

# Homolya Dániel: Működési kockázat és intézményméret összefüggése a hazai bankrendszerben\*,<sup>1</sup>

*A hitelezési, piaci és likviditási kockázat mellett a bankok számára fontos kihívást jelent működési kockázataik (emberek, rendszerek, folyamatok és külső események kockázata) mérése és kezelése. 2010-ben a bankrendszerben összesen mintegy 35 milliárd forintnyi működési kockázati veszteség került feltárára, jelentésre, ez a bankrendszer adózás előtti eredményéhez képest szignifikáns értéknek tekinthető. A bankok működésikockázat-mérési módszerei jelentős részben a már bekövetkezett veszteségeseményekre támaszkodnak. Amennyiben egyedi intézményeknek nincs elegendő veszteségadata a modellezéshez, vagy szélsőséges események tapasztalatait is figyelembe kívánják venni, akkor célszerű külső adatokat felhasználnia vagy a bankszektori kockázati kitettséget magára transzformálnia. A hazai bankrendszer működési kockázati adatain végrehajtott empirikus elemzés alátámasztja, hogy hasonlóan a (szakirodalomban már korábbiakban vizsgált) külföldi bankszektorokhoz, bankcsoportokhoz, a hazai bankrendszerben is szignifikáns kapcsolat van a bruttó jövedelem alapján meghatározott intézményméret és az adott időszakban elszenvedett működési kockázati összveszteség között. Azonban leginkább az intézményméret és a működési kockázati veszteségek gyakorisága közötti összefüggés tekinthető erősnek. Mindez az eredmény támpontot biztosíthat a működési kockázat rendszerszintű elemzéséhez, alátámasztja az egyszerűbb működési kockázati tokeallokációs módszereket. A viszonylag rövid időszor és az adatok jelentős szóródása azonban nem teszi lehetővé, hogy a jelenlegi működési kockázati tokekövetelmény szintjének elégségességét megítéljük.*

## BEVEZETÉS<sup>2</sup>

Napjainkban a pénzügyi intézmények, a szabályozás követelményeinek és a belső motivációs erőknek köszönhetően, egyre intenzívebben foglalkoznak kockázataikkal. A jelenlegi válság tapasztalatai is az elmélyültebb kockázatelemzés irányába hatnak. Az 1990-es évekig fókuszban lévő hitelezési és piaci kockázathoz képest újdonságot jelent a működési kockázat módszeres megközelítése. A működési kockázat alatt az emberek, rendszerek, folyamatok nem megfelelő, esetleg hibás működéséből, vagy a külső eseményekből fakadó veszteségek kockázatát értjük (BIS, 2004; EU, 2006; Magyar Köztársaság Kormánya, 2007). A működési kockázat vizsgálatának szükségességét egyrészt a komplex pénzügyi intézményrendszer miatt növekvő kockázati kitettség, másrészt a szabályozási törekvések támasztják alá. A működési kockázati események fontos részhalmozát képezi a ritka, de nagy

hatású események halmaza. Amennyiben az ilyen típusú események nem állnak rendelkezésre elégséges módon a robusztus modellezéshez, akkor más intézmény veszteségtapasztalataival lehet pótolni a hiányzó veszteségtapasztalatot. Ennek végrehajtásához szükséges az intézményi jellemzők és veszteségméret közötti összefüggések, úgynevezett skálázási függvények megtalálása. A szakirodalomban már számos külföldi bankrendszerre, bankcsoportra vonatkozó skálázási összefüggést ismertető elemzés jelent meg (pl. Shih et al., 2000 és Dahan–Dionne, 2010 nemzetközi bankcsoportok adataira; Na et al, 2005 az ABN-Amro csoportra). Jelen cikkben a hazai bankrendszer működési kockázati veszteségének adatait elemzem, vizsgálom a veszteségadatok és az intézményméret viszonyát. Ez a rendelkezésre álló adatok alapján lehetőséget biztosít a hazai bankrendszerben alkalmazható skálázási összefüggések és a működési kockázati tokekövetelmény elégségességének vizsgálatára.

\* Jelen cikk a szerző nézeteit tartalmazza, és nem feltétlenül tükrözi a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontját.

<sup>1</sup> A cikk részben a szerző Budapesti Corvinus Egyetem Gazdálkodástudományi Programjában készített disszertációtervezetén alapul. A kutatás végrehajtását az MNB PhD-programja is támogatta. Köszönet illeti a jelen cikkhez kapcsolódó értékes megjegyzéseier Csermely Ágnes, Sóvágó Sándort és Szegedi Róbertet. A cikkben maradt bármilyen tévedésért, hibáért a felelősség kizárólag a szerzőt terheli.

<sup>2</sup> A cikk számszerű elemzései alapvetően az egyes hitelintézetek által a Pénzügyi Szervezetek Állami Felügyeletének szolgáltatott, együttműködési megállapodás keretein belül az MNB részére átadott adatokon alapulnak (COREP működési kockázati táblák).

## A HAZAI BANKRENDSZER MŰKÖDÉSI KOCKÁZATI PROFILJA

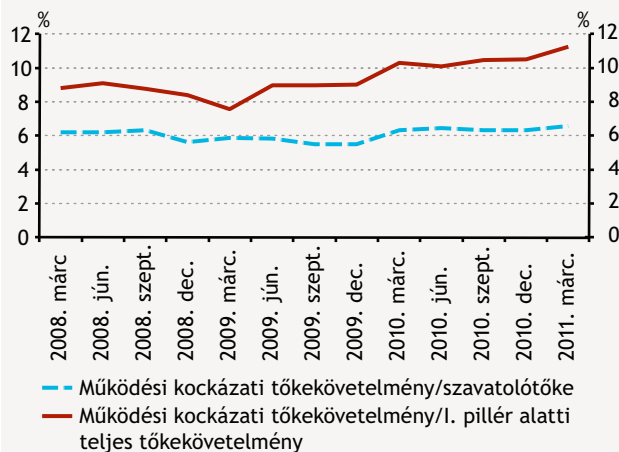
Az elmúlt hároméves időszak alapján megállapítható, hogy a hazai bankrendszer működési kockázati tőkekövetelménye a teljes tőkekövetelményhez képest szignifikáns, a 2011. első negyedév végi 150 milliárd forintos működési kockázati tőkekövetelmény az össz-tőkekövetelmény 11 százalékára rúg (1. ábra). A tőkekövetelményhez képest a jelentett, realizált veszteségek (2010-re körülbelül 35 milliárd forint; 2007 második negyedéve és 2011 első negyedéve között – erre az időszakra vannak elérhető adatok – évente átlagosan mintegy 25 milliárd forint) kisebbek. A tőkekövetelmény a nem várt, extrém helyzetek esetében kell, hogy védelmet nyújtson. Az elmúlt négy év megfigyeléseiből még nem lehet a tőkekövetelmény elégségességére teljes körű következtetést levonni, de az eddigiekben jelentett veszteségadatok részletesebb elemzése megfelelő bázist biztosíthat.

