} + b_2 LLOSS_{j,t} + b_3 SIZE_{j,t} + b_4 \Delta CAP_{j,t} - b_5 RISK_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (8)$$

ahol változók a következőket jelentik:
 ΔCAP : a tőke egy év alatti változása,
 $\Delta RISK$: a vállalt kockázat egy év alatti változása,

$SIZE$: a méret, a mérlegfőösszeg logaritmusa,

ROA : az eszközarányos nyereség,

$LLOSS$: a hitelveszteség,

REG : a szabályozói nyomás.

A változók modellbe illesztésének oka és számszerűsítésük módja a következő volt:

- ΔCAP : a tőkét kétféleképpen ragadtuk meg. Egyrészt az első elemzésekkel megegyező módon (pl. Shrieves–Dahl [1992]), azaz a tőkeáttétellel, amelyet a saját tőke, illetve a szavatoló tőke mérlegfőösszeghez képesti arányával mértünk (risk capital/total asset, RCTA). A későbbi empirikus vizsgálatok viszont már a saját, illetve a szavatoló tőke kockázattal korrigált eszközök-höz viszonyított arányát használták (risk capital/risk-weighted assets, RCWA). Ennek megfelelően két külön egyenletrendszer kell becsülnünk, ha mind a két mérési módot vizsgálni akarjuk. Így szét

lehet választani a tőke és a kockázat változásának hozzájárulását a tőkemegfelelési mutató (TMM) változásához. Mivel a korábbi tanulmányok vagy a saját tőkét, vagy a szavatoló tőkét vették alapul, mind a két tőkefogalom segítségével megbecsültük a modellt (RCTA és RCTA2, illetve RCWA és RCWA2 a használt változók jelölése, az első a hagyományos tőkeáttételt, a legutolsó a TMM-et takarja).

- $\Delta RISK$: a vállalt kockázatot a legnehezebb számszerűsíteni nyilvánosan elérhető adatokkal. A többi szerzőhöz hasonlóan, mi is a szokásos egyszerűsítéssel élünk, és a kockázattal korrigált eszközök összes eszközhöz viszonyított arányaként mértük (RWATA), ezzel feltételezve, hogy a kockázati súlyok jól közelítik a valós kockázatot.

A (7)-es egyenletben magyarázó változóként szerepel a $\Delta RISK_{j,t}$, míg a (8)-asban a $\Delta CAP_{j,t}$. Feltételezzük ugyanis, hogy a két döntést a bankok egyszerre, szimultán módon hozzák meg. Arra számítunk, hogy egy kockázattal korrigált eszközökre meghatározott tőkekövetelmény esetében a két eltérő tőkefogalmunk és a kockázamutatónk közötti összefüggés nem lesz azonos. Ilyen környezetben a bankok növekvő kockázatukat várhatóan az eszközarányos tőkeellátottság növelésével kompenzálják, azaz a két változás között pozitív egyidejű kapcsolat áll fenn. Viszont a tőke/kockázattal korrigált eszközök arány (RCWA) és a kockázatoság között emiatt nem számítunk szignifikáns kapcsolatra.

- **SIZE:** a nagyobb bankok portfóliójuk jobb diverzifikáltsága és a részvénypiachoz való könnyebb hozzáférésük miatt a kisebb bankoknál várhatóan könnyebben tudják alakítani saját tőkéjük nagyságát és a kockázatvállalásukat, ezért mindkét egyenletben indokolt szerepeltetni.
- **ROA:** amennyiben a bankok preferálják a visszatartott nyereséggel való tőkeemelést (a külső forrásbevonással szemben), akkor a nyereségesebb bankok várhatóan gyorsabban tudják növelni tőkeellátottságukat. Ezért a tőkeváltozás egyenletében szerepeltetjük a ROA-t, és pozitív hatást várunk tőle.
- **LLOSS:** a hitelveszteség, amelyet az adott időszakban képzett céltartalékok eszközökhöz viszonyított arányával közelítünk. A hitelveszteségek úgy fejtik ki hatásukat, hogy ceteris paribus csökkentik a hitelállományt és így a kockázattal korrigált eszközöket (RWA-t). Ezért a kockázatvállalási egyenletben negatív hatást várunk az LLOSS-tól.
- **REG:** a szabályozói nyomás fontos tényező a tőke- és kockázati döntésekkor. Ez alatt azt értjük, hogy a tőkéhez képest vállalt magasabb kockázat esetén a banknak számolnia kell a felügyeleti beavatkozás esélyének növekedésével. A modellben a felügyeleti nyomás bináris változója (REG1 változó) akkor vesz fel egységnyi értéket, ha a bank tőkemegfelelési mutató-

ja (TMM) a szabályozói minimális előírást (8%-ot) egy szórásnyira megközelíti, egyébként pedig nulla értékű.⁵

A szabályozói nyomás nagysága meghatározó lehet a bankok viselkedésére, mind a kockázat, mind pedig a tőkeellátottság tekintetében. A valószínűsíthetően szigorú felügyeleti fellépés a tőkeminimumhoz közelítő bankokat várhatóan a kockázat csökkentésére és a tőkeellátottság növelésére ösztönzi, ezért indokolt mind a két egyenletben szerepeltetni a REG változót.

- A szabályozói háttér és a makrogazdasági környezet változását egyszerűsítve, dummy változók segítségével építettük be a rendszerbe: minden évet külön dummyként jelentettünk meg a modellben.

A változók várt hatásai alapján a két vizsgálati irányunknak megfelelően a következő kérdéseket fogalmaztuk meg.

