



FÁYKISS PÉTER

HEVÉR JUDIT

**A RENDSZERSZINTŰ KOCKÁZAT
SHAPLEY-ÉRTÉK ALAPÚ ALLOKÁCIÓJA
A MAGYAR BANKRENDSZER ESETÉBEN**

MNB-TANULMÁNYOK | 155.

2025

S Z E P T E M B E R



**A RENDSZERSZINTŰ KOCKÁZAT
SHAPLEY-ÉRTÉK ALAPÚ ALLOKÁCIÓJA
A MAGYAR BANKRENDSZER ESETÉBEN**

MNB-TANULMÁNYOK | 155.

2025

S Z E P T E M B E R

Az „MNB-tanulmányok” sorozatban megjelenő írások a szerzők nézeteit tartalmazzák, és nem feltétlenül tükrözik a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontját.

MNB-tanulmányok 155.

A rendszerszintű kockázat Shapley-érték alapú allokációja a magyar bankrendszer esetében

Írta: Fáykiss Péter, Hevér Judit

Budapest, 2025. szeptember

Kiadja: Magyar Nemzeti Bank

Felelős kiadó: Farkas Milán

1054 Budapest, Szabadság tér 8–9.

www.mnb.hu

ISSN 1787-5293 (on-line)

Tartalom

Kivonat	5
Abstract	5
1. Bevezetés	7
2. A rendszerszinten jelentős intézmények kockázatának mérése	9
2.1. A piaci információalapú módszerek	9
2.2. Indikátoralapú módszerek	10
2.3. Hálózatos módszerek	11
3. A rendszerszinten jelentős intézmények szabályozása az Európai Unióban	12
4. Az alkalmazott módszertan	15
4.1. Kockázatfelosztás játékelméleti módszerekkel	15
4.2. Az alkalmazott jelölésrendszer és a Shapley érték, mint tőkeallokációs módszer	16
4.3. A bankok és a bankrendszer veszteségeloszlásának modellezése	18
5. A szimuláció és az eredmények	21
5.1. A felhasznált adatok	21
5.2. A szimuláció lépései	22
5.3. Eredmények és robusztusság-vizsgálat	22
6. Összegzés	29
7. Hivatkozások	31
8. Függelék	35
8.1. Az Európai Bankhatóság által kidolgozott azonosítási alapszertan főbb elemei	35
8.2. A rendszerszintű allokáció összevetése rögzített és változó eloszlással megközelítés mellett	36
8.3. Ábrák a robusztusság vizsgálathoz	37

Kivonat

A tanulmány célja piaci információalapú módszerrel becslést adni a rendszerszinten jelentős intézmények rendszerszintű kockázatára és összekapcsoltságból fakadó (korrelációs struktúra miatti) tőkepuffereire a magyar bankrendszer esetében. Tarashev et al. (2015) megközelítését követve a magyar bankrendszer aggregált veszteségeloszlásából számított kockázati mérték (VaR és ES) felosztásakor a kooperatív játékelméleten alapuló Shapley értéket használjuk. Az alkalmazott módszertan segítségével vizsgáljuk a méret, a csődvalószínűség és a korrelációs struktúra rendszerkockázati szerepét.

Eredményeink megerősítik a méret fontos rendszerkockázati szerepét, 99,9%-os konfidencia szinten a nagy bankok Shapley érték alapú részesedése a rendszerszintű kockázatból meghaladja, míg a kisebb bankok esetében nem éri el az eszközérték alapján számolt súlyokat. A konfidencia szint csökkenésével az allokáció a csődvalószínűségek növekvő jelentősége miatt jelentős mértékben átrendeződik, az alacsony csődvalószínűségű bankok esetében csökken, míg a magasabb csődvalószínűségű intézmények esetében nő az allokált kockázati mértékből a részesedés.

Továbbá megállapítható, hogy alacsonyabb eszközértékű és a közös faktoral erősen együttmozgó intézmények esetében az összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázat magyarázza a puffer jelentős hányadát. A nagyobb eszközértékű bankok becsült tőkepufferéből viszont csak 10% körüli részt allokálunk az összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázat következtében, ami más tényezők (pl. méret, csődvalószínűség és külföldi érdekeltségek) fontos szerepét sugallja.

Journal of Economic Literature (JEL) kódok: G18, G21.

Kulcsszavak: Rendszerkockázat, Rendszerszintű kockázat, Hazai rendszerszinten jelentős intézmények (O-SII), Tőkeallokáció, Shapley érték.

Abstract

The aim of the paper is to estimate the allocation of system-level risk and the capital buffers due to interconnectedness (due to correlation structure) of Hungarian Other Systemically Important Institutions using a market information-based method. The approach of Tarashev et al. (2015) is followed, with the Shapley value being used to allocate the risk measure (VaR and ES) calculated from the aggregate loss distribution of the Hungarian banking system. The methodology applied is employed to investigate the role of size, probability of default and correlation structure on systemic risk.

Our results confirm the important role of size in systemic risk. At the 99.9% confidence level the Shapley value-based share of system-level risk for large banks exceeds the weights calculated based on asset value, while for smaller banks it is below the weights calculated based on asset value. As the confidence level is reduced, a significant shift in the allocation is observed due to the increasing importance of probabilities of default. The allocated share of banks with low probability of default is diminished, while the share of institutions with a higher probability of default is increased.

Furthermore, it can be observed that for institutions with lower asset values and high co-movement with the common factor, systemic risk due to interconnectedness explains a significant share of the allocated system-level risk. Conversely, only approximately 10% of the estimated capital buffer for banks with higher asset values is allocated due to systemic risk from interconnectedness, suggesting an important role for other factors (e.g. size, probability of default and foreign ownership).

Journal of Economic Literature (JEL) codes: G18, G21.

Keywords: Systemic risk, System-level risk, Other Systemically Important Institutions (O-SII), Capital allocation, Shapley value.

1. Bevezetés

A rendszerszinten jelentős pénzügyi intézmények (Systemically Important Financial Institutions – SIFIs) jelentőségére a 2008-as pénzügyi válság világított rá, azonban a probléma kialakulása valójában a válságot megelőző évtizedek bankrendszeri folyamatainak tudható be. Ebben az időszakban a fejlett országok több bankja¹ jelentős expanzióba kezdett, s a pénzügyi liberalizáció kiterjedésével egyre inkább nemzetközi szinten is aktívvá vált. A korábbi hagyományos banki modell felülvizsgálatának, a határon átnyúló tevékenységek robbanásszerű elterjedésének eredményeként azonban olyan struktúrák jöttek létre, amelyek egyre kevésbé voltak transzparenssek mind a külső, mind a belső érintettek számára: a határokon átnyúló pénzügyi közvetítésben szövevényes, átláthatatlan hálózatok fejlődtek ki, jellemzővé vált az innovatív, komplex termékek forgalmazása. Egyre inkább növekedett a mérlegen kívüli tételek (pl. derivatívák, garanciák) szerepe, illetve drámaian nőtt a tőkeáttétel is. Az újonnan létrejött kockázatok hosszú ideig nem kerültek felszínre és így sem a tulajdonosok, sem a szabályozó oldaláról nem alakultak ki megfelelő kontroll mechanizmusok (BCBS, 2012; BCBS, 2013; EBA, 2020). A jelenség nem csak globális szinten volt megfigyelhető: kisebb léptékben ugyan, de hasonló folyamatok alakították a regionális, nemzeti bankrendszerek fejlődését is.