A működési kockázati tőkekövetelmény meghatározásának egyszerűbb módszereinél (alapmutató módszer [BIA], sztenderdizált módszer [TSA]) a bankoknak működési kockázati tőkekövetelményüket úgy kell megállapítaniuk, hogy a megelőző három év bruttó jövedelmének átlagát szorozzák egy, a Bazel-II-es szabályozásban meghatározott konstans faktoral. A szabályozás értelmében a bruttó jövedelem: a nettó kamat- és nem kamatjellegű jövedelemnek, a pénzügyi műveletek eredményének és egyéb bevételeknek az összege. E megközelítés akkor lehet helytálló, ha azt feltételezzük, hogy a működési kockázati veszteség lineáris összefüggést mutat a bankok bruttó jövedelmével. A fejlett mérési módszer (AMA) esetén a belső és külső veszteségadatokra, forgatókönyv-elemzésre és környezeti/kontrolltényezők felmérésére alapozva kell tőkekövetelményüket meghatározni. A hazai bankrendszerben mérlegfőösszeg alapján a bankok mintegy 78 százaléka alkalmaz sztenderdizált módszert, mintegy 15 százaléka fejlett mérési módszert és körülbelül 7 százaléka BIA-módszert.

A működési kockázati tőkekövetelmény részaránya a teljes Bazel-II alapú tőkekövetelményhez képest 2008 és 2009 során 9 százalékos szint körül mozgott, 2010 első negyedévtől fokozatosan növekedve 11 százalékra emelkedett. Mindez annak köszönhető, hogy miközben a mérlegalkalmazkodás és árfolyamhatások eredőjeként csökkent a hitelkockázati tőkekövetelmény, addig a jellemzően a bruttó jövedelemen alapuló működési kockázati tőkekövetelmény nem változott lényegesen, és a bruttó jövedelem jellegénél fogva csak meglehetősen nagy késéssel változhat. A bankrendszer működési kockázati tőkekövetelménye a kockázatok fedezésére rendelkezésre álló szavatolótőkéhez viszonyítva körülbelül 6,5 százalékos arányt tett ki 2011 első negyedévének végén (1. ábra).

1. ábra

A hazai bankszektor működési kockázati tőkekövetelményének aránya a bankrendszer minimális tőkekövetelményéhez és rendelkezésre álló szavatolótőkéjéhez viszonyítva



Forrás: MNB.

2010 végi adatok alapján 5057 darab olyan működési kockázati veszteség volt, amely a korábbi éveket érinti, de még nem lett lezárva, illetve amely a megelőző négy negyedévben lett rögzítve a jelentésre kötelezett, sztenderdizált, illetve fejlett módszert használó (a részvénytársasági formában működő hitelintézetek mérlegfőösszegének mintegy 93 százalékát kitevő) bankoknál. Ez, a már említett, mintegy 35 milliárd forintos összveszteséggel hasonlítva azt jelenti, hogy az átlagos veszteség 6,9 millió forint volt. Ez a veszteségszint a részvénytársasági formában működő, Bazel-II kötelezett hazai bankok 2010 végi adózás előtti eredményének már mintegy 60 százaléka. Ez az arány részben a ráfordítás módjára elszámolható bankadó miatt ilyen magas, de ha azt figyelem kívül hagynánk, akkor is 20 százalék körüli részarányt kapnánk (2008-ra ugyanez az arány még csak 3-4 százalékos volt). A veszteségek jelentős változékonyságot mutatnak eseménnytípus, illetve üzletágtípus szerint. Míg 2008-ban a jelentett veszteségek értékének közel 75 százaléka végrehajtási, folyamatkezelési hibák kategóriájába esett, addig 2010-ben az ügyfelekhez, üzleti gyakorlathoz, marketinghez és termékpolitikához kapcsolódó események domináltak (63 százalékos összveszteség alapú részarány). Üzletági bontást nézve pedig, míg 2008-ban a lakossági üzletág volt a domináns (68 százalék), addig 2010-ben a lakossági közvetítő tevékenység (retail brokerage) volt túlsúlyban a maga 61 százalékos veszteség alapú részesedésével. Ha a különböző negyedévekre vizsgáljuk azokat a jelentett működési kockázati veszteségeseményeket, amelyek a korábbi éveket érintik, de még nem lettek lezárva, illetve amelyek a megelőző négy negyedévben kerültek rögzítésre, szintén nagyfokú változatosságot tapasztaltunk. A veszteségek össz nagyságrendje 2008-ról 2010-re több mint kétszere-

## 1. táblázat

2007 második negyedéve és 2011 első negyedéve között felmerült, elszámolt veszteségek és a banki bruttó jövedelem<sup>3</sup> leíró statisztikái

Mutató megnevezése	Megfigyelések (bankok) száma	Átlag	Szórás (standard deviation)	Ferdeség	Csúcsosság
Teljes bruttó jövedelem (milliárd forint) (4 év alapján számított éves átlag)	13	68,9	81	2,12	5,67
Lakossági banki tevékenység bruttó jövedelme (Mrd forint)	12	37,5	48	1,70	2,58
Eseményszám (db)	13	313	399	1,17	-0,37
Összes egy évre jutó veszteség (millió forint)	13	1628	4004	3,45	12,13
Maximális egyedi veszteség (millió forint) egyedi banki szinten	13	660	1617	3,25	10,90
Eseményszám – Lakossági banki tevékenység (db)	13	216	289	1,56	1,33
Összes veszteség – Lakossági banki tevékenység (millió forint)	13	236	262	1,40	1,66
Maximális egyedi veszteség – Lakossági banki tevékenység (millió forint)	13	73	76	1,39	1,25
Összes veszteség / teljes bruttó jövedelem (százalék)	13	1,9	4	3,35	11,60

Forrás: MNB.

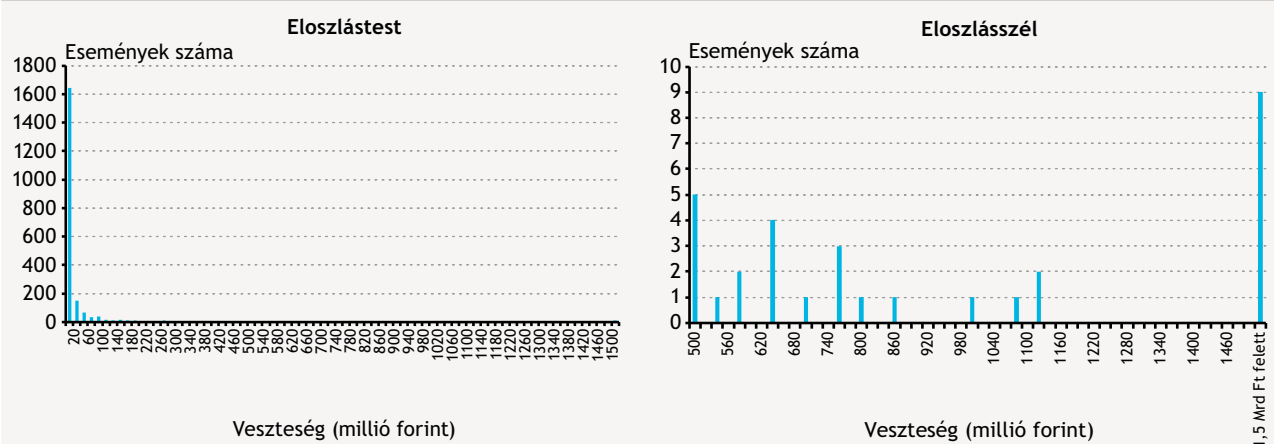
sére nőtt. Mindez összefüggésben van azzal, hogy egy nem robusztus, rövid idősnál egy-egy újabb negyedév nagy változásokat tud hozni; az elmúlt három évben jelentősen javulhatott az adatszolgáltatók működésikockázat-feltáró tevékenysége; valamint az adatszolgáltatók köre 93 százalékra bővült mérlegfőösszeg alapon.