A tőke- és kockázati szint változása között milyen irányú kapcsolat mutatható ki a hazai bankokra? Pozitív irányú

⁵ Az idézett elemzésekben egy másik megközelítésű REG változót is alkalmaztunk, amelyet két dummy változóval ragadtak meg. Az egyik akkor vesz fel egy értéket, ha a TMM 8% alatt van, egyébként nulla (REGU). A másik változó értéke akkor 1, ha a TMM 8% és 10% között van (REGA). A hazai bankok esetében a rendelkezésre álló adatsorban viszont nem fordult elő 8%-nál kisebb TMM, és a 10% alatti TMM érték sem túlzottan gyakori (az adatok nem egész 2%-a). Ezért a REG1 változó alternatívájaként egyedül a REG2 változót használtuk, amely 12% alatti TMM érték esetén vesz fel egységnyi értéket, a fölött nulla (a banki TMM-adatok mintegy harmadát teszik ki a 12% alatti értékek). Az elemzést ezzel a változóval is elvégeztük, de nem hozott eltérő eredményt, ezért a továbbiakban az elméletek által jobban megalapozott szórás alapú változót használjuk.

kapcsolat fennállása a betétbiztosítási opció kihasználására való motiváltság érvényesülését jelezheti, a negatív kapcsolat pedig az alacsony tőkésítettséggel és vagy magas kockázatosséggel járó költségek dominanciáját támasztaná alá. A kérdés megválaszolásához a (7)–(8) egyenletekben magyarázó változóként szereplő $\Delta RISK$ és ΔCAP szignifikanciáját kell vizsgálni.

A tőkeelőírásoknak a magyar bankok tőkearány-változtatási döntéseire való hatása elemzéséhez egyrészt azt vizsgáltuk, hogy a 8%-os tőkemegfelelési mutatót közelítve, a bankok nagyobb arányban növelik-e tőkeellátottságukat (ennek teszteléséhez a (7)-es egyenletben szereplő REG változót vizsgáltuk); másrészt azt, hogy a szabályozási környezet változása az elmúlt években hozzájárult-e a tőkearány növekedéséhez. Ez utóbbit az évekhez rendelt dummy változók segítségével tudtuk megbecsülni.

A megfelelő tőkésítettséget nemcsak a tőke változtatásával, hanem a kockázatosság módosításával is elérhetnék a bankok. A két irány közötti lehetséges átváltás viszonyát a két egyenletben szereplő REG és a dummy változók együtthatóinak az összevetésével tudjuk elemezni.

A becslési módszer és a becslés eredményei

A modell paramétereit az adatbázisunkon elvégzett panelbecslés segítségével határoztuk meg. A szimultán egyenletrendszer endogenitásának kezelése érdekében kétlépéses legkisebb négyzetek módszert alkalmaztunk (Two Stage

Least Square, TSLS). A kiinduló adatbázisunk eredetileg 24 bankra és 6 évre (1998–2003) vonatkozott. A tőke és a kockázat változásainak beépítése, illetve a késleltetések miatt a modell becsléséhez 4 év adatát, azaz 96 adatpontot tudtunk felhasználni. A viszonylag kevés adat a hazai bankpiac méretének következménye. Az idézett szerzők sem alkalmaztak hosszabb idősort, bár volt olyan tanulmány, amely negyedéves adatok felhasználásával növelte az adatpontok számát. (A hazai felügyeleti mérleg adataiban jelentős változások mennek végbe pusztán elszámolásbeli változtatások miatt, ezért az év végére rendelkezésre álló auditált adatok használata tűnt biztonságosabbnak.) Az egyenletek becslését bankonként eltérő konstansokkal végeztük el, ami lehetővé teszi, hogy a bankok heterogén magatartása ne torzítsa az eredményeinket.

A változóknál felsorolt alternatívákra mind elvégeztük a becsléseket, így a saját tőke és a szavatoló tőke összes eszközre, valamint a kockázattal korrigált eszközökre vetített arányára ($RCTA$, $RCTA2$, $RCWA$, $RCWA2$) és a két REG változóra is. Ezek közül nem írjuk le részletesen az összes becslést, hanem azokra koncentrálnunk, amelyek a leginkább hozzájárultak a kérdéseink megválaszolásához, illetve a legtöbb szignifikáns változót eredményezték.

A szavatoló tőkét felhasználó becslések, az ezt alkalmazó tőkeáttétel ($RCTA2$) és a TMM ($RCWA2$) hasonló arányban eredményeztek szignifikáns változókat, mint a csak saját tőkén alapuló becslések; az alábbiakban a szavatoló tőkét felhasználó becsléseket ismertetjük.

A CAP változót a tőke megfelelési mutatóval (TMM, saját jelölésünkkel: RCWA2) mérve, a becslésünk eredményeit az 1. táblázat mutatja be⁶. Ezek alapján elmondható, hogy a szabályo-

zói nyomásnak (REG) szignifikáns hatása volt a tőkeellátottság és marginálisan szignifikáns hatása a kockázati szint változtatásra is. Tehát azok a bankok, amelyek közelebb voltak a minimális előírás-

1. táblázat

A tőke megfelelési mutatón alapuló becslés eredménye

Változók	Δ CAP ^a egyenlet		Δ RISK ^b egyenlet	
	Koefficiens	P-érték	Koefficiens	P-érték
REG _{t-1}	0,029*	0,000	0,030**	0,050
ROA _t	0,603**	0,041		
SIZE _t	-0,080*	0,000	-0,278*	0,000
LLOSS _t			-0,841	0,269
Δ RISK _t	-0,130*	0,000		
CAP _{t-1}	-0,681*	0,000		
Δ CAP _t			-0,654*	0,000
RISK _{t-1}			-0,424*	0,000

^a Szavatoló tőke/ kockázattal korrigált eszközök (RCWA2).

^b Kockázattal korrigált eszközök / mérlegfőösszeg (RWATA).