A pénzügyi válság kitörése rávilágított a kialakult helyzet rendszerkockázati jelentőségére és a társadalmi és gazdasági hatásokra (BCBS, 2012; BCBS, 2013). Egy jelentős intézmény pénzügyi nehézsége, esetleges csődje magas terhet róhat a pénzügyi rendszer egészére és a finanszírozási csatornák átmeneti vagy tartós leállásán keresztül veszélyeztetheti a reálgazdasági aktivitást, mely társadalmi következményekkel jár (pl.: jelentős munkanélküliség, kilakoltatások a hitelüket fizetni nem tudó adósok esetében). Emellett a jelentős pénzügyi intézmények feltőkésítése, amely a kritikus pénzügyi funkciók további működését biztosítja, súlyos terhet jelenthet az államháztartás és így az adófizetők számára.

A G20-as országok² által elfogadott értelmezésben rendszerszinten jelentős intézménynek az nevezhető, amelynek csődje vagy átmeneti nehézsége³ közvetlen (valamilyen szerződéses kapcsolat az intézmények között, például bankközi követelés) vagy közvetett (például erősen korrelált kitettségekből épített pozíciók) fertőzés kiváltásával széleskörű stresszhelyzetet eredményez (BCBS, 2012; BCBS, 2013). Ez a stresszhelyzet azonban többféle dimenzióban is értelmezhető: egyes tanulmányok a pénzügyi rendszerre helyezik inkább a hangsúlyt, míg mások a reálgazdasági folyamatokra irányuló befolyást gondolják fontosabbnak. A kétféle megközelítés relevanciáját nem csak az elméleti és empirikus kutatások, hanem az elmúlt időszak gyakorlata is megerősíti: a fejlődő, kevésbé mély pénzügyi rendszerrel rendelkező országokban a hatóságok jellemzően az esetleges makrogazdasági hatásokat vizsgálnák kiemelt figyelemmel, míg a komplexebb, összekapcsoltabb, fejlettebb bankrendszerek szabályozói alapvetően a pénzügyi rendszerre fókuszálnának elsősorban.

A rendszerszinten jelentős pénzügyi intézmények okozta negatív externáliák kezeléséhez olyan szabályrendszert kell kialakítani, amely egyszerre mérsékli a rendszerszinten jelentős pénzügyi intézmények stressz- és nemteljesítési valószínűségét, és fizetéseképtelenség esetén csökkenteni az általuk végzett rendszerszinten kritikus funkciók zavarai által okozott negatív hatásokat és a felmerülő adófizetői terheket (ennek kapcsán lásd például BCBS, 2012; BCBS, 2013; Bongini et al., 2015; Weistoffer, 2011). A rendszerszinten jelentős pénzügyi intézmények nemteljesítési valószínűsége veszteséghelyelő kapacitásuk javításával, azaz addicionális tőkekövetelmény előírásával mérsékelhető. Egy esetleges fizetéseképtelenség esetén pedig a rendszerkockázatok mérsékléséhez és a kritikus funkciók folyamatosságának biztosításához hatékony szanálási rendszer kidolgozása szükséges. Ennek megfelelően a Bázeli Bizottság (Basel Committee on Banking Supervision) a problémát mind globális, mind lokális szinten kezelő keretrendszere alapvetően három kiemelt területre fókuszál (BCBS,

¹ Idővel a fejlődő országokból is került ki olyan bank, amely paraméterei alapján ebbe a kategóriába tartozik, mára például több kínai nagybank is globálisan rendszerszinten jelentős banknak minősül.

² IMF, BIS, FSB (2009): Report to G20 Finance Ministers and Governors, Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations.

³ A fogalom más megközelítésben is értelmezhető, eszerint egy pénzügyi intézmény relevanciája azzal mérhető, hogy létezése mennyire elengedhetetlen a pénzügyi rendszer jól funkcionáló működése szempontjából. A jelenlegi nemzetközi gazdaságpolitikai szabályozás a fent leírt megközelítést fogadja el, és olyan ösztönzők kialakítására törekszik, amelyek egy-egy intézmény rendszerszintű jelentőségének csökkentését célozzák.

2012; BCBS, 2013; Bongini et al., 2015, Weistoffer, 2011): (1) a magasabb veszteségviselő képesség biztosítása érdekében többlet tőkekövetelményt ír elő (mérsékli a csődvalószínűséget), (2) hatékony szanálási keretrendszer kialakítását és (3) kiemelt, speciális felügyeleti figyelmet (mind mikroprudenciális, mind makroprudenciális szinten) követel meg.

Jelen kutatásunkban alapvetően Tarashev-Zhu (2008) és Tarashev et al. (2015) Shapley értéken⁴ alapuló megközelítését használjuk a magyar bankrendszerben azonosított rendszerszinten jelentős intézmények rendszerszintű kockázatának allokálásakor. A módszertan – bizonyos egyszerűsítésekkel – alkalmas lehet arra, hogy olyan országok bankrendszerei esetében is alkalmazható lehessen egy kvázi piaci információon alapuló módszer, ahol nem állnak rendelkezésre nagyfrekvenciás tőzsdei adatok az adott intézményekre vonatkozóan. Az EU tagállami bankrendszereinek jelentős része számára ez kifejezetten releváns kérdés. Másrészt ez a megközelítés viszonylag kis mértékű közvetlen összekapcsoltság esetében is használható, alacsony bankközi hitelezési vagy swappiaci kitettségek és a jelenleg jellemző magas bankrendszeri likviditás mellett. Ilyenkor a rendszerkockázat meghatározása kapcsán érdemi kihívás, hogy az alacsony közvetlen hálózatos kitettségek és a magas likviditási tartalékok miatt a közvetlen „fertőzési” hatás viszonylag alacsony, így az összekapcsoltsági dimenzió ezek felhasználásával nehezebben meghatározható. Ezzel a megközelítéssel azonban az áttételesebb összekapcsoltsági hatások – például az indirekt, eszközár korrelációk miatti hálózati jelentőségek – is részben figyelembe vehetők. Végül ez a módszertan jó kiegészítője lehet a szabályozásban jelenleg elvárt indikátoralapú EBA módszertannak, különösen az egyes intézményekre vonatkozó tőkepufferek kapcsán.

A tanulmány felépítése a következő: a 2. fejezetben részletesebben ismertetjük a rendszerkockázathoz, a rendszerszinten jelentős pénzügyi intézmények azonosításához és kockázataik méréséhez kapcsolódó releváns szakirodalmat. A 3. fejezet a rendszerszinten jelentős intézmények európai uniós és magyar szabályozását mutatja be. A 4. fejezetben röviden áttekintjük a rendszerszintű kockázatok egyes rendszerszinten jelentős intézmények közötti felosztása kapcsán felmerült elméleti és gyakorlati megközelítéseket, és ismertetjük az általunk alkalmazott módszertant. Az 5. fejezet a felhasznált adatok körét és az elvégzett szimuláció lépéseit mutatja be, majd összefoglaljuk az eredményeket.

⁴ A továbbiakban vegyesen használjuk a Shapley értéken alapuló módszer és a Shapley megközelítés/módszer kifejezéseket, ezek ugyanazt az eljárást jelzik.

2. A rendszerszinten jelentős intézmények kockázatának mérése

Az elmúlt években dinamikusan nőtt a rendszerszinten jelentős pénzügyi intézmények azonosításához és kockázatainak méréséhez kapcsolódó kutatások száma. A szakirodalomban alapvetően három fő irány kezd körvonalazódni: (i) a piaci információalapú módszerek, (ii) az indikátoralapú módszerek és a (iii) hálózatos módszerek.