Az elemzéshez elérhető minta összesen négyévnyi teljes veszteség, eseményszám, egyedi esemény szintjén elszenvedett veszteségmaximum. A minta azért négyévnyi, mivel az intéz-

ményeknek 2008 első negyedévével kellett az első adatszolgáltatást küldeni (visszatekintve a megelőző négy negyedévre, azaz 2007 második negyedéve az első olyan negyedév, amire visszamenőleg jelentettek a bankok), és a 2011 első negyedévére vonatkozó adatszolgáltatás a jelen tanulmány írásakor elérhető utolsó adatszolgáltatási pont. A négyévnyi időtartamra a jelentő bankok összesen 97 milliárd forintnyi, mintegy 18 ezer veszteségeseményt jelentettek. Mindezen eseményekből a lakossági banki üzletághoz kötődött 12 500 darab, illetve veszteség alapon mintegy 13 milliárd forint. Ráadásul azon

## 2. ábra

A hazai bankrendszer főbb működési kockázati veszteségeseményeinek eloszlása 2007 első és 2011 első negyedévének vége között



Megjegyzés: Sztenderdizált, illetve fejlett mérési módszert alkalmazó bankok adatai. 2007 második negyedéve és 2011 első negyedéve között rögzítésre került, illetve még nem lezárt veszteségesemények.

Forrás: MNB.

<sup>3</sup> Jelen cikkben a bruttó jövedelem számítása során három évre visszatekintő átlagos értéket használunk, összhangban a szabályozási követelményekkel.

bankok esetében, ahol mind a négy megfigyelt évre volt adat, az adatok jelentős szórást mutatnak (1. táblázat).

A felügyeleti adatszolgáltatásban, összhangban az európai szintű adatszolgáltatási követelményekkel (COREP), a bankok csak korlátozott körben jelentenek egyedi eseményeket – a veszteségesemények közül darabszám szerint mindössze 10 százaléknyi eseményt (a legnagyobbakat, de legalább 10 eseményt). Ebből a cenzorált, válogatott adatbázisból, az eseményekre korlátozott következtetést tudunk levonni. Az adatok elemzése során mindenesetre kiderül, hogy a veszteségesemények eloszlása vastag eloszlásszélt mutat, azaz az átlagos veszteségektől jóval nagyobb veszteségek előfordulási esélye viszonylag magas. Az elmúlt négy év öt legnagyobb hatású működési kockázati veszteségeseménye összesen 33 milliárd forintot tett ki. Az öt eseményből három összekapcsolódott, összesen mintegy 25 milliárd forint veszteséget produkálva, míg két hitelezési kockázathoz kapcsolódó külső csalási esemény 6 milliárd, illetve 2 milliárd forintos veszteséggel járt (2. ábra).

## INTÉZMÉNYSZÉK ÉS VESZTESÉGEK ÖSSZEGÉNEK VISZONYA

A működési kockázati szakirodalomban az egyszerűbb módszerek megalapozása Shih et al. (2000) cikke, amely kimutatta, hogy a bankok jövedelem alapú mérete és a működési kockázati veszteségek között szignifikáns kapcsolat áll fenn.<sup>4</sup> A cikk szerzői hivatkoznak arra a kilencvenes évek végéről származó európai bizottsági bejelentésre, miszerint szükséges lenne a működési kockázati veszteségekre is tőkét képezniük a hitelintézeteknek, befektetési vállalkozásoknak, és a képzendő tőke alapját az intézmények (elsősorban) bruttó jövedelemben kifejezett mérete adná. Shih et al. (2000) cikkükben egy nem lineáris modellt használnak jelezve azt, hogy a lineáris modell esetén gyengébb magyarázó erőt tapasztaltak:

$$L = R^\alpha \cdot F(\Theta) \quad (1)$$

ahol  $L$  az eseményhez kapcsolódó veszteség mértéke,  $R$  az intézmény jövedelem alapú mérete,  $\alpha$  a mérethez kapcsolódó skála paramétere,  $\Theta$  pedig kifejez minden olyan tényezőt, amely a jövedelmen kívül a működési kockázati veszteség mértékét befolyásolja (forrás: Shih et al., 2000, 1.1-es egyenlet). Az alkalmazott megközelítés a természettudományokban általában is, de a közgazdaságtanban, pénzügyekben gyakran alkalmazott hatványjellegű összefüggésre épít (például a vagyoni társadalmi csoportok közötti egyenlőtlen eloszlását jellemző ún. Pareto-összefüggés, a vállalatok növekedésére, a „csordaszellem” alapú viselkedésre a pénzügyi piacokon, árváltozásokra épített modellek [Bouchaud, 2001]). A cikkükben a szerzők a fenti, (1)-es egyenletet loglinearizálva alkalmazták. Shih és szerzőtársai cikkükben a Pricewaterhouse Coopers által működtetett OpVAR adatbázist használták, amely az 1 millió USD feletti mértékű, publikussá vált működési kockázati veszteségeket gyűjti össze. A szerzők cikkének időpontjában több mint 4700 esemény volt benne elérhető. A 2. táblázat azt mutatja, hogy a jövedelem logaritmus szignifikáns magyarázó erővel bír a működési kockázati veszteségek méretére Shih et al. (2000) mintáján. Bár az  $R^2$  mutató mértéke elég gyenge kapcsolatot jelez. A szerzők véleménye szerint a működési kockázati veszteségek maradék varianciáját a jövedelmen kívüli tényezők, így a kockázatkezelés minősége, a működési modell magyarázhatja.

A működési kockázati veszteségesemények és az intézményméret közötti kapcsolatot két szempontból lehet vizsgálni:

(A) aggregált működési kockázati veszteség (egy adott időszakra jutó működési kockázati veszteségek összege) és az intézményméret közötti kapcsolat,

(B) az aggregált működési kockázati szint két összetevőjének (súlyosság / gyakoriság paraméterének) intézménymérettel vett kapcsolata.