*, **: 1%-on, illetve 5%-on szignifikáns.

hoz, jobban növelték tőkésítettségüket, és ezt még úgy is sikerült teljesíteniük, hogy közben a kockázati szintjüket hasonló mértékben emelték. A magasabb jövedelmezőség (ROA) pozitív és ugyancsak szignifikáns hatást gyakorolt a tőkeváltoztatásra, azaz a nyereségesebb bankok visszaforgatott nyereségük segítségével jobban tudták növelni tőkeellátottságukat. Szintén szignifikáns és a várakozásunknak megfelelően negatív a

bankméret (SIZE) tőkére való hatása, azaz a nagyobb bankok jellemzően kevésbé növelték a tőkeellátottságukat, mint a kisebb bankok. Ez összefüggésben lehet az alapadatokkal kapcsolatos megfigyelésünkkel, miszerint a kisebb bankokra magasabb tőkeszint fenntartása jellemző.

A kockázati egyenletben a hitelvesztésnek (LLOSS) nem volt szignifikáns hatása. Megpróbáltuk a céltartalék-változás helyett a leírt és lejárt hitelekkel közelíteni a hitelvesztéséget, de ez sem eredményezett szignifikáns koefficiens. Viszont a méret a kockázat változtatására szignifikánsan negatív hatást gyakorolt, azaz a nagyobb bankok relatíve kevésbé növelték kockázatukat a kisebbeknél.

A Rime [2001] által megfigyeltekkel szemben, hasonlóan Aggarwal-Jacques

⁶ Az eredmények két tényező miatt is fokozott óvatossággal kezelendők. Egyrészt a viszonylag kis elemszám bizonytalanná teheti a becslést. Másrészt a 90-es évek elején-közepén lezajlott bankprivatizációk és bankalapítások következtében a hazai bankrendszer a vizsgált periódus elején a fejlettebb bankrendszerekhez képest lényegesen magasabb tőkésítettséggel rendelkezett. Ennek fokozott leépítése részben természetes jelenség volt.

[1998] által kapott eredményekhez, a becslésünk szignifikánsan negatív kapcsolatot mutatott a tőke- és a kockázatváltoztatás között. Azaz, ha a bankok növelték kockázattal korrigált eszközeiket, akkor jellemzően csökkentették a TMM-jüket. Ha viszont csökkent a kockázatuk, akkor növelték a TMM-jüket. Ezek alapján azt sejtethetjük, hogy a vizsgált periódusban a hazai bankok nem menedzselték aktívan a tőkeellátottságukat (TMM-mel mérve), hanem passzívan elfogadták a kockázatvállalás változásából adódó tőkeellátottság-változást, amit a viszonylag magas TMM értékeik miatt kényelmesen megtehettek. Ez részben annak is a következménye lehetett, hogy a privatizációk és bankalapítások következtében tudatosan túltőkésített bankok fokozatosan kezdték kihasználni a tőketartalékukat. Rime [2001] az általa tapasztalt nem szignifikáns kapcsolatot azzal magyarázta, hogy a bankok – a feltételezhetően megfelelő tőkeellátottságukból kiindulva – a kocká-

zatemelkedéssel párhuzamosan tőkeszintjüket növelve biztosítják a TMM mutató változatlanóságát. Ez tehát nem volt jellemző a hazai bankok esetében.

A CAP változót a szavatoló tőke mérlegfőösszeghez viszonyított arányával (tőkeáttétel, RCTA2) mérő becslésünk eredményeit a 2. táblázat mutatja be. A változók többségének hatása meg egyezik a TMM alapú becslésnél leírtakkal. A szabályozói nyomásnak (REG) itt is szignifikáns pozitív hatása volt a tőkeellátottságra, és ugyancsak marginálisan szignifikáns, de már negatív hatása a kockázati szint változására. Ezek szerint, bár a kockázati szint mérséklése nem mutatkozott egyértelműnek, a gyengébb tőkésítettségű bankokról nem tudjuk biztonsággal megállapítani, hogy inkább a tőkeszintjük módosításával igyekeztek volna javítani a tőkemegfelelésüket. (Ezzel szemben Svájcban a szabályozói nyomás elsősorban tőkeszintjük módosítására ösztönözte a bankokat.)

2. táblázat

A tőkeáttételen alapuló becslés eredménye

Változók	ΔCAP^a egyenlet		ΔRISK^b egyenlet	
	Koefficiens	P-érték	Koefficiens	P-érték
REG_{t-1}	0,022*	0,000	-0,028	0,057
ROA_t	0,776*	0,000		
SIZE_t	-0,063*	0,000	-0,173*	0,001
LLOSS_t			-1,103	0,228
ΔRISK_t	0,025**	0,026		
CAP_{t-1}	-0,615*	0,000		
ΔCAP_t			0,121	0,677
RISK_{t-1}			-0,463*	0,000

^a Szavatoló tőke/ mérlegfőösszeg (RCTA2).

^b Kockázattal korrigált eszközök / mérlegfőösszeg (RWATA)..

*, **: 1%-on, illetve 5%-on szignifikáns.

Tőkeáttétel alapján mérve a tőkeellátottságot, már pozitív kapcsolatot mérünk a kockázatváltozás és tőkeváltozás között, azaz a kockázatosság emelkedésével a szavatoló tőke és az összes eszköz aránya még akkor is növekedett, ha a TMM átlagosan csökkent is a bankoknál. Ez nagy valószínűséggel a magyar bank-szektor azon sajátosságának az eredménye, hogy a vizsgált időszakban a bankok kezdtek átcsoportosítani a korábbi alacsonyabb kockázati besorolású eszközeiket a magasabb kockázati szintű eszközökbe (pl. a nagymértékű állampapírtartás helyett a hitelezést kezdték előtérbe helyezni). Így elképzelhető, hogy a szavatoló tőke növekedésénél kisebb mértékben emelkedett a mérlegfőösszeg, azonban az eszközök növekedését jellemzően a kockázatos eszközök tették ki (emiatt a TMM csökkent).