2.1. A PIACI INFORMÁCIÓALAPÚ MÓDSZEREK

A piaci információalapú módszerek jellemzően a hitelintézeti és befektetési tevékenységek kockázatomérési koncepcióját ültetik át rendszerkockázati keretek közé. Egy piaci információalapú módszer általában nagyfrekvenciás adatokat használ fel (pl.: CDS felár, nem biztosított kötelezettségek kockázati felára, saját tőke hozama stb.). A megközelítés előnye, hogy egyrészt adatigényük és adatgyűjtési költségük nem jelentős, ugyanis általánosan elérhető piaci adatokból dolgoznak, másrészt a nagyfrekvenciás adatoknak köszönhetően a rendszerszintű jelentőség változásának akár napi szintű alakulását is – legalábbis elméletben – meg tudják ragadni (lásd például *Brownless–Engle, 2012; Huang et al., 2010*). A módszerek egyik hátránya, hogy több intézményre nem érhetők el ezek a nagyfrekvenciás adatok, vagy nem kellően mély a vonatkozó termékek kereskedése (pl.: CDS piacok), így például ezen megközelítés régiós és hazai alkalmazhatósága erősen korlátozott. Ezen túlmenően a piaci alapú módszerek jellemzően erősen volatilis eredményeket adnak a pénzügyi ciklus különböző fázisaiban, ami megnehezíti az objektív kockázatértékelést (*Weistoffer, 2011*). Végül fontos kiemelni, hogy a piaci értékelés erősen endogén a SIFI probléma kezelésére vonatkozó várakozásokkal, így nehéz elkülöníteni a rendszerszintű jelentőségre vonatkozó piaci értéktételeket a policy beavatkozásokra vonatkozó várakozásoktól (pl.: egy adott intézmény rendszerszintű jelentősége a piaci módszerek alapján nem azért mérséklődik, mert a piaci szereplők szerint a jelentősége csökken, hanem azért jelzi ezt a módszertan, mert a piaci szereplők várakozása az, hogy az adott intézmény kockázatait a policy döntéshozó majd megfelelően kezelni fogja).

Adrian–Brunnermeier (2016) CoVaR⁵ mutatószáma a teljes bankrendszerre számított kockázatotott érték (Value-at-Risk, VaR) a vizsgált pénzügyi intézmény bizonyos eszközhozamának feltételezése mellett. Megközelítésükben egy egyedi intézmény rendszerkockázathoz való marginális hozzájárulását a ΔCoVaR határozza meg (lásd még *Castro–Ferrari, 2014*), amely az intézmény p-ed rendű alsó kvantilis és medián eszközhozama mellett számított CoVaR különbsége.

A piaci információkat felhasználó módszerek egy másik képviselőjeként *Acharya et al. (2017)* egy ún. marginal expected shortfall (MES) mutatót definiál, mely egy vizsgált intézmény várható veszteségét becsli azon feltételezés mellett, hogy a bankrendszer vesztesége abszolút érteken egyenlő vagy nagyobb a rendszer hozameloszlásának (súlyozott átlagos hozamok eloszlása) p-ed rendű alsó kvantilisénél, vagyis a VaR értékénél. A MES esetében tehát egy egyedi bank várható veszteségét vizsgálják azon az időszakon, amikor a rendszer szélsőségesen veszteséges teljesítményt nyújt, míg a CoVaR esetében az egyedi intézmény szélsőséges vesztesége esetén kerül megállapításra a rendszer várható vesztesége.

A systemic expected shortfall (SES) mutató az egyedi bank várható hozzájárulását méri a célszint alatti tőkeellátottságból fakadó externális gazdasági költségekhez, feltételezve, hogy a rendszer a célzott tőkeszint alá került. A SES által kifejezett várható társadalmi költség egyik tényezőjeként megjelenik a SRISK (*Brownless–Engle, 2012*), ami a vizsgált bank tőkeellátottságának várható elmaradását méri egy bankspecifikus célszinttől feltételezve, hogy a rendszer tőkeellátottsága elmarad egy rendszerszintű célszinttől.

⁵ A CoVaR mutatóban – mely fogalmilag közelebb áll egy feltételes VaR becsléshez – a „Co” előtag a szerzők szándéka szerint a rendszerszintű szemléletre utaló „conditional, contagion, comovement” (feltételes, fertőzés, együttmozgás) jellemzők rövidítése.

A ΔCoVaR , MES, SES és SRISK módszerek fontos előnye, hogy a mutatók értékei regressziós összefüggésbe hozhatóak a szabályozói gyakorlatban általánosan elterjedt jelentőséget mérő, részesedésalapú indikátorokkal (például méret, tőkeáttétel, lejárat eltérés, hozam volatilitás, stb.), így hasznos kiegészítő információval szolgálhatnak a két megközelítés relevanciájáról.

Huang *et al.* (2010) az ES méréshez hasonló mutatóként javasolja az ún. distress insurance premium (DIP) értéket (magyarul esetleg stresszhelyzeti biztosítási díjként fordítható). A DIP, mely a hitelfortfóliókon elért rendszerszintű veszteséggel egyezik meg, az ES mutatót idézően lebontható az egyedi intézmények várható marginális hozzájárulására a rendszer veszteségéhez, szintén feltételezve a rendszer szélsőségesen veszteséges állapotát. A DIP egyik sajátossága az egyéb statisztikai vagy strukturális kockázatomérési módszerekhez képest, hogy a csődeseményen alapuló CDS felárak felhasználásával az intézmények kockázatsemleges csődvalószínűségét (risk-neutral probability of default) használja a rendszerszintű kockázat és az egyedi, marginális DIP becslésekhez.

Végül, a piaci információkat felhasználó módszerek közül érdemes megemlíteni Drehmann-Tarashev (2013) megközelítését. A rendszerszintű veszteségek feltételezése mellett definiált korábbi ES mérések Drehmann-Tarashev (2013) szerint csak korlátozottan képesek megragadni egy intézmény rendszerszintű jelentőségét. Az általuk részvételi megközelítésnek (participation approach – PA) nevezett mérések ugyanis nem veszik figyelembe, hogy egy intézmény bank- és pénzügyközi kapcsolathálóján keresztül közvetített kockázatok miatt akkor is kiemelten jelentős lehet, ha a krízis során egyedi vesztesége rendszerszinten kevésbé számottevő. Ezzel szemben a szerzők által ajánlott hozzájárulási megközelítés (contribution approach – CA) egy intézmény kockázatát nem csak a banki forrásokat rendelkezésre bocsátó reálgazdasági szereplőknek okozott veszteséggel azonosítja. Ehelyett egy bankközi közvetítést végző intézmény rendszerszintű kockázatát növeli, hogyha olyan hitelintézeteknek (vagy reálgazdasági szereplőknek) ad tovább más hitelintézetektől származó bankközi forrásokat, melyek feltételes várható vesztesége magas (lásd még Weistoffer, 2011). A szerzők a kockázatallokáció hozzájárulás-alapú mérésére a kooperatív játékelmélet Shapley-érték koncepciójának felhasználását javasolják. Eszerint a vizsgált bankrendszer kapcsolati hálózata felbontható a lehetséges alhálózatok különféle kombinációira. A kockázati mérés egy vizsgált intézményre úgy áll elő, hogy meghatározásra kerül az átlagos, rendszerszintű ES növekmény, miután az alhálózatok különböző kombinációihoz hozzáadják a vizsgált intézményt. A Shapley-érték-alapú mérés egyik előnyös tulajdonsága a hatékonyság, vagyis az egyes intézmények kockázatainak összege egyenlő a rendszer szintjén mért kockázattal. A megközelítés alkalmazása kapcsán lásd Tarashev *et al.* (2015) tanulmányát, melyet részletesebben a 4. fejezetben mutatunk be.