### 2. táblázat

Működési kockázati veszteségek mértéke és jövedelem közötti kapcsolat Shih et al. (2000) nemzetközi mintáján

(eredeti táblázat fordítása)

Loglineáris modell	Együttható	Standard hiba	t érték	Regressziós statisztika	
Konstans	1,276	0,121	10,51	$R^2$	0,054
$\ln(R)$	0,152	0,015	10,31	Módosított $R^2$	0,054

Forrás: Shih et al. (2000), p. 2.

<sup>4</sup> A Bázeli Bizottság által közzétett számszerűsített hatástanulmány (ún. QIS) az elérhető tőkekövetelmény szempontját célozta. BIS (2001) a bruttó jövedelemhez kapcsolódó kalibrációt úgy hajtja végre, hogy az akkor, azaz a 2001-ben fennálló, Bazel-I alapú minimális tőkekövetelmény-szinthez mérten 12 százalékos működési kockázati tőkét kellene allokálni. Erre a felmérésben részt vevő bankok működési kockázatra allokált gazdasági tőkétje és a Bazel-I-es rezsimben elvárt minimális tőkekövetelmény arányának mediánja (mintegy 12 százalék) alapján következtetnek. A standard módszer esetén az egyes üzletágakra allokált működési kockázati tőke jelentette a számítás alapját.

Ezen összefüggések vizsgálata alapot képezhet arra, hogy megítéljük a képzett működési kockázati tőke elégségességét. Az (A) összefüggés vizsgálata a tőkekövetelmény allokálásához adhat segítséget abban az esetben, ha nem egy „gazdasági” modellt alkalmazunk, hanem „top-down” jelleggel az intézményméretre alkalmazzuk. A (B) összefüggés pedig legfőképpen az egyedi veszteségesemények skálázásához adhat segítséget. Alábbiakban a 2011 első negyedévig rendelkezésre álló magyar adatokon vizsgáljuk ezen összefüggések szorosságát, összehasonlítva más szerzők külföldi adatokon végzett számításainak eredményeivel.

2011 első negyedévének végén összesen 15 bank alkalmazott az alapmutatóra épülő módszernél bonyolultabb módszert (sztenderdizált/alternatív sztenderdizált, illetve fejlett mérési módszert).<sup>5</sup> A veszteségesemények és az intézményméret közötti kapcsolat vizsgálata csak ezen intézmények körében volt lehetséges a felügyeleti adatszolgáltatásban küldött statisztikákra alapozva, mivel kizárólag ezen intézmények számára kötelező a működési kockázati veszteségadataikat beküldeni. Robusztusabb becslés nagyobb számosságú minta esetén lenne lehetséges, de mivel a magyar bankrendszerben szeretném vizsgálni az intézményméret és veszteségek kapcsolatát, mintabővítésre nem volt lehetőségem. Az elemzés gyakorlati célja miatt tekintettem el a statisztikai robusztusságtól, így szigorúan értelmezve az elemzés inkább indikatív jellegű.

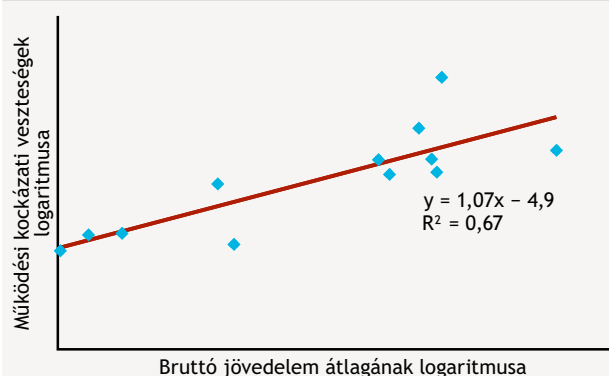
Mivel az aggregált veszteségek szintje évről évre nagy változékonyságot mutathat egy-egy nagyobb veszteség hatására, ezért négy évre vetített teljes veszteséget elemzünk, és azt hasonlítjuk össze az adott időszakra vonatkozó bruttó jövedelemmel. Ugyanakkor évenként, bankonként is lehet elemezni az adatokat, de ilyen viszonylag kis idősnál megfelelő óvatossággal kell kezelni az eredményeket. A használt hazai banki mintában 13 olyan intézmény van, amelyre rendelkezünk a teljes megfigyelés alatt működési kockázati összveszteséggel, így érdemi becslést rájuk tudunk végrehajtani.<sup>6</sup>

A statisztikai elemzésekben általában felmerül a kiugró (outlier) értékek kiszűrése. A kiszűrések nélkül a modell nem az adatok többségét leképező, hanem a kiugró adatok által nagymértékben befolyásolt következtetésre jutna.<sup>7</sup>

Amennyiben a lineáris kapcsolatot tekintjük, akkor a kimagasló mértékű veszteséget elszenvedő bank mintába való bevétele esetén mindössze 5 százalékos  $R^2$ -tel bíró összefüggést találunk. A kiugró értéket kivéve azonban már 27 százalékos  $R^2$  mutatót kapunk eredményül. De a modell egyik esetben sem lesz szignifikáns. A lineáris modellel szemben a loglineáris modell jó illeszkedést mutat outlier érték benntartása mellett is: a 3. ábra azon intézmények adatait szemlélteti, ahol volt az elmúlt négy évben jelentett működési kockázati esemény. A bruttó jövedelem és az elszenvedett veszteség logaritmusai között erős az együttmozgás, ami a minta alacsony elemszáma mellett is elég magas  $R^2$  (közel 70 százalékos) mértéket mutat. A kis mintaméret mellett is szignifikáns a veszteség és méret közötti korrelációs kapcsolat (p érték 1 százalék alatti).

### 3. ábra Kumulált banki veszteség és bruttó jövedelem logaritmusai közötti kapcsolat

(teljes mintán adataival rendelkező bankokra, négy évre összesítve)<sup>8</sup>



Forrás: MNB.

A négy évre vetített aggregált vizsgálat mellett évenkénti bontású elemzést is végeztem. Ennek a megoldásnak az az előnye, hogy azon bankok is bekerülnek a mintába, amelyek nem a teljes időhorizontban használtak fejlett módszereket. Összesen 17 intézmény került így be, összesen 60 megfigyelést biztosítva. Ezzel a megközelítéssel nem szükséges kiszűrni a kiugró értékeket, mert bár kisebb magyarázó erejű (57 százalékos  $R^2$ ), de nagyobb szignifikanciájú modellt kapunk, mint a megelőző. Ráadásul mind a konstans, mind a lineáris együtttható szignifikáns.

<sup>5</sup> Az átalakulások és új intézmények fejlett módszerre való kvalifikációja következtében 2011 közepén 3 intézmény alkalmazta az AMA-módszert.

<sup>6</sup> A megelőzően BIA-t alkalmazó Erste Bank 2009. júliustól, míg a Cetelem 2009. januárjától használ fejlett mérési módszert. A West LB Bank hazai leányvállalatának előbb Milton, majd Gránit Bankká alakulása együtt járt az AMA-módszerről a legegyszerűbb BIA-módszere történő váltással.