Mind a két módon megbecsült egyenletrendszer esetében szerepeltettünk év dummy változókat, amelyek a gazdasági és a szabályozói környezet hatását ragadják meg. Szinte mindegyik év esetében szignifikánsan pozitív hatást találtunk mind a tőke, mind pedig a kockázati egyenletekben, ami arra utal, hogy önmagában a környezet és a szabályozás változása a kockázat és a tőkésítés emelésére ösztönözte a bankokat.

A BANKI TŐKEELLÁTOTTSÁG ÉS JÖVEDELMEZŐSÉG KAPCSOLATA

Elméleti áttekintés

A jövedelmezőség és a tőkeellátottság közötti kapcsolatot empirikusan elemzi Berger [1995]. Tanulmányában cáfolni igyekszik azt a hagyományos nézetet,

miszerint azok a bankok, amelyek több saját tőkét tartanak, rosszabb sajáttőke-arányos jövedelmezőséget (ROE) tudnak felmutatni. A szerző rávilágít arra, hogy ez a nézet egy egyperiódusos, tőkéletes piacot (amelyen belépési és csődkiadások, adók, illetve betétbiztosítás nincsenek) feltételező, a bankok és a befektetők közötti szimmetrikus informáltságot biztosító világban állhatja meg a helyét. Ebben az esetben ugyanis – kockázatalutasító befektetőket feltételezve, akik nem tudják a bank kockázatát tőkéletesen diverzifikálni – a magasabb saját tőke csökkentené a saját és idegen források kockázatát, így a várható hozamukat is. Ekkor tehát a növekvő tőkearány romló jövedelmezőséget okozna, így a két tényező között negatív kapcsolat állna fenn.

A feltételezéseket sorra közelítve egy valóságosabb piaci környezethez, első lépésben egy periódus helyett több periódust feltételezve, azt várhatjuk, hogy az intézmények nem feltétlenül osztják fel az összes nyereségüket a tulajdonosok között. Így a ROE növekedése a saját tőke arányát növelheti, pozitív okozati kapcsolatot eredményezve.

A másik irányú (a tőke felől a ROE irányába mutató) pozitív okozati kapcsolat sokkal váratlanabb eredmény, amelyet a szerző empirikus kutatása mégis alátámaszt. Ennek az elméleti magyarázatához abból indul ki, hogy létezik a bank értékét maximalizáló optimális tőkearány.

Első magyarázat lehet a pozitív tőkearány–ROE kapcsolatra, hogy az optimális tőkearány emelkedik, ha exogén környezeti változások a várható csődkiadások emelkedését okozzák. Például, ha a

bankcsődök valószínűségének növekedése miatt nőne meg a várható csőd költség, akkor azoknak a bankoknak, amelyek gyorsabban igazítják tőkeellátottságukat a megemelkedett optimális tőkearányhoz, a többi bankhoz képest relatíve emelkedik a jövedelmezőségük (a fedezetlen hitelekre fizetett alacsonyabb kamatokon keresztül). Az ilyen irányú kapcsolat jelét tehát a kamatköltségek eltérő alakulásában kell keresnünk, pontosabban – ha a betétbiztosítás létezését is beillesztjük a modellbe – a nem biztosított forrásokra fizetett kamatköltségekben.

Az empirikus modell tervezésénél a szerző még azt is kiemeli, hogy a kockázatosabb bankok esetében erősebb okozati kapcsolatot találhatunk, mivel ők relatíve nagyobb mértékben tudják csökkenteni a csőd valószínűségét. Azt is fontos figyelembe venni viszont, hogy nem csak a tőke növelésével, hanem az eszközök kockázatosságának csökkenésével is tudják mérsékelni a bukási valószínűségüket.

A csőd költség modellbe illesztése mellett a szimmetrikus informálság fel-tételének feloldása lehet a következő magyarázat a pozitív tőkearány–ROE okozati kapcsolatra. Ha nem tételezzük fel a piaci szereplők szimmetrikus informálságát, akkor a tulajdonosi részesedéssel rendelkező jövedelmező bank vezetésének érde- mes lehet a többletinformációjára építve a várható kedvező eredményt magasabb tőkével jelezni („signaling”).⁷

A várható csőd költségeken és a „signaling” hatáson kívül további, bár kevésbé valószínű magyarázatai is lehet- nek a pozitív kapcsolatnak. A magasabb tőkearány egyben biztosíthatja a ter- jeszkedési lehetőséget is, azaz a maga- sabb várható jövedelmezőséget biztosító üzletágak terjeszkedését nem korlátoz- za a tőke szűkössége. A hagyományos portfólióelmélet szerint a növekvő tőke következtében vállalható magasabb koc- kázat magasabb várható hozamot bizto- sít, növelve a ROE-t. Mindezek mellett ugyanakkor az is elképzelhető, hogy mind a ROE, mind a tőke valamely közös tényező változására reagál azono- san (hamis regresszió).

Berger [1995] az Egyesült Államok mintegy 80 000 bankján a 80-as évekre elvégzett vizsgálatában valóban azt talál- ta, hogy a magas eszközarányos tőke és a magas ROE között (mind a két oksági irányban) szignifikáns pozitív kapcsolat van, és az erre magyarázatul szolgáló alternatív hipotéziseket tesztelte. A több periódus feltételezése miatt várt kap- csolat (a visszaforgatott nyereség követ- keztében növekvő tőke) érvényesült az adatokon is.

Az ellentétes irányú okozati kapcso- latnál a pénzügyi nehézségek költsé- gére alapozó hipotézist alátámasztot- ták az adatok, az információtovábbítás („signaling”) elméletét viszont nem. A 90-es évek elejének adataira megismé- telt vizsgálat azonban már nem talált pozitív oksági kapcsolatot a tőkésítettség és a jövedelmezőség között, amit azzal magyarázott, hogy valószínűleg a 90-es évek szabályozói változásai miatt az opti- mális szint fölé kerültek a tőkearányok.