2.2. INDIKÁTORALAPÚ MÓDSZEREK

A felügyeleti adatszolgáltatásokra építő, indikátoralapú módszerek fontos előnye, hogy könnyen kommunikálhatók, transzparenssek, jól értelmezhetők és szabályalkotásra egyszerűen alkalmazhatók. Ennek megfelelően a nemzetközi és uniós ajánlások azonosítási módszerei jellemzően ezekre épülnek. A felügyeleti adatokat felhasználó, indikátoralapú mutatók a kritikus funkciók és negatív externális hatások széles körét lefedhetik. Az esetek többségében ez úgy valósul meg, hogy az intézmények méretét, kritikus gazdasági funkcióit (reálgazdasági szereplők hitelezése, betétgyűjtés, bankközi közvetítés, pénzügyi infrastruktúra működtetése stb.) és fertőzési kockázattal járó tevékenységeit (magas aktivitás komplex pénzügyi termékek piacain, határokon átnyúló ügyletek állománya) piaci részesedés alapján súlyozzák össze egy indikátorban. Ennél fogva gyakran részesedésalapú módszerként is hivatkoznak az ilyen típusú mérésekre. A módszertan azt is jól tudja kezelni, ha a piaci részesedéseket eltérő mértékegységekben szükséges meghatározni (például hitelállomány pénzügyösszegben, ügyletszám fizetési rendszerben, ügyfélszám betéteseknél, vagy bankfiókok száma) vagy olyan változók aggregálására is felmerül az igény, melyekre kevésbé jól értelmezhető a piaci részesedés fogalma (például hálózatos vizsgálatok centralitási mutatói, finanszírozási szerkezetet leíró arányszámok). A módszertan további előnye, hogy általánosan alkalmazhatók tőzsdén kívüli intézmények esetén is, illetve kevésbé volatilis, robusztusabb eredményeket ad, mint a piaci alapú módszertan. A megközelítés hátránya, hogy kiegészítő becslések nélkül önkényes lehet a konkrét alkalmazás (pl.: indikátorok súlyai, indikátorok körének meghatározása, kritikus értékek rögzítése stb.), valamint sokszor nehéz elkülöníteni az intézmény kockázati hozzájárulását a részvételi hatásoktól. Ezen túlmenően a szabályok kijátszásának problémája („gaming the rules”, „window dressing”) is megjelenik: az előre rögzített súlyok miatt az érintett intézmények oly módon alkalmazkodnak, hogy minél kevésbé tűnjenek rendszerszinten jelentősnek (lásd például Garcia *et al.*, 2021). Részben ezért is fontos a felügyeleti diszkréció a SIFI meghatározásánál, illetve a relatív részesedés alkalmazása.

Több vizsgálat is felveti a kérdést, hogy érdemes-e, lényeges többlet információt nyújt-e az egyszerűbb, közérthetőbb részesedésalapú módszerek mellett a piaci információalapú mutatók használata. Az eseti vizsgálatokból az körvonalazódik, hogy a piaci információalapú modellekkel előállított rendszerszintű jelentőséget mérő pontszámokat a részesedésalapú változók egy megfelelően összeválogatott halmaza elfogadható pontossággal képes mérni (*Idier et al., 2013*), ugyanakkor a piaci információalapú pontszámok segíthetik annak kvantifikálását is, hogy egy-egy részesedésalapú mutató hatása milyen mértékű rendszerkockázati hozzájárulást okozott (*Drehmann-Tarashev, 2013; a téma kapcsán lásd még Busch et al., 2021*).

2.3. HÁLÓZATOS MÓDSZEREK

A hálózati elemzési módszerek segítségével a pénzügyi hálózatok fertőzési mechanizmusai vizsgálhatóak hatékonyan. Pénzügyi zavarok esetén az összekapcsoltság révén a fertőzés valószínűsége megnő, aminek csatornái rendkívül kiterjedtek lehetnek. A szakirodalomban a legelterjedtebb a bankközi hitelpiac hálózatának vizsgálata. A hálózatos módszer alapeszköze a bankrendszert leíró kapcsolati mátrix, amely az egyes bankok egymással szemben fennálló kitettségeit tartalmazza. A hálózatot gráfként ábrázolva, az egyes csúcsok rendszerkockázati jelentőségének mérésére ad lehetőséget a különböző centralitási mutatók bevezetése (közelség, közöttség, fokszám, súlyozott fokszám, sajátérték centralitás stb.) (*Müller, 2006*). Ezek a megközelítések azonban nem számolnak a fertőzés veszélyével, csak az intézmény statikus hálózatban betöltött jelentőségét mérik (*Upper, 2011; Allen-Babus, 2009*).

Ígéretes továbbfejlesztési lehetőség, ha a fertőzési mechanizmusokat is figyelembe vesszük. *Eisenberg–Noe (2001)* fiktív fertőzési algoritmusokat dolgozott ki, amelyben a hálózati csomópontokon egyszerre terjed át a fertőzés, míg *Furfine (2003)* ún. szekvenciális algoritmust alkalmazott, amelyben fázisokra bontható a fertőzés terjedése. A módszertan legfontosabb hátránya, hogy nagyon jelentős adatigénye van, illetve a hiányos adatok kezelése is érdemi kihívást jelenthet. A bankközi piacok hálózatos hatásainak mérésével és a lehetséges fertőzési csatornákkal hazai kutatók is foglalkoztak. *Lublóy (2005)*, *Berlinger et al. (2011)* a fedezetlen bankközi piac, míg *Banai et al. (2013)* a deviza swappiac hálózatos hatásait vizsgálta. Ígéretes kutatási irány az ún. multi-layer hálózatos megközelítés empirikus vizsgálata is (nemzetközi szinten lásd például *Aldasoro-Alves, 2017 és Montagna-Kok, 2016*). *Szini (2021)* hazai fókuszú kutatásában a két bankközi piacot (magyar fedezetlen bankközi forinthitel-depo és FX-swap piac) azonos időszakban vizsgálta hálózatos módszerekkel.

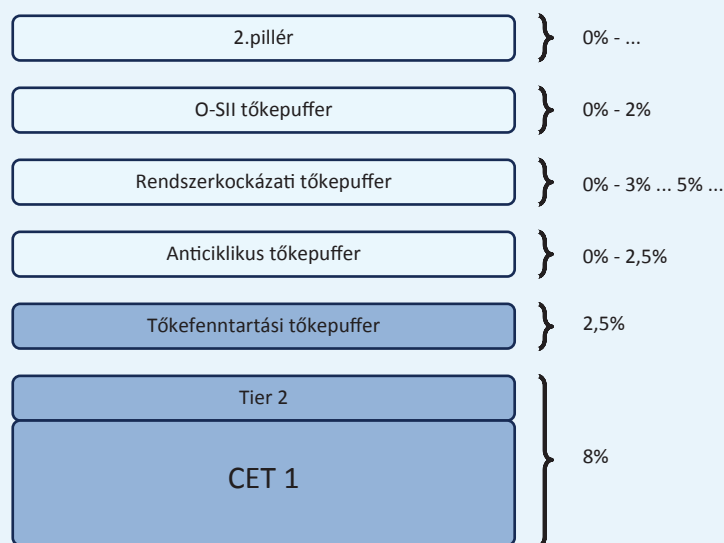
3. A rendszerszinten jelentős intézmények szabályozása az Európai Unióban

A kockázatok kezelése és az érintett intézmények azonosítása⁶ kapcsán a nemzetközi pénzügyi szabályozás vezető nemzetközi fóruma, a bázeli székhelyű Financial Stability Board (FSB), illetve a Nemzetközi Elszámolások Bankjának (Bank for International Settlements, BIS) Bázeli Bankfelügyeleti Bizottsága (Basel Committee on Banking Supervision, BCBS) szabályozási alapelveket és ajánlásokat dolgozott ki. Az SII-kre vonatkozó nemzetközi szabályozási sztenderdeket 2014-től az EU pénzügyi szabályozása is implementálta, így azok a közép-kelet európai régiós országokban és Magyarország esetében is alkalmazandók.