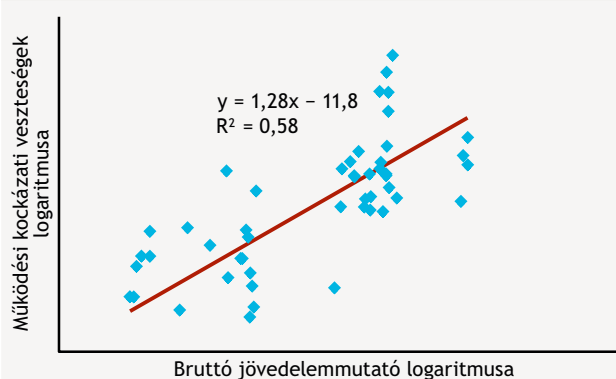
<sup>7</sup> Ráadásul egyedi banki információkra is lehetne következtetni a kiugró értékekből, ami a dolgozatnak nem célja. A kiugró értékek közül kiszűrtem azokat az intézményeket is, amelyekre 0 volt a jelzett veszteségérték.

<sup>8</sup> A 3. ábra, 4. ábra, 5. ábra tengelyein nem tüntettem fel konkrét értékeket az egyedi banki adatok azonosíthatóságának elkerülése érdekében.



## 4. ábra

**Az egyes évekre jutó banki működési kockázati veszteség és bruttó jövedelem logaritmusai közötti kapcsolat**



Forrás: MNB.

Természetesen más méretindikátorok is együtt mozognak az adott időszakra jutó működési kockázati veszteségek összegével. Elemzéseim alapján az eszközállománnyal vizsgált korrelációs mutatók azonos tendenciát jeleznek, mint amit a bruttó jövedelemmel való kapcsolat vizsgálatakor találtunk, de az eszközállomány és működési kockázati veszteségek közötti kapcsolattal való összefüggés érdemben nem volt szorosabb, mint a bruttó jövedelem és a működési kockázati veszteségek közötti kapcsolat. Mindez alátámasztja a bruttó jövedelem alapú tőkeallokációs módszerek relevanciáját.

Amennyiben a 4. ábra egyenletében behelyettesítjük a bankrendszer teljes bruttó jövedelmét, és kellően nagymértékű megbízhatósági intervallum (pl. a Bázeli-II-es kerettel összhangban 99,9 százalékot használva) mellett nézzük a lehetséges minimális és maximális értékeket, becslést kaphatunk a szükséges tőkekövetelmény nagyságára. A becslést a modell paramétereinek alapján azonban jelentős szóródást kapunk a lehetséges méretre. Ez a viszonylag rövid időszakkal és az adatok jelentős szóródásával áll összefüggésben. Így a most rendelkezésre álló adatok nem teszik lehetővé, hogy a jelenlegi működési kockázati tőkekövetelmény szintjének elégségességéről meggyőződjünk.

## EGYEDI VESZTESÉGEK ÉS INTÉZMÉNYSZÁMA KAPCSOLATA

### Gyakorisági eloszlás

A működési kockázati modellezésben a gyakoriság modellezésére alapvetően három eloszlástípust használnak (lásd

például: Panjer, 2006): Poisson-eloszlás, binominális eloszlás, illetve negatív binominális eloszlás. A Poisson-eloszlás előnye, hogy az eloszlás várható értéke és varianciája megegyezik a  $\lambda$  paraméterrel, a Poisson-eloszlású valószínűségi változók összege is Poisson-eloszlást követ, ráadásul egy valószínűségi változót dekomponálni is tudunk Poisson-eloszlású valószínűségi változókra (Panjer, 2006, pp. 109–110.). Az egy kulcsparaméterre való építkezés viszont nem biztosít kellő rugalmasságot. Számításaim azt mutatják, hogy a Poisson-eloszlásra való illeszkedés nem vethető el minden egyes bank, illetve a teljes minta esetén. Bár egyedi banki szinten jobb az illeszkedés a Poisson-eloszlásra, mint az összbanki mintára. A Jarque–Bera-teszt alapján nem vethető el az sem, hogy a Poisson-paraméterek bankok közötti megoszlása normális eloszlást követ.

A mintán a Poisson-eloszlás paramétereinek kiszámításához azon adatbázist néztük, amelyben a bankok jelezték, hogy 2007 márciusa és 2011 márciusa között hány eseményt észleltek. A minta rövidege miatt minden egyes bank esetén a négy év alatt felismert, jelentett működési kockázati veszteségesemények számának negyedét vettük, mint az egy évről vonatkozó Poisson  $\lambda$  paraméter. A négyéves időszakkal rendelkező 13 banknál ez a paraméter összességében 4073 volt.<sup>9</sup>

Az intézményi jellemzők és a gyakoriság összefüggésére az egyes banki Poisson  $\lambda$  paraméterek és intézményméret tényezők viszonyát tudjuk elemezni. Itt is a hatványszerű modelltől indulunk ki:

$$\lambda_i = F_{i1}^{\alpha_1} \cdot F_{i2}^{\alpha_2} \dots \cdot F_{in}^{\alpha_n} \cdot F(\Theta_i) \quad (2),$$

ahol  $\lambda_i$  az  $i$ . intézmény Poisson-paramétere,  $F_{ij}$  az  $i$ . intézménynél a  $j$ . intézményi faktor,  $F(\Theta)$  pedig az egyéb faktorkkal (pl. belső kockázatkezelés minősége) magyarázható komponens.

A regressziós módszer alkalmazásához egyszerűen végre tudunk hajtani egy loglinearizációt, és a következőt kapjuk:

$$\ln(\lambda) = \alpha_1 \ln(F_1) + \alpha_2 \ln(F_2) \dots + \alpha_n \ln(F_n) + \varepsilon \quad (10)$$

A szakirodalomban (pl. Na et al., 2005; Dahan–Dionne, 2010) általában az eszközállományt és a bruttó jövedelmet használják mint skálázási tényezőket. Ezen tényezők (azaz a 2007 és 2010 vége közötti mérlegfőösszeg átlagok [jelölésük: „ASSET”] és az utóbbi négy év bruttó jövedelmének átlaga [jelölése: „GI”]) mellett a létszámot (jelölése: „EMP”) és a fiókszámot használok mint a működés méretére vonatkozó tényezőket.

<sup>9</sup> Azon bankokat, amelyeknél 2011 márciusához képest egy évnél rövidebb ideje van veszteségadatokra felügyeleti adatszolgáltatás, nem vettük bele a mintába. Ezeknél a bankoknál a működési kockázati események gyakorisága is nagy varianciájú lehet, így rövidebb időszakkal rendelkező bank torzíthatja a becsléseket.