⁷ A tőke „signaling” hatásának megítélése nem egyértelmű a szakirodalomban. Hughes–Mester [1996] például a magasabb fenntartott tőkearányt a magasabb kockázatra és ezen keresztül a maga- sabb várható veszteségre utaló jelzésként fogja fel.

Berger [1995] elemzésének hazai adatokon történő elvégzésével szeretnénk megbizonyosodni arról, hogy a magyar bankok esetében milyen a kapcsolat a jövedelmezőség és a tőkeellátottság között. Ezzel arra a kérdésre keressük a választ, hogy a hazai bankoknál is megfigyelhető-e, hogy a magasabb eszközarányos saját tőke növelheti a bankok jövedelmezőségét.

A becslések felépítése és eredményeink

E kérdést a fent leírt korrelációs kapcsolatot becslésével, illetve Granger oksági teszt elvégzésével tudjuk megvizsgálni. Ezzel arra is választ kapunk, hogy a jövedelmezőség is pozitívan hat-e a tőkeellátottságra, amely állítás fenntarthatónak tűnik, ha arra gondolunk, hogy a nyereség egy részét visszatartva a jövedelmezőbb bankok könnyebben tudják

növelni tőkeállományukat. A magyar piacon azonban a külföldi bankok magas tulajdoni hányada miatt elképzelhető, hogy a magas jövedelmezőség egyben magas profitkivonást is maga után von. Ekkor nem érvényesül ez a jelenség.

Az elemzést első lépésben a két változó (ROE és sajáttőke-arány, RCTA) közötti lineáris kapcsolat szorosságának a vizsgálatával kezdtük, amihez a két változó idősoros és keresztmetszeti adatait használjuk fel. A ROE-t az adózott eredmények és a saját tőke hányadosaként számítottuk, a RCTA-t pedig a saját tőke és az összes eszköz hányadosaként.

Az egyszerű lineáris korrelációs együttható többségében és az időszak egészére is pozitív értéket mutat, azonban csak 2002–2003-ban szignifikánsak az értékek (5%-os szignifikanciaszinten; 3. táblázat). A

3. táblázat

Az eszközarányos saját tőke (RCTA) és a sajáttőke-arányos nyereség (ROE) korreláció értékei

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1998-2003
Korrelációs együttható	-0,078	0,202	0,131	0,293	0,407*	0,455*	0,083
p érték	0,719	0,344	0,541	0,165	0,048	0,026	0,324

* Szignifikánsan különbözik nullától 5%-os szignifikancia szinten.

hat évre összesítve számított 8,3%-os érték nem esik messze a Berger [1995] által mért 13%-os együtthatótól, ez utóbbi azonban – bár nagy valószínűséggel a lényegesen nagyobb minta következtében – szignifikáns volt. A hazai bankok esetében ennek alapján az eredmények arra utalnak, hogy

csak az utolsó két évre (2002–2003-ra) volt pozitív kapcsolat a jövedelmezőség és a tőkésítés között.

Annak eldöntésére, hogy melyik irányban működik az összefüggés – a magasabb jövedelem okoz magasabb tőkearányt, és/vagy a magasabb tőkearány okoz magasabb ROE-t –,

Granger oksági tesztet végeztünk, amellyel megállapíthatjuk, hogy a két változó közül melyik Granger oka a másiknak. Az elemzéshez a két változó

t időpontbeli értékét a saját és a másik változó előző három időszakai késleltetett értékével regresszáltuk paneladatainkon.⁸

4. táblázat

Az eszközarányos saját tőke (RCTA) és a sajáttőke-arányos nyereség (ROE) közötti Granger oksági teszt

	Függőváltozók			
	ROE	RCTA	ROE	RCTA
Konstans	0,018 (0,72)	0,001 (0,12)	0,039 (1,02)	0,006 (1,16)
ROE (-1)	0,799*** (7,88)	0,049* (1,74)	0,116*** (3,21)	-0,0007 (0,15)
ROE (-2)	-0,106* (1,84)	0,0006 (0,04)		
ROE (-3)	0,050*** (2,90)	0,004 (0,82)		
ROE (együttes)	0,742*** (94,16)	0,054** (6,34)		
RCTA (-1)	-0,595 (1,27)	1,051*** (7,99)	0,622 (1,58)	0,946*** (17,73)
RCTA (-2)	1,245** (2,22)	0,105 (0,66)		
RCTA (-3)	-0,397 (0,96)	-0,223* (1,94)		
RCTA (együttes)	0,253 (1,04)	0,93*** (179,6)		
Korrigált R-négyzet	0,618	0,809	0,088	0,725
Minta elemszám	72	72	120	120

* 10%-os, ** 5%-os, *** 1%-os szignifikanciaszinten különbözik nullától, a t értékek abszolút értéke zárójelben szerepel.

⁸ Berger [1995]-hez hasonlóan feltételeztük, hogy a két tényező három év alatt fejt ki teljes hatását. A három késleltetett változó együtthatóját külön is szerepeltetjük a táblázatban, de az összegükre koncentrálnak. A lényegesen kisebb adatbázis, a kevesebb adatvesztés miatt a csak egy késleltetés alkalmazását is kipróbáltuk (4. táblázat 3. és 4. oszlop), azonban a lényegesen rosszabb illeszkedés és a kevéssé szignifikáns együttműködés utaltak a valószínűsíthető magasabb rendű autokorrelációra.

A 4. táblázat eredményei alapján úgy tűnik, hogy a Berger [1995] által megfigyelt összefüggések egy része a hazai bankokra is fennáll, nagyságrendileg hasonló együttthatókkal. Az egyetlen, ám elemzésünk szempontjából alapvető eltérés, hogy a hazai mintán az RCTA késleltetett értékeinek hatása nem különbözik szignifikánsan nullától, bár a kapott együtttható (0,25) szintén közel esik Berger [1995] által mért (0,303) értékhez.

Az első két oszlop a három késleltetés együttes szerepeltetését, a második két oszlop a csak egy késleltetés eredményeit mutatja.