A rendszerszinten jelentős pénzügyi intézmények kockázatainak mérséklése kapcsán a nemzetközi ajánlás és az ezt implementáló helyi szabályozások alapvetően egy addicionális tőkepuffer bevezetését írják elő. A rendszerszinten jelentős intézmények tőkepufferét a teljes kockázati kitettségértékre (Risk Weighted Assets, RWA) vetített többlettőke-követelményként kell megképeznie az érintett intézménynek. A puffer mértéke attól függ, hogy az adott intézmény mennyire bizonyul rendszerkockázati szempontból jelentősnek. Az új makroprudenciális eszköz alapvetően négy csatornán keresztül hathat (ezen mechanizmusok főbb elemeit, illetve a megemelkedett tőkeköltség hitelezésre gyakorolt általános hatását illusztrálja az 3.1. ábra):

- I. A rendszerszinten jelentős intézmények finanszírozási költségeiben nem megjelenő externáliákat (azaz a társadalmilag káros mértékű túlzott kockázattvállalást) ellensúlyozza, tompíthatja;
- II. Kiegyenlítheti a versenyt az implicit állami garanciával rendelkező nagybancok és azzal nem rendelkező kisebb bankok között;
- III. Addicionális tőkepufferként csökkenti az állami pénzek felhasználásának valószínűségét és mértékét egy esetlegesen bekövetkező fizetéseképtelenség esetén;
- IV. A puffer növekvő mértéke miatt ellenősztönzött jelenthet a további túlzott terjeszkedés ellen.

⁶ Az azonosítás módszertanát a Függelék 8.1-es szakasza részletezi.

3.2. ábra**A szavatoló tőke előírások a Bázel III ajánlások és a CRD IV/CRR alapján**

Megjegyzés: A CRD V alapján már O-SII tőkepufferok esetében is előírható 3 százalékos elvárás felügyeleti diszkréció mellett.

Forrás: CRD IV/CRR alapján saját ábra.

A jogszabályok többféle tőkepuffer előírását is lehetővé teszik, attól függően, hogy a hatóságok mely makroprudenciális kockázato(ka)t kívánják kezelni (3.2. ábra). A CRD V jelenleg hatályos szabálya alapján a rendszerkockázati tőkepuffer nem alkalmazható O-SII jellegű kockázatok kezelésére, ezért mindig addicionális a rendszerkockázati tőkepuffer és az O-SII/G-SII puffer. Amennyiben az érintett intézmény nem teljesíti az említett többlettőke-követelményeket, akkor az osztalékot és a teljesítményjavaldalmazást érintő kifizetési korlátozások lépnek életbe.

A rendszerszinten jelentős pénzügyi intézmények kockázatait az addicionális tőkepufferen (i) túl egy megfelelően kialakított, hatékony szanalási keretrendszer (ii), és a kiemelt, speciális mikroprudenciális és makroprudenciális felügyeleti figyelem (iii) is mérsékelheti. A hatékony szanalási keretrendszer kialakítása kapcsán az EU-ban a BRRD⁸ elfogadásával és tagállami implementációival már jelentős előrelépés történt, azonban a teljes szanalási rendszer megvalósulása és hatékony, kipróbált működése még hosszabb időt vesz igénybe. Szintén még csak folyamatban van a speciális felügyeleti figyelem alkalmazásának részletes, egységesített megvalósítása EU szinten.

⁸ Az Európai Parlament és a Tanács 2014/59/EU irányelve (2014. május 15.) a hitelintézetek és befektetési vállalkozások helyreállítását és szanalását célzó keretrendszer létrehozásáról és a 82/891/EGK tanácsi irányelv, a 2001/24/EK, 2002/47/EK, 2004/25/EK, 2005/56/EK, 2007/36/EK, 2011/35/EU, 2012/30/EU és 2013/36/EU irányelv, valamint az 1093/2010/EU és a 648/2012/EU európai parlamenti és tanácsi rendelet módosításáról.

4. Az alkalmazott módszertan

A tanulmányban *Tarashev et al. (2015)* megközelítését követve a magyar bankrendszer aggregált veszteségeloszlásából meghatározott kockázat felosztásakor a kooperatív játékelméleten alapuló Shapley értéket használjuk. A rendszerszintű kockázat felosztása mellett a hazai rendszerszinten jelentős intézményekre⁹ összekapcsoltságból fakadó (korrelációs struktúra miatti) rendszerkockázati tőkepuffer szinteket határozzuk meg, és az alkalmazott módszertan segítségével vizsgáljuk a méret, a csődvalószínűség és a korrelációs struktúra rendszerkockázati szerepét.

A piaci információalapú megközelítések alkalmazása kapcsán érdemi kihívást jelent, hogy az Európai Unióban még a rendszerszinten jelentős intézmények esetében sem általánosan elterjedt a nagyfrekvenciás piaci információk elérhetősége (tőzsdei árfolyamok, CDS felárak stb.). Az egyes tagállamok bankrendszerei szintjén még kedvezőtlenebb a helyzet, hiszen számos kisebb tagállam esetében alig azonosítható olyan O-SII, ami kapcsán nagyfrekvenciás adatok elérhetőek lennének. A fejezetben egy olyan módszertan empirikus alkalmazását ismertetjük, ami valószínűsíthetően a felelős tagállami hatóságok rendelkezésére álló input adatokat igényel.

Elemzésünkben a jelenlegi EBA iránymutatástól eltérő, alternatív, piaci információalapú módszertant az azonosított O-SII-k körében meghatározandó rendszerszintű kockázati részesedés és tőkepuffer becslése során alkalmazzuk, a rendszerszinten jelentős intézmények azonosítása esetében a jelenlegi szabályozásban rögzített EBA módszertant megtartottuk. A bizonyos értelemben hibrid megközelítésnek tekinthető eljárás oka kettős. Egyrészt az O-SII-k azonosítása esetében már eddig is meglehetősen nagy rugalmasságot biztosított a jelenlegi szabályozás, a felelős hatóságok felügyeleti diszkréció keretében, akár kvalitatív megközelítések alapján is azonosíthattak intézményeket O-SII-ként megfelelő indoklás mellett, így az alternatív módszertan hozzáadott értéke az azonosítás esetében mérsékeltebb. Másrészt a tőkepuffer becslése kapcsán alkalmazott szimuláció technikai kivitelezése korlátokba ütközhet 30-40 vagy akár e feletti intézmény bevonása esetében.

Tarashev et al. (2015) módszertanát követve a hazai bankok egyedi és a bankrendszer aggregált veszteségeloszlásának meghatározásához minden vizsgált bank esetében szimuláljuk a csőd bekövetkezésekor realizált veszteség eloszlását. Ehhez az egyes bankok eszközértékének megváltozását szimuláljuk a becsült közös és egyedi faktorok segítségével, és vizsgáljuk, hogy az adott bank eszközeinek értéke a csődküszöb alá csökken-e. A csőd esetén realizált veszteség nagyságát a bankok adósságállományának összetétele alapján határozzuk meg. A teljes bankrendszer és az egyes alrendszerek veszteségeloszlását az egyes intézmények veszteségeloszlásának aggregálásával kapjuk. Kockázati mértékként VaR-t és ES-t számolunk a különböző alrendszerekre aggregált veszteségeloszlás alapján, majd Shapley érték alkalmazásával allokáljuk a kockázatot az egyes bankokra.

A fejezetben az irodalom alapján felsoroljuk a kockázatfelosztáshoz alkalmazható játékelméleti módszereket, bevezetjük az alkalmazott jelölésrendszert, röviden ismertetjük a Shapley értéket és tulajdonságait, és vázoljuk a veszteségeloszlások modellezésének módszertanát.