**3. táblázat**

**Egyes bankok működési kockázati összbanki veszteségeinek gyakorisági paraméterére (Poisson  $\lambda$  logaritmus) a bruttó jövedelemmel, illetve eszközállománnyal futtatott regressziók**

Függő változó: lnLAMBDA	Paraméterek		Modellerősség			
	Együttható	Szignifikancia	F	Szignifikancia	R <sup>2</sup>	Módosított R <sup>2</sup>
Konstans	-35,337	0,000	59,900	0,000	0,678	0,666
lnASSET	-1,568	0,000				
lnGI	2,526	0,000				

	Paraméterek		Modellerősség			
	Együttható	Szignifikancia	F	Szignifikancia	R <sup>2</sup>	Módosított R <sup>2</sup>
Konstans	-6,527	0,007	21,362	0,000	0,269	0,257
lnASSET	0,796	0,000				

Függő változó: lnLAMBDA	Paraméterek		Modellerősség			
	Együttható	Szignifikancia	F	Szignifikancia	R <sup>2</sup>	Módosított R <sup>2</sup>
Konstans	-22,147	0,000	63,909	0,000	0,524	0,516
lnGI	1,096	0,000				

A korrelációs elemzések szerint nagyfokú az együttmozgás a gyakoriság és a méretindikátorok között, így érdemesnek tartottam regressziókat futtatni. Először egy klasszikusnak nevezhető modellt futtattam, amely az eszközállományt és a bruttó jövedelmet veszi be magyarázó változóként a modellbe. Magyarázó változóként mind a bruttó jövedelem, mind az eszközállomány szignifikánsnak bizonyult (3. táblázat).

Amennyiben magyarázó változóként a fiókok számát vagy a foglalkoztatottak számát vesszük figyelembe, akkor azt tapasztaljuk, hogy utóbbi, azaz a foglalkoztatottak száma bír nagyobb magyarázó erővel (ennek eredményét a 4. táblázat mutatja be). A létszám alapú modellben kicsit erősebb a gyakorisági paraméterrel való összefüggés, mint a bruttó jövedelem alapú modellben.

Ha az egyes egyenletekbe két különböző méretet (azaz pl. saját és külső méretet) behelyettesítünk – pl.  $\ln(\lambda_1) = c+1,0961 \cdot \ln(GI_1)$  és  $\ln(\lambda_2) = c+1,0961 \cdot \ln(GI_2)$ , ahol  $c$  konstans –, és mindkét egyenletet az  $e$  (Euler-szám) hatványára emeljük, és azokat egymással elosztjuk, egyfajta skálafüggvényt kaphatunk:  $\lambda_1 / \lambda_2 = \left(\frac{GI_1}{GI_2}\right)^{1,0961}$ . Ennek az algoritmusnak a mintájára

attól függően, hogy a bruttó jövedelemre vagy éppen a foglalkoztatott létszámra vonatkozó összefüggést tekintjük, a gyakorisági eloszlás  $\lambda$  paraméterére kétféle skálafüggvény adódik:

$$\lambda_{saját} = \lambda_{külső} \cdot \left(\frac{GI_{saját}}{GI_{külső}}\right)^{1,0961},$$

ahol GI a bruttó jövedelem hároméves átlaga milliárd forintban kifejezve. Vagy

$$\lambda_{saját} = \lambda_{külső} \cdot \left(\frac{EMP_{saját}}{EMP_{külső}}\right)^{1,0383},$$

ahol EMP a foglalkoztatottak létszámának hároméves átlaga főben kifejezve.

**Súlyossági eloszlás**

Az egyedi veszteségeseményekhez kapcsolódó veszteség eloszlásának modellezésére a működési kockázati szakirodalom (követve a biztosításmatematikai szakirodalmat)

**4. táblázat**

**Egyes bankok működési kockázati összbanki veszteségeinek gyakorisági paraméterére (Poisson  $\lambda$  logaritmus) a létszámmal futtatott regressziók**

Függő változó: lnLAMBDA	Paraméterek		Modellerősség			
	Együttható	Szignifikancia	F	Szignifikancia	R <sup>2</sup>	Módosított R <sup>2</sup>
Konstans	-2,438	0,000	185,455	0,000	0,762	0,758
lnEMP	1,038	0,000				

számos folytonos eloszlást alkalmaz. A kis gyakoriságú, nagy veszteséggel járó események miatt a normális eloszlás nem alkalmazható, így helyette gyakran a vastagabb szélű, ugyanakkor egyszerűen kezelhető eloszlást, a lognormális eloszlást alkalmazzák:

A lognormális eloszlás sűrűségfüggvénye a következő:

$$f(x) = \frac{1}{x \cdot \sigma \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{\ln(x) - \mu}{\sigma}\right)^2\right),$$

ahol  $x=0, 1, 2, \dots$

A lognormális modell mellett a vastagabb Pareto-eloszlás örvend még nagy népszerűségnek a működési kockázati veszteségek modellezésében. Az úgynevezett egyváltozós Pareto-eloszlás sűrűségfüggvénye (Panjer, 2006, p. 59.):

$$f(x) = \alpha \cdot \theta^\alpha \cdot x^{-\alpha-1} \text{ és } x > \theta.$$

Az 5. táblázat mutatja a jelentett veszteségeket. Közöttük számarányában mindössze 23 százaléknyi a hitelkockázattal összefüggő esemény, az összveszteség arányában ez már meghaladja az 50 százalékot is.

Elemzésem során először megvizsgáltam azt, hogy milyen eloszlás illeszkedik leginkább erre az egyedi esemény szintű megfigyeléseket tartalmazó cenzorált adatbázisra. Majd a paraméterbecslések alapján jobban illeszkedő veszteségeloszlás paraméterei és az intézményméret közötti kapcsolatot vizsgáltam. Végül az egyedi veszteségek és intézményméret közötti viszonyt elemeztem.

Az eloszlás illeszkedésének vizuális ellenőrzésére használt, jelen cikkben külön be nem mutatott, kvantilis-kvantilis ábra azt mutatta, hogy a lognormális eloszlás a Pareto-eloszláshoz képest jobb illeszkedést mutat. A 6. táblázat egyedi regressziós eredményei szerint az eloszlás elhelyezkedését meghatározó  $\mu$  paraméternél erősebb az együttmozgás a méretindikátorokkal, ugyanakkor az eloszlás formáját meghatározó  $\sigma$  paraméternél az összefüggés nem szignifikáns.