A fentiek alapján megállapíthatjuk, hogy a hazai bankok esetében a jövedelmezőség a várakozásainknak megfelelően Granger oka a tőkeellátottságnak, azaz a magasabb jövedelmezőség várhatóan magasabb sajáttőke-arányt eredményez. Viszont a sajáttőke-arány növekedéséről nem tudjuk teljes bizonyossággal kijelenteni, hogy magasabb jövedelmezőséget okoz. Erre magyarázatul szolgálhat az, hogy a hazai bankok egyrészt még ritkán gyűjtenek értékpapír formájában forrásokat, kevésbé támaszkodnak tehát a piaci megítélésre, másrészt valószínűleg kisebb az intézményi ügyfelektől felvett források aránya.

Ugyanakkor az egyszerű teszt jelzi, hogy a ROE múltbeli értékei nem csak a ROE jelenbeli értékére hatnak, hanem a RCTA értékére is. Ez összecseng a várakozásainkkal, mivel a nyereségebb bankok könnyebben tudnak tőkét képezni. Ezek szerint a – nagy külföldi tulajdoni arányból eredő – tőkeképzés helyetti profitkivonás hatása nem jelent-

kezik erőteljesen a hazai bankoknál. Ugyanakkor a korábban említett Alfon et al. [2004] által vizsgált tényezők közül az inercia hatásának jelenlétére utal a múltbeli RCTA értékek összegének 1-hez közeli együttthatója.

A RCTA-t magyarázó regressziók magasabb korrigált R-négyzet értéke is hangsúlyozza, hogy a tőkeellátottság lényegesen stabilabban alakul a jövedelmezőségnél. Ez megmutatkozik a periódus átlagaiban és szórásában is (l. Függelék), hiszen a ROE mintabeli szórása lényegesen (majdnem tízszeresen) meghaladja a RCTA szórását.

A ROE és RCTA változók csak egymással való regresszálása azonban hamis regresszióhoz is vezethet, ha közös tényezők hatnak mind a két mutatóra, tehát nem az egyik okozza a másik változását, hanem egy harmadik tényező hat mindkét változóra. Ennek ellenőrzésére Berger [1995] által javasolt kontrollváltozók bevonásával vizsgáltuk a regresszió paramétereinek stabilitását.

A változók a következők voltak:

- a betétpiaci részesedés (SHR) a vizsgált bank esetleges erőfölényes helyzetét ragadja meg, amely hatással lehet a jövedelmezőségre;⁹
- a működési költségek a működés hatékonyságát mérik;

⁹ Berger [1995] kétféleképpen is felfogja a piaci versenyhelyzet hatását. Egyrészt a hagyományos „structure–conduct–performance” hipotézis szerint, amely az erőfölénnyel való visszaéléseken keresztül magyarázza a jövedelemre gyakorolt hatást. Másrészt az „efficient–structure” hipotézis szerint a magas koncentráció és piaci részesedés a piacon lévő intézmények hatékony működéséről tanúskodik.

- dummy változókkal még további hatásokat vettünk figyelembe. A bank méretét (mérlegfőösszeg alapján kis, közepes vagy nagy bank), a bank sajátosságait (minden bankra külön dummyt szerepeltettünk) és az évek közötti makrogazdasági eltéréseket (évenkénti külön dummy beépítésével).

A kontrollváltozókkal újra elvégzett Granger oksági tesztek már lényegesen gyengébb eredményt hoztak. Ebben az esetben már a ROE sem tűnik az RCTA Granger okának, egyedül a RCTA késleltetett értékeinek összesített paramétere mutatott szignifikáns hatást az RCTA jelenbeli értékére (a hatás nagyságrendileg továbbra is megegyezett a Berger által számítottal).

Berger [1995] még tovább folytatva az elemzést, a jövedelemmutató (ROE) felbontásával kereste azokat a tényezőket, amelyek az általa talált RCTA és ROE közötti pozitív kapcsolatot okozzák. Bár elemzésünk nem mutatott ebben az irányban szignifikáns kapcsolatot, mi is elvégeztük a továbbbontásokat abban bízva, hogy valamelyik részelemnek elkülönítve mégiscsak volt hatása.

A ROE-t az összes bevétel, a kamat és kamat jellegű ráfordítás, valamint a működési költségek sajáttőke-arányos mutatóira bontottuk fel (REV/EQ, INT/EQ és OPC/EQ). A hazai adatok azonban e finomítás esetén sem mutattak szignifikáns tényező jelentétére. Berger ezzel szemben a kamatköltségeket mutatta ki mint a magasabb tőkével rendelkező bankok jobb jövedelmezőségének a fő okát. Ezen belül tovább bontotta, hogy pontosan melyik források után fizetett

kamat csökken a tőkeellátottság emelkedésével. A kamatkiadásokat a következő megbontásban vizsgáltuk:

- bankközi és intézményi forrásokra (belföldi és külföldi hitelintézetektől, nemzetközi intézményektől, kormányoktól származó források) fizetett kamat (IFK);
- jegybanki hitelekre fizetett kamat (JFK);
- hátrasorolt kötelezettségekre fizetett kamat (HFK);
- egyéb betétekre és egyéb idegen forrásokra fizetett kamat (BFK).¹⁰

Ezt a felbontást is elvégezve találtuk meg az egyedüli gyengén szignifikánsnak tűnő és a várakozásainknak megfelelő előjelű tényezőt. A hátrasorolt (alárendelt) kötelezettségekre fizetett kamatot szignifikánsan csökkentette a RCTA előző három késleltetésének összege.¹¹ (A paraméter értéke – 0,56 és 10%-on mutatkozott szignifikánsnak).