4.1. KOCKÁZATFELOSTÁS JÁTEKELMÉLETI MÓDSZEREKKEL

A kockázatok felosztásának kérdése a szakirodalomban – vélhetően a számos lehetséges alkalmazási terület miatt is – meglehetősen széles körben kutatott (lásd többek között *Denault, 2001; Valdez-Chernih, 2003; Kalkbrenner, 2005; Homburg-Scherpereel, 2008; Buch-Doreitner, 2008; Kim-Hardy, 2009; Boonen et al., 2012; Van Gulick et al., 2012; vagy Hougaard-Smilgins, 2016*). *Csóka et al. (2009)* a kockázatfelosztás témájában vizsgálja a játékelméleti módszerek alkalmazhatóságát, ennek kapcsán megállapítja, hogy mindig található stabil kockázatfelosztási módszer, a kockázati környezet változása esetén is fel lehet úgy osztani a kockázatot, hogy a szereplők egyetlen koalíciója se ellenezze azt (lásd még *Csóka-Pintér, 2016*). A különböző kockázati allokációs megközelítéseket átfogó módon mutatja be *Balog et al. (2017)*, illetve *Balog (2018)*.

⁹ A rendszerszinten jelentős intézmények definícióját a bevezetés, azonosításuk módszertanát a 8.1-es Függelék mutatja be.

Elemzésükben áttekintik az egyéni kockázattal arányos módszer, a béta módszer, a növekményi módszer, a költségrés módszer, az Euler módszer, Shapley módszer, valamint a nukleolusz módszer legfontosabb tulajdonságait. Hasonló kérdéskör mentén *Dehez (2017)* a Harsányi osztalék módszert vizsgálja.

A kockázati alokáció lehetséges alkalmazási területei közül felmerülhetnek az egyes befektetési portfóliók tőkeallokációs kérdései, a teljesítménymérés, az egyes üzletágak közötti tőkeigény alokáció, a termékárazás, vagy akár a rendszerkockázat felosztása is (lásd például *Balog et al., 2011; Huang et al., 2010; Acharya et al., 2017* vagy *Tarashev et al., 2009*). A rendszerszintű kockázatok felosztásakor az alokációs módszerek alkalmazásakor a pénzügyi rendszert az egyes intézmények egy portfóliójának tekintik (lásd például *Goodhart-Segoviano, 2008* vagy *Webber-Willison, 2011*). *Brunnermeier-Cheridito (2019)* a rendszerkockázat intézmények közötti alokációját az Euler módszer alapján határozza meg. A rendszerkockázatok felosztása kapcsán *Kadan et al. (2016)* bemutatta, hogy Aumann-Shapley érték segítségével meghatározható egy adott értékpapír hozamának rendszerszintű kockázati komponense (a téma kapcsán lásd még *Koyluoglu-Stoker, 2002*; a Shapley érték és az Aumann-Shapley érték kockázatallokációs szempontból történő összehasonlítása kapcsán *Denault, 2001*). *Tarashev et al. (2009)*, illetve *Drehmann-Tarashev (2013)* szerint a rendszerszintű veszteségek feltételezése mellett definiált korábbi ES mérések csak korlátozottan képesek megragadni egy intézmény rendszerszintű jelentőségét, emiatt a kockázatallokáció hozzájárulásalapú mérésére szintén a kooperatív játékelmélet Shapley érték koncepciójának felhasználását javasolják. A Shapley érték alkalmazása a rendszerkockázatok alokációja kapcsán *Aldasoro et al. (2017)* esetében is megjelenik, ahol az aggregált csőd kockázat kerül felosztásra ennek alkalmazásával. *Borsos-Mérő (2020)* pedig a rendszerszinten jelentős intézmények körét határozza meg a Shapley értékből kiinduló módszer segítségével. A gyakorlati alkalmazás kapcsán érdemes megemlíteni *Gauthier et al. (2012)* kutatását, ahol több kanadai nagybankra vonatkozóan került meghatározásra Shapley érték.

4.2. AZ ALKALMAZOTT JELÖLÉSRENDSZER ÉS A SHAPLEY ÉRTÉK, MINT TŐKEALLOKÁCIÓS MÓDSZER

A jelölésrendszert *Balog et al. (2017)*, *Balog (2018)*, illetve *Tarashev et al. (2015)* alapján vezetjük be. Vizsgált problémánkban egy bankrendszer véges számú alegységből (bankból) áll. Jelölje a bankok halmazát $N = \{1, 2, 3 \dots n\}$. Jelölje továbbá az egyes bankok által elérhető veszteséget/nyereséget $X_i \in \mathbf{X}$, $i \in N$, ahol $\mathbf{X}$ a $(\Omega, \mathcal{M}, P)$ diszkrét valószínűségi mezőn értelmezett valószínűségi változók halmaza¹⁰. Ekkor egy $S \subseteq N$ koalíció vesztesége/nyeresége az $X_S = \sum_{i \in S} X_i \in \mathbf{X}$ valószínűségi változóval adható meg.

Az egyes bankok kockázatát megadó kockázati mértéket a $\rho: \mathbf{X} \rightarrow \mathbb{R}$ függvény jelöli. A tanulmányban kockázati mérték alatt azt a függvényt értjük, amely egy adott koalíció nyereségeit/veszteségeit megragadó valószínűségi változóhoz valamilyen valós számot rendel (Csóka, 2003; Csóka et al., 2007; Balog, 2018). Az így megragadott pénzösszeg testesíti meg gyakorlatilag azt a mértéket, amelynek rendelkezésre állása elfogadható szintre mérsékli az adott kockázatot, adott kockázati kritériumok mentén. Kockázati mértékként a *Tarashev et al., 2015* tanulmányt követve kockáztatott értéket¹¹ (Value at Risk, VaR) és Expected Shortfall-t¹² (ES) alkalmazunk.

A problémánkhoz tartozó tőkeallokációs szituáció megadható $X_N^\rho = \{N, \{X_i\}_{i \in N}, \rho\}$ alakban, a bankok, a bankok nyereségét/veszteségét leíró valószínűségi változók és a kockázati mérték halmazaként, míg a tőkeallokációs módszert a $D\rho$ tartományon értelmezett $\varphi: D\rho \rightarrow \mathbb{R}^N$ függvény adja meg, ahol $D\rho$ az N melletti tőkeallokációs szituációk részhalmaza (*Balog et al., 2017; Balog, 2018*).

¹⁰ A diszkrét valószínűségi mező feltevés következtében $\mathbf{X}$ reprezentálható egy realizációs vektorral, amely az alegység hozamát adja meg az egyes lehetséges világhelyzetekben.

¹¹ A kockáztatott értéket nem fogja várhatóan meghaladni a veszteségünk egy adott időtávon, egy adott $\alpha \in [0, 1]$ szignifikancia szint mellett, azaz $X \in \mathbf{X}$ esetén $\text{VaR}_\alpha(X) = -\inf\{x \in \mathbb{R}: P(X \leq x) \geq 1 - \alpha\}$. Megadja, hogy valamilyen jövőbeli időpontban lehetséges hozamokra vonatkozó valószínűségeloszlás alapján mi az a minimális veszteség kvantilis, aminél csak kisebb vagy egyenlő mértékűt veszíthetünk legalább $1 - \alpha$ eséllyel (lásd Csóka, 2003).

¹² Az Expected Shortfall figyelembe veszi az eloszlás széleit is (lásd többek között Acerbi, 2002; Acerbi-Tasche, 2002; Tasche, 2002 vagy a visszamérés, illetve elicítabilitás kapcsán Tasche, 2014; Acerbi-Székely, 2014), megadja, hogy egy bizonyos szignifikancia szint mellett a legrosszabb kimenetek bekövetkezése esetén várhatóan mekkora lehet a veszteségünk, azaz $X \in \mathbf{X}$ és $\alpha \in [0, 1]$ esetén $\text{ES}_\alpha(X) = \frac{1}{1-\alpha} \int_0^{1-\alpha} \text{VaR}_\beta(X) d\beta$.