A veszteségeloszlás paraméterei és az intézményméret között a működési kockázati szakirodalom (pl. Na et al., 2005; Dahan–Dionne, 2010) sem mindig talál összefüggést, így sok esetben az egyedi veszteségmérték és intézményméret közötti kapcsolatot tárja fel. Ezt tette pl. a már idézett Shih et al. (2000) cikk is. Az egyedi veszteségek logaritmusára már a gyakorisági eloszlásnál is felhasznált bruttó jövedelem logaritmusát használtam magyarázó változóként. A kapott, csak a bruttó jövedelemmel képzett összefüggés relatív gyengén magyarázza a veszteségek szóródását ( $R^2$  15 százalék körüli szintje).<sup>10</sup> Ezt a számadatot erősíti meg a 5. ábra mintázata is. Az egyes intézmények veszteségadatainak szóródása nemcsak az intézményméretből fakad, hanem részben a kockázatkezelés erősségéből vagy éppen gyengeségéből is. Mindenesetre az egyedi intézmények veszteségadatai is jelentősen szóródnak. Ezen eredményünk egybevág Chernobai et al. (2009) tanulmányának eredményével, miszerint önmagában az egyedi veszteségmérték és intézményméret kapcsolata gyenge lehet, és a működési kockázati kontrollok minősége lehet meghatározó a veszteségmértékben. Az ábrán külön kiemelttem az egyedi

## 5. táblázat

### A felügyeleti adatszolgáltatás keretében jelentett egyedi működési kockázati események megoszlása kapcsolódó kockázat szerint

	Abszolút mutatók			
	Tisztán működési kockázati események	Hitelkockázattal összefüggő események	Piaci kockázattal összefüggő események	Összesen
Átlag (millió forint)	31,9	104,1	9,2	47,9
Minimum (millió forint)	0,000	0,078	0,181	0,001
Maximum (millió forint)	11 408	6 010	305	11 408
Összeg (millió forint)	47 270	51 302	942	99 514
Eseményszám (db)	1 482	493	102	2 077
	Részesevések (%)			
Összeg (millió forint)	47,5	51,6	0,9	100
Eseményszám (db)	71,4	23,7	4,9	100

Megjegyzés: A bankok ezen adatszolgáltatásban az összes esemény darabszáma szerint a 10 százaléknyi legnagyobb veszteséggel járó eseményt szolgáltatják, de legalább 10 darab eseményt. Ennek megfelelően cenzorált adatbázisról van szó.

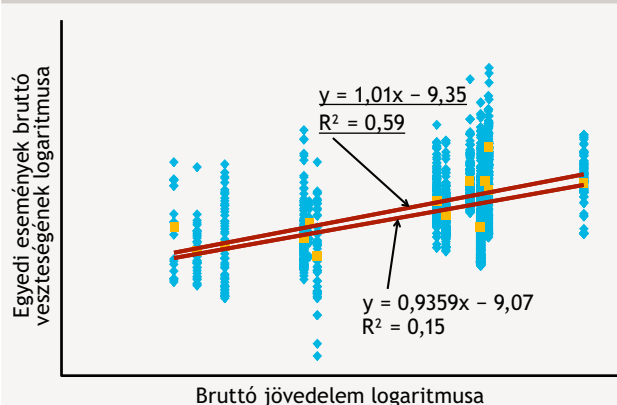
<sup>10</sup> Megvizsgáltam a különböző bruttó jövedelemszintekhez tartozó veszteségek szórásának jellemzőit is. Nem találtam szignifikáns kapcsolatot a veszteségek szórása és az intézményméret között.



**6. táblázat**

Az evIEWS szoftverrel kiszámított lognormális súlyossági eloszlás paraméterek és bruttó jövedelemalapú intézményméret közötti kapcsolat és erőssége

Lognormális eloszlás $\mu$ paramétere		
$\mu$	Együttható	Szignifikancia
Konstans	-8,958	0,004
lnGI	0,975	0,002
R <sup>2</sup>	0,581	
Módosított R <sup>2</sup>	0,546	
F	16,611	
Szignifikancia	0,002	
Lognormális eloszlás $\sigma$ paramétere		
$\sigma$	Együttható	Szignifikancia
Konstans	2,662	0,029
lnGI	-0,101	0,341
R <sup>2</sup>	0,076	
Módosított R <sup>2</sup>	-0,001	
F	0,981	
Szignifikancia	0,341	

**5. ábra**
**Bruttó jövedelem és egyedi veszteségadatok logaritmusának mintája**
*(kék pontok és az aláhúzás nélküli egyenlet vonatkozik az egyedi veszteségekre)*


Megjegyzés: A narancssárga négyzetek az átlagos veszteségmértéket jelölik és aláhúzással jelölt a rájuk vonatkozó egyenlet.  
Forrás: MNB.

banki átlagértékeket is. Az átlagos veszteségértékek és a bruttó jövedelem közötti loglineáris kapcsolat az összveszteséggel mutatotthoz hasonló erősségű.

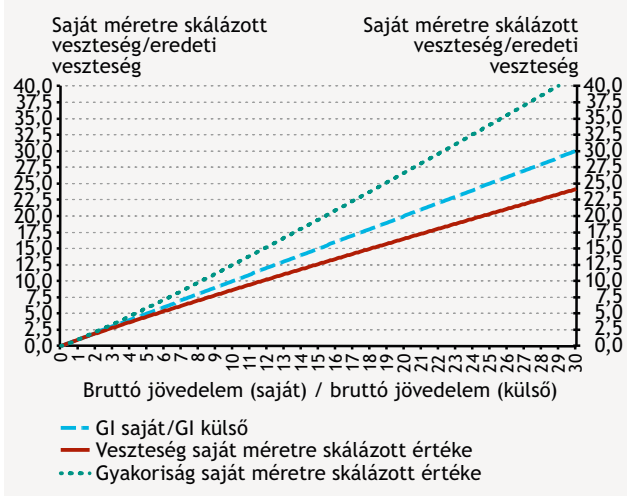
Az eredmények így is lehetővé teszik egy skálázó függvény megalkotását, amely megoldhatóvá teszi a hazai bankszektorban a külső adatok saját intézményre skálázását:<sup>11</sup>

$$\text{veszteség}_{\text{saját}} = \text{veszteség}_{\text{külső}} \cdot \left( \frac{GI_{\text{saját}}}{GI_{\text{külső}}} \right)^{0,9359}$$

Összességében az eredményeink azt mutatják, hogy a méret jóval inkább hat a gyakoriságra, mint a veszteségmértetre. A skálázási egyenletek eredményét vizuálisan a 6. ábra jeleníti meg. Miközben a gyakoriságok között intézményméret függvényében szinte lineáris a kapcsolat, addig az egyedi veszteségmértékben egy jóval kevésbé növekedő összefüggést találunk. Na et al. (2005) az ABN-Amro teljes bankcsoportszintű adataira tett hasonló megállapítást: az adott időszakra jutó összveszteség skálázhatósági tulajdonságát jóval inkább a gyakoriság és nem a veszteséeloszlás skála tulajdonosága vezérli. Ezt a jelenséget esetlegesen az magyarázhatja, hogy a növekvő méretből fakadó növekvő egyedi kitettséget kompenzálja a tudatosabb működési kockázatkezelés, ami abban jelenik meg, hogy a nagyobb méretű intézmények gyakrabban használnak fejlettebb mérési módszereket.

<sup>11</sup> Az összefüggés a gyakoriságnál alkalmazott módszerrel kerül megállapításra.