Végül a portfóliókockázat különböző mutatóit is megvizsgáltuk annak eldöntésére, hogy a tőkeellátottság növelése egybeesett-e a kockázat mérséklésével, azaz a két tényező együttesen erősítette-e a bukási valószínűség csökkentését:

- kockázattal korrigált mérlegfőösszeg (RWA) aránya az összes eszközhöz (RWATA);

¹⁰ Berger [1995] különbséget tett biztosított és nem biztosított források között. A hazai bankokra ilyen bontás nem állt rendelkezésre, bár feltételezhető, hogy az egyéb betétek és az idegen források kategóriát dominálják a biztosított betétek.

¹¹ Itt meg kell jegyezni, hogy a hazai bankok esetében a hátrasorolt forrásokat jellemzően az anyabankok biztosítják (nem klasszikusan piaci források), tehát a kimutatott kapcsolat nem feltétlenül a piac pontos értékelésének a bizonyítéka.

- nem teljesítő hitelek aránya az összes eszközhöz;
- leírt hitelek aránya az összes eszközhöz.

Egyik kockázati változóra sem hatott azonban a ROE és a RCTA késleltetettjeinek összege szignifikánsan.

Megállapíthatjuk tehát, hogy már az egyszerű Granger-teszt mellett a kontrollváltozók bevonása sem változtatott azon, hogy a hazai bankok esetében nem sikerült egyértelműen bizonyítanunk, hogy a magasabb tőkésítettség a jövedelmezőség emelkedését okozta volna (igaz, a negatív kapcsolatot sem tudtuk megerősíteni). Egyedül a hátrasorolt forrásokra fizetett kamatok esetében sikerült kimutatni, hogy a magasabb tőkésítettség költségcsökkenést okozhat.

A kevés szignifikánsnak mutatózó változó viszont nagy valószínűséggel a kis minta következménye is, az együtthatók előjele és nagyságrendje megegyezett a Berger [1995] elemzésében kapottakkal.

Találtunk viszont arra utaló jeleket, hogy a magas múltbeli ROE okozhat magasabb tőkésítettséget, bár a kontrollváltozók bevonását követően az ilyen irányú kapcsolatot sem tudtuk egyértelműen alátámasztani. Azt viszont megállapítottuk, hogy az adott időszak tőkésítettségére erőteljesen hat a korábbi időszakok tőkeellátottsága, azaz az inercia kimutatható.

ÖSSZEGRÉS

A banki tőkésítettség és kockázatoság kapcsolatának elemzésével arra a következtetésre jutottunk, hogy a hazai intézmények a vizsgált időszakban valószínűleg nem törekedtek a többletkoc-

kázatok tőkével való teljes fedezésére. (A TMM alapú tőkésítettség esetében egyértelműen negatív kapcsolat áll fenn a kockázatarányos tőkének és a kockázati szintnek a változása között.) Erre az utóbbi éveket jellemző hitelezési felfutás és a TMM mutatóknak a szabályozói minimális előírást lényegesen meghaladó szintje miatti nagyobb mozgástér szolgálhat magyarázatul.

Vizsgálatunk megerősítette, hogy a szabályozói minimum tőkeelőíráshoz relatíve közelebb lévő bankok a TMM-en és a tőkeáttételükön is erőteljesebben változtattak a jobb tőkésítettségű bankokhoz képest. Az eredmények valószínűsítik, hogy a szabályozási és egyéb makrogazdasági környezet változásai a tőkésítettség növelését okozták, ugyanakkor a kockázatoságra is növelő hatással voltak.

A hazai adatokon a tőkeellátottság és a jövedelmezőség közötti lineáris kapcsolat szorosságát, illetve irányát is vizsgáltuk. Adatainkon azonban nem sikerült egyértelműen bizonyítani, hogy a magasabb tőkésítettség a jövedelmezőség emelkedését okozta volna (bár a negatív kapcsolatot sem tudtuk megerősíteni). A hátrasorolt forrásokra fizetett kamatok esetében viszont sikerült kimutatni, hogy a magasabb tőkésítettség költségcsökkenést okozhat. Találtunk ugyanakkor arra utaló jeleket, hogy a magas múltbeli ROE okozhat magasabb tőkésítettséget, bár a kontrollváltozók bevonását követően ezt a kapcsolatot sem tudtuk egyértelműen igazolni. Azt viszont megállapítottuk, hogy az adott időszak tőkésítettségére hat a korábbi időszakok tőkeellátottsága, azaz az inercia kimutatható.

**FÜGGELÉK – A FELHASZNÁLT HAZAI BANKI ADATOK FŐBB STATISZTIKAI
JELLEMZŐI**

5. táblázat

**Az adatelemzéseknél felhasznált változók évenkénti és összesített mintaátlag
és szórása**

	Mintaátlag							Szórás
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1998- 2003	1998- 2003
RCTA: saját tőke / mérlegfőösszeg	0,089	0,092	0,091	0,093	0,097	0,095	0,093	0,035
RCWA: saját tőke / koc- kázattal korrigált eszközök	0,159	0,157	0,145	0,157	0,166	0,158	0,157	0,079
RCTA2: szavatoló tőke / mérlegfőösszeg	0,100	0,102	0,098	0,099	0,101	0,099	0,100	0,043
RCWA2: szavatoló tőke / kockázattal kor- rigált eszközök (TMM)	0,181	0,175	0,157	0,166	0,170	0,162	0,168	0,100
RWATA: kockázat- tal korrigált eszközök/ mérlegfőösszeg	0,630	0,628	0,662	0,640	0,656	0,657	0,645	0,208
SIZE: Log (mérlegfőösszeg, M Ft)	11,8	12,0	12,1	12,2	12,3	12,5	12,1	1,12
ROA: adózott eredmény / mérlegfőösszeg	-0,009	0,003	0,010	0,015	0,013	0,014	0,008	0,034
LLOSS: céltartalék változása / mérlegfőösszeg	0,010	0,006	0,002	0,003	0,003	0,002	0,004	0,012
REG1: értéke 1, ha 8% + 1 szórásnál kisebb a bank TMM-je	0,125	0,083	0,125	0,042	0,208	0,208	0,132	0,340
REG2: értéke 1, ha 12%-os TMM alatt volt a bank	0,375	0,417	0,250	0,375	0,375	0,458	0,375	0,486