Az aggregált veszteség eloszlásából meghatározott kockázati mérték (VaR és ES) felosztásakor a kooperatív játékelméleten alapuló Shapley értéket használjuk tőkeallokációs módszerként. X_N^p tőkeallokációs szituáció esetén az $i \in N$ szereplőre a Shapley érték megadható, mint

$$\varphi_i^{Shapley}(X_N^p) = \frac{1}{n} \sum_{n_s=1}^n \left[\frac{(n - n_s - 1)! n_s!}{n!} \sum_{S \subseteq N \setminus \{i\}} [\rho(X_{S \cup \{i\}}) - \rho(X_S)] \right]$$

ahol $|S|=n_s$ jelöli az S koalícióban lévő bankok számát. A módszer a lehetséges kooperációs alegységek összes permutációját figyelembe véve az adott szereplőre az alegységekből álló koalíciókhoz való átlagos marginális hozzájárulását allokalja (lásd többek között *Shapley, 1953; Mas-Colell et al., 1995; Tarashev et al., 2015*).

Balog et al. (2017) megmutatja, hogy koherens kockázati mérték alkalmazása esetén a Shapley érték teljesíti a *mindig értelmezettség*, a *diverzifikáció*, a *hatékonyság*, az *egyenlően kezelés*, az *erős monotonitás*, az *ösztönzés*, a *kovariancia* és a *kockázatmentes allokáció* tulajdonságot, de nem teljesíti a *magbeliség* és a *dekompozíció invariancia* tulajdonságokat. A Shapley módszer a tőkeallokációs szituációk *teljes tartományán értelmezett*, így egy bankrendszerben azonosított rendszerkockázat allokációjára is alkalmazható. A *hatékonyság* miatt a teljes rendszerkockázat szétosztható az egyes bankok között és ezek összege pontosan megfelel a teljes rendszer kockázatának. A *diverzifikáló* tulajdonság következtében a módszer legfeljebb annyi kockázatot allokal az intézményekre, mint amennyi az önálló kockázatuk. A tulajdonság szigorúbb megfelelője a *magbeliség* (*Deault, 2001* esetében „no undercut”) azonban nem teljesül, azaz a teljes kockázat felosztása esetén létezhet a bankoknak olyan koalíciója, ami érdekelt a leosztás el nem fogadásában (*Balog et al., 2017; Balog, 2018*). A Shapley módszer teljesíti az *egyenlően kezelés* (vagy szimmetria, lásd például *Denault, 2001; Tarashev et al., 2015*) tulajdonságot, azaz, ha két alegység minden őket nem tartalmazó koalíció kockázatát ugyanannyival növeli, akkor az alegységekre allokal kockázat is azonos. Ez a módszer teljesíti az *erős monotonitás* követelményét is, ha két eltérő koalíciónak azonos a kockázati mértéke, akkor amennyiben egy alegység hozzájárulása a többi alegység kockázatához nem csökken (a koalíciók kockázatához is), akkor a rá vonatkozóan felosztott kockázat sem lehet kisebb. Mivel az erős monotonitásból következik az *ösztönzés* követelményének teljesítése (lásd *Csóka-Pintér, 2016*), így a Shapley módszer azt is teljesíti (ez a tulajdonság azt jelenti, hogy ha az allokációs helyzet változása úgy történik, hogy csak egy alegység kockázata csökken, akkor a rá felosztott kockázat sem nőhet, lásd *Csóka-Pintér, 2016; Balog, 2018*). A *kovariancia* tulajdonság alapján az adott leosztási arányokat nem érinti a portfóliók nemnegatív skalárral való szorzása (skála invariancia), és ha egy adott alegységhez hozzáadunk egy kockázatmentes portfóliót, ami minden világállapotban ugyanakkora kifizetést biztosít, akkor az adott alegységre leosztott kockázat ennek kockázatával megfelelően változik (transzláció invariancia) (lásd *Balog et al., 2017; Tarashev et al., 2015*). Továbbá a Shapley módszer teljesíti a *kockázatmentes allokáció* követelményét is (lásd *Balog et al., 2017; Balog, 2018*). A Shapley érték a *dekompozíció invariancia* tulajdonságot nem teljesíti (lásd szintén *Balog et al., 2017; Balog, 2018*), azaz az egyes intézményekre felosztott kockázat nem kizárólag az adott intézmény és a teljes rendszer hozameloszlásától függ, hanem a többi intézményétől is. Ezen tulajdonság nem teljesítése valójában esetünkben kifejezetten kedvező, hiszen a pénzügyi rendszerben az egyes intézményekre felosztott kockázat a többi intézménytől is függ.

Tarashev et al. (2015) a szétosztandó kockázatot VaR és ES kockázati mértékek alkalmazásával határozza meg

$$VaR_\alpha(X_N) = -\inf\{x \in \mathbb{R}: P(X_N \leq x) \geq 1 - \alpha\}$$

$$ES_\alpha(X_N) = \frac{1}{1 - \alpha} \int_0^{1-\alpha} VaR_\beta(X_N) d\beta$$

míg a koalíciók kockázatának meghatározásakor és a kockázati mérték szétosztásakor két-két különböző tőkeallokációs módszert használ. Megközelítésében a két karakterisztikus függvény változó és rögzített eloszlássalhoz kapcsolódik.¹³

¹³ Rögzített eloszlással feltevés esetén az aggregált veszteségeloszlás mellett vizsgáljuk az egyes koalíciók kockázatát és az egyes bankok részesedését

$$\begin{aligned} \varphi_i^{Ft}(X_N^{VaR}) &= E(X_i | X_N < -VaR_\alpha(X_N)) \\ \varphi_i^{Ft}(X_N^{ES}) &= E(X_i | X_N < -ES_\alpha(X_N)) \end{aligned}$$

A változó szél megközelítés a Shapley értéket használja tőkeallokációs módszerként az $S \subseteq N$ koalíció kockázatát megadó

$$VaR_\alpha(X_S) = -\inf\{x \in \mathbb{R}: P(X_S \leq x) \geq 1 - \alpha\}$$

$$ES_\alpha(X_S) = \frac{1}{1 - \alpha} \int_0^{1-\alpha} VaR_\beta(X_S) d\beta$$

kockázati mértékek mellett. Mivel az ES koherens kockázati mérték, így az ES-t alkalmazó $\varphi_i^{\text{Shapley}}(X_N^{ES})$ szétosztás teljesíti a Shapley érték ismertetett tulajdonságait.

4.3. A BANKOK ÉS A BANKRENDSZER VESZTESÉGELOSZLÁSÁNAK MODELLEZÉSE

A módszertan alkalmazásához szimuláljuk a hazai bankok egyedi és a bankrendszer aggregált veszteségének eloszlását.

Első lépésként az eszközérték-változás modellezéséhez faktormodellt alkalmazunk, amelyet *Tarashev és Zhu (2008)* és *Morokoff, Yang és Islam (2012)* alapján írunk fel. A modellben az $i \in N$ bank v_i normalizált eszközérték-változása (eszközhozama) egy közös és egy egyedi faktor függvényében adható meg

$$v_i = r_i M + \sqrt{1 - r_i^2} Z_i$$

alakban, ahol M a közös (common) faktor; $\forall i \in N$ esetén Z_i az egyedi (idiosyncratic) faktor; r_i a közös faktor loading; Z_i , M , és $Z_{i \neq j}$ pedig független, standard normális eloszlású valószínűségi változók. Az i -edik és j -edik bank eszközérték-változása közötti korreláció megadható $r_{ij} = r_i r_j$ alakban, míg az r_i^2 az eszközhozamok varianciájának rendszerkockázat miatti hányada. A faktormodell az r_i értékek megadásával specifikálható.

Egy (pl. makrogazdasági) sokk hatása a modellben a közös és az egyedi faktorokon keresztül is megjelenik. A faktorok közötti ortogonalitás feltevése miatt a közös faktorba kerül az összes olyan hatás, ami az összes bank eszközérték-változására hat. A közös faktor egy 0 várható értékű, 1 szórású valószínűségi változó, azaz egy teljesen átlagosnak tekinthető évben 0 körüli lenne az értéke. Egy extrém alacsony közös faktor hatása a modellben függ magától az M közös faktor nagyságától és az r_i faktor loading értékektől is. A modellben erősen korrelált bankrendszer (magas r_i értékek) esetén a közös faktoron keresztül begyűrűző hatás nagyobb. Míg, ha az r_i faktor loading értékek 0-k, azaz azt feltételezzük, hogy nincs korreláció a bankok eszközérték-változása között, akkor a sokk a közös faktoron keresztül nem gyűrűzik be. Az egyedi faktoron keresztül is hat a sokk, ugyanakkor ez a hatás ortogonális a bankok között.

4.3.1. Az ASRF modell

Tarashev és Zhu (2008) *Gordy (2003)* ASRF (asymptotic single-risk-factor) modellváltozatát alkalmazza és kalibrálja. Az alkalmazott módszertan és az ASRF modell közötti különbségek megértéséhez *Tarashev és Zhu (2008)* alapján levezetjük az ASRF keretben meghatározott tőkepufferek értékét.

Jelölje λ_i a karakterisztikus függvényt, aminek értéke 1, ha az $i \in N$ bank csődbe megy, azaz az eszközértékcsökkenés meghaladja a csődküszöböt, 0 egyéb esetekben. Ha $N \rightarrow \infty$, akkor az M közös faktorra vonatkozó várható értéke a λ_i -nek (azaz az i -edik bank csődvalószínűsége M adott értéke mellett):

$$\begin{aligned} E(\lambda_i | M) &= P(v_i < \mathcal{F}^{-1}(PD_i) | M) = \\ &= P(r_i M + \sqrt{1 - r_i^2} Z_i < \mathcal{F}^{-1}(PD_i) | M) = \\ &= \mathcal{H}\left(\frac{\mathcal{F}^{-1}(PD_i) - r_i M}{\sqrt{1 - r_i^2}}\right) \end{aligned}$$

ahol PD_i az i -edik bank csődvalószínűsége (probability of default); $\mathcal{H}$ a Z_i eloszlásfüggvénye; $\mathcal{F}$ a v_i eloszlásfüggvénye; $\mathcal{F}^{-1}(PD_i)$ pedig az i -edik bank csődküszöbe. Az utolsó egyenlőség Z_i és M függetlenségéből következik.

A nagy számok törvénye miatt a teljes bankrendszer veszteségének (total loss, TL) feltételes várható értéke M adott értéke mellett determinisztikus:

$$TL|M = \sum_i \omega_i E(LGD_i) E(\lambda_i|M) = \sum_i \omega_i E(LGD_i) \mathcal{H}\left(\frac{\mathcal{F}^{-1}(PD_i) - r_i M}{\sqrt{1-r_i^2}}\right)$$

ahol $\omega_i E(LGD_i)$ az i -edik bank várható vesztesége csőd esetén (loss given default).

Mivel a feltételes aggregált veszteség csökkenő függvénye az M közös faktornak, ezért a feltétel nélküli aggregált veszteség eloszlásának $(1-\alpha)$ -adik percentilise (azaz az aggregált veszteség szint, aminél $1-\alpha$ valószínűséggel kisebb az aggregált veszteség):

$$TL_{1-\alpha} = \sum_i \omega_i E(LGD_i) \mathcal{H}\left(\frac{\mathcal{F}^{-1}(PD_i) - r_i \mathcal{G}^{-1}(\alpha)}{\sqrt{1-r_i^2}}\right) = TL|M_\alpha$$

ahol $\mathcal{G}$ a közös faktor eloszlásfüggvénye; M_α a $\mathcal{G}^{-1}(\alpha)$ az α -adik percentilise az M közös faktor eloszlásának (α annak a valószínűsége, hogy M kisebb, mint M_α); így a $TL_{1-\alpha}$ a $Var(1-\alpha)$ konfidenciaszint mellett.

Az egész bankrendszerre számítható tőkepuffer, ami elméletileg fedezi a teljes rendszer nem várt veszteségét $(1-\alpha)$ valószínűséggel, megadható, mint

$$\begin{aligned} \mathcal{K} &= TL_{1-\alpha} - \sum_i \omega_i E(LGD_i) PD_i = \\ &= \sum_i \omega_i E(LGD_i) \left[\mathcal{H}\left(\frac{\mathcal{F}^{-1}(PD_i) - r_i \mathcal{G}^{-1}(\alpha)}{\sqrt{1-r_i^2}}\right) - PD_i \right] = \sum_i \omega_i \kappa_i. \end{aligned}$$

Az i -edik bankra alokált κ_i tőkepuffer dekompozíció invariáns, azaz független a többi bankra alokált tőkepuffer mértékétől. Ha a $\mathcal{H}$, az $\mathcal{F}$, és a $\mathcal{G}$ eloszlásfüggvényekről feltesszük, hogy standard normális eloszlást követnek, akkor a Basel II IRB megközelítésével ($\alpha = 0,1$ és $\omega_i E(LGD_i)$ az eszközérték 45%-a) meghatározott pufferértékeket számíthatjuk ki.

4.3.2. A szimulált modellváltozat

Mivel az ASRF modell $N \rightarrow \infty$ feltétele a vizsgált magyar O-SII intézmények esetében nem teljesül, ezért a tanulmányban Tarashev et al. (2015) modellváltozatát alkalmazzuk és szimuláljuk. Egy időszak alatt az $i \in N$ bank eszközeinek V_i értéke egy közös és egy egyedi faktor függvényében változik:

$$\frac{V_i - V_0}{V_0} = \sigma_i \left(r_i M + \sqrt{1-r_i^2} Z_i \right)$$

ahol V_0 a kezdeti eszközérték és $\forall i \in N$ esetén σ_i az eszközérték-változás szórása.

Az $i \in N$ bank eszközeinek értéke

$$V_i = V_0 \sigma_i \left(r_i M + \sqrt{1-r_i^2} Z_i \right) + V_0$$

így az $i \in N$ bank PD_i csődvalószínűsége V_i eszközértékre vonatkozó csődküszöb mellett megadható, mint

$$PD_i = P(V_i < \bar{V}_i) = P\left(V_0 \sigma_i \left(r_i M + \sqrt{1-r_i^2} Z_i \right) + V_0 < \bar{V}_i\right) = P\left(r_i M + \sqrt{1-r_i^2} Z_i < \frac{\bar{V}_i - V_0}{V_0 \sigma_i}\right).$$

Az λ_i karakterisztikus függvény értéke 1, ha $i \in N$ bank eszközeinek értéke a csődküszöb alá esik, különben 0. Kihasználva, hogy az eszközértékváltozás normális eloszlást követ, a karakterisztikus függvény megadható, mint

$$\lambda_i = \begin{cases} 1, & \text{ha } r_i M + \sqrt{1 - r_i^2} Z_i < \Phi^{-1}(PD_i) \\ 0, & \text{különben.} \end{cases}$$

Az $i \in N$ bank esetében a veszteség $X_i = LGD_i \lambda_i$, ahol LGD_i csőd esetében az adott bank veszteségének állománya¹⁴. Az $S \subseteq N$ bankok alrendszerének aggregált vesztesége az $X_S = \sum_{i \in S} X_i = \sum_{i \in S} LGD_i \lambda_i$, a teljes bankrendszer vesztesége pedig $X_N = \sum_{i \in N} X_i = \sum_{i \in N} LGD_i \lambda_i$.

¹⁴ Az ASRF modellben ezt az értéket $\omega_i E(LGD_i)$ jelölte.

5. A szimuláció és az eredmények

Elemzésünkben a Magyarországon azonosított hét egyéb rendszerszinten jelentős intézmény (O-SII) az OTP, az MBH, az UniCredit, a K&H, a