**6. ábra**  
Egységnyi veszteség, illetve veszteséggyakoriság méretre skálázása a bruttó jövedelem eredeti veszteséggazda méretéhez képest



Dahen–Dionne (2010) cikkében megvizsgálja azt is, hogy egyedi veszteségesemények mértékét maga a működési kockázati típus, illetve üzletág mennyiben befolyásolja. Megfelelő dummy változók beiktatásával én is teszteltem ennek lehetőségét a magyar bankrendszerre, csak szignifikáns változókat tartva benn a végső egyenletben. Amint a 7. táblázat mutatja, az így kapott eredmények egyértelműen nagyobb magyarázó erővel bírnak, mint az 5. ábrán bemutatott, egyedi veszteségekre épített modell – azaz az üzletágak és eseménytípusok meghatározóak a veszteségméretben. Bár a 30 százalékos R<sup>2</sup> mutató azt jelzi, hogy egyéb, nem modellezett tényezők (pl. belső tényezők, kockázatkezelés minősége) is nagy befolyást gyakorolhatnak a működési kockázati veszteségek méretére. Így a veszteségek skálázásánál nem önmagában az intézményméret alapján, hanem veszteségtípus és üzletág alapján érdemes dif-

ferenciálni, amennyiben kellő mennyiségű adat áll rendelkezésünkre.

## KÖVETKEZTETÉSEK

Jelen cikk keretein belül a hazai bankrendszer működési kockázati (emberek, rendszerek, folyamatok és külső események kockázata) veszteségeit elemeztem. Az ún. Bázeli alapú tőke megfelelési rendszer 2008-ban történt hazai bevezetése óta eltelt négy év adatain már érdemes elemzéseket végrehajtani. A hazai bankrendszerben a működési kockázati veszteségek fontosságát jól jelzi az, hogy 2010-ben a bankrendszerben összesen mintegy 35 milliárd forintnyi működési kockázati veszteség került feltárássra, ami az azt jelentő bankoknál az adózás előtti eredmény közel 75 százalékát teszi ki, és a hosszabb távú jövedelmezőségi átlaghoz viszonyítva is szignifikáns méretű. A hazai bankrendszer működési kockázati adatain végrehajtott empirikus elemzés alátámasztja, hogy hasonlóan a szakirodalomban már korábbiakban vizsgált külföldi bankszektorokhoz, bankcsoportokhoz, a hazai bankrendszerben is szignifikáns a bruttó jövedelem alapú intézményméret és az adott időszakban elszenvedett működési kockázati összveszteség közötti kapcsolat. A viszonylag rövid időszor és az adatok jelentős szóródása azonban nem teszi lehetővé, hogy a jelenlegi működési kockázati tőkekövetelmény szintjének elégségségéről meggyőződjünk. Az összveszteséget gyakoriságra és súlyosságra bontva azt az eredményt kapjuk, hogy leginkább az intézményméret gyakorisági paraméterrel való összefüggése tekinthető erősnek, hasonlóan az átlagos veszteséghez, miközben az egyedi veszteségekkel gyengébb az összefüggés. Az eseménytípusok és üzletágtípusok is magyarázó erővel bírnak az egyedi veszteségek nagyságában, azonban így is jelentős a nem modellezett tényezők potenciális hatása. Mindez az eredmény támpontot biztosíthat a működési kockázat rendszerszintű model-

**7. táblázat**

A veszteségméretre mint függő változóra futtatott regresszió kockázattípus és üzletág dummy bevonásával

Függő változó: veszteség logaritmus	Koefficiens	Szignifikanciaszint
Konstans	-7,453	0,000
Bruttó jövedelem logaritmus	0,759	0,000
Belső család dummy	1,551	0,000
Ügyfél, üzleti gyakorlat dummy	0,958	0,000
Tárgyi eszközök kárai dummy	-1,771	0,000
Kereskedelmi banki üzletág dummy	1,097	0,000
Lakossági közvetítői tevékenység (retail brokerage) dummy	1,141	0,000
Ügynöki tevékenység	-1,138	0,016
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Módosított R<sup>2</sup></b>	<b>F</b>
0,303	0,301	128,3
		<b>Modell szignifikancia</b>
		0,000

lezéséhez, egyik intézményről másira való skálázhatóságához, a működésikockázat-mérési módszerek fejlesztéséhez, és alátámasztja az egyszerűbb működési kockázati tőkeallokációs módszereket.

## FELHASZNÁLT IRODALOM

BIS (2001): *Working Paper on the Regulatory Treatment of Operational Risk*. Basel, BIS, September. URL: [http://www.bis.org/publ/bcbs\\_wp8.pdf](http://www.bis.org/publ/bcbs_wp8.pdf). Letöltve: 2011. június 8.

BIS (2004): *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. A Revised Framework*. Basel, BIS, June. URL: <http://www.bis.org/publ/bcbs107.pdf>. Letöltve: 2011. június 8.

BOUCHAUD, J.-PH. (2001): Power-laws in economy and finance. Some ideas from physics. *Quantitative Finance*, vol. 1 no. 1. pp. 105–112.

CHERNOBAI, A.-PH. JORION-FAN YU (2009): The Determinants of Operational Risk in U.S. Financial Institutions. *Working Paper Series*. URL: <http://ssrn.com/abstract=1360266>. Letöltve: 2011. június 8.

DAHEN, H.-G. DIONNE (2010): Scaling Models for the Severity and Frequency of External Operational Loss Data. *Journal of Banking & Finance*, vol. 34 iss. 7, pp. 1484–1496.

EURÓPAI UNIÓ (2006): *2006/48/EK irányelv (2006. június 14.) a hitelintézetek tevékenységének megkezdéséről és folytatásáról (átdolgozott szöveg)*. EGT-vonatkozású szöveg.

MAGYAR KÖZTÁRSASÁG KORMÁNYA (2007): *200/2007. (VII. 30.) Korm.rend. a működési kockázat kezeléséről és tőkekövetelményéről*. URL: <http://net.jogtar.hu/jr/gen/getdoc.cgi?docid=a0700200.kor>. Letöltve: 2011. június 8.

NA, H. S.-L. COUTO MIRANDA-J. VAN DEN BERG-M. LEIPOLDT (2005): Data Scaling for Operational Risk Modelling. *ERIM Report Series Research in Management*, ERS-2005-092-LIS. Rotterdam, Erasmus Research Institute of Management.

PANJER, HARRY H. (2006): *Operational Risk: Modeling Analytics*. Hoboken, John Wiley & Sons.

SHIH, J.-A. SAMAD-KHAN-P. MEDAPA (2000): Is the Size of an Operational Loss Related to Firm Size?. *Operational Risk*, January. URL: [http://www.opriskadvisory.com/docs/Is\\_the\\_Size\\_of\\_an\\_Operational\\_Loss\\_Related\\_to\\_Firm\\_Size\\_\(Jan\\_00\).pdf](http://www.opriskadvisory.com/docs/Is_the_Size_of_an_Operational_Loss_Related_to_Firm_Size_(Jan_00).pdf). Letöltve: 2011. június 8.