5. táblázat folytatása

	Mintaátlag							Szórás
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1998-2003	1998-2003
ROE: adózott eredmény / saját tőke	-0,079	0,013	0,108	0,148	0,125	0,126	0,074	0,325
OPC: működési költségek / mérlegfőösszeg	0,035	0,036	0,035	0,034	0,034	0,031	0,034	0,014
INT/EQ: kamat és kamat jellegű ráfordítás összesen / saját tőke	1,407	1,201	0,791	0,701	0,657	0,742	0,917	0,764
INT/TA: kamat és kamat jellegű ráfordítás összesen / mérlegfőösszeg	0,108	0,091	0,064	0,059	0,054	0,056	0,072	0,041
OPC/EQ működési költségek / mérlegfőösszeg	0,424	0,435	0,420	0,410	0,396	0,392	0,413	0,209
REV/EQ: ROE - OPC / EQ - INT/EQ	1,752	1,650	1,318	1,259	1,178	1,260	1,403	0,866
REV/TA: ROA + OPC / TA + INT/TA	0,134	0,130	0,109	0,107	0,101	0,101	0,114	0,047
RWATA: kockázattal korrigált eszközök / mérlegfőösszeg	0,630	0,628	0,662	0,640	0,656	0,657	0,645	0,208
NPRF/TA: lejárt hitelek / mérlegfőösszeg	0,012	0,015	0,020	0,018	0,018	0,017	0,017	0,021
CHRG/TA: leírt hitelek / mérlegfőösszeg	0,001	0,002	0,001	0,001	0,001	0,000	0,001	0,002
IK: intézményi ügyfelektől felvett forrásokra fizetett kamat / intézményi ügyfelektől felvett források állománya	0,094	0,099	0,074	0,094	0,053	0,037	0,075	0,058

5. táblázat folytatása

	Mintaátlag							Szórás
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1998-2003	1998-2003
JBK: jegybanki hitelekre fizetett kamat / jegybanki hitelek állománya	0,108	0,219	9,789	2,556	0,104	0,000	2,129	19,8
HK: hátrasorolt hitelek-re fizetett kamat / hátrasorolt hitelek állománya	0,008	0,010	0,070	0,051	0,033	0,026	0,033	0,075
NBK: intézményi, jegybanki és hátrasorolt forrásokra fizetett kamat / intézményi, jegybanki és hátrasorolt források állománya	0,093	0,086	0,072	0,091	0,057	0,036	0,073	0,051
BK: nem intézményi betétekre fizetett kamat / nem intézményi betétek állománya	0,185	0,147	0,081	0,074	0,088	0,118	0,116	0,126

IRODALOM

- AGGARWAL, RAJ-JACQUES, KEVIN T. [1998]: Assessing the Impact of Prompt Corrective Action on Bank Capital and Risk. Economic Policy Review, Federal Reserve Bank of New York, October 1998
- ALFON, I.-ARGIMON, I.-BASCUNANA-AMBROS, P. [2004]: What determines how much capital is held by UK banks and building societies? Financial Services Authority Occasional Paper Series, Vol. 22, July 2004
- BERGER, A. N.-HERRING, R. J.-SZEGÖ G. P. [1995]: The role of capital in financial institutions. Journal of Banking and Finance, Vol. 19, June 1995
- BERGER, ALLEN N. [1995]: The Relationship between Capital and Earnings in Banking. Journal of money, credit and banking, Vol. 27, No. 2, May 1995
- BIS [1999]: Capital requirements and Bank Behaviour: The Impact of the Basle Accord. Bank for International Settlements, Basle Committee on Banking Supervision working Papers, No. 1, April 1999
- BIS [2003]: The New Basel Capital Accord. Consultative Document. Basle Committee on Banking Supervision, April 2003
- BIS [2005]: International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. A Revised Framework. Basle Committee on Banking Supervision, November 2005
- DAHL, DREW-SHRIEVES, RONALD E. [1990]: The impact of regulation on bank equity infusions. Journal of Banking and Finance, Vol. 14, December 1990
- GOODHART, C. ET AL. [1998]: Financial Regulation. Why, how and where now? Routledge, 1998
- JACQUES, KEVIN-NIGRO, PETER [1994]: Risk based capital, Portfolio Risk, and Bank capital: A simultaneous Equations Approach. Economic & Policy Analysis Working Paper 94-6, Office of the Comptroller of the Currency, September 1994
- KEELEY, M. C.-FURLONG, F. T. [1990]: A reexamination of mean-variance analysis of bank capital regulation. Journal of Banking and Finance, Vol. 14, March 1990
- KLEFF, VOLKER-MARTIN WEBER [2004]: How Do Banks Determine Capital? – Empirical Evidence from Germany, ZEW Discussion Paper, December 2004
- MARCUS, ALAN J. [1983]: The Bank Capital Decision: A Time Series – Cross Section Analysis. The Journal of Finance, Vol. 38, No. 4
- MERTON ROBERT C. [1974]: On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. Journal of Finance, Vol. 27, No. 3
- MODIGLIANI, F.-MILLER, M. H. [1958]: The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment. American Economic Review, Vol. 48, p. 261-297
- MODIGLIANI, F.-MILLER, M.H. [1963]: Corporate Income Taxes and the Cost of Capital. A Correction. American Economic Review, Vol. 53, p. 433-443
- RIME, BERTRAND [2001]: Capital requirements and bank behavior: Empirical evidence from Switzerland. Journal of Banking and Finance, Vol. 25, April 2001
- SHRIEVES, RONALD E.-DAHL, DREW [1992]: The relationship between risk and capital in commercial banks. Journal of Banking and Finance, Vol. 16, April 1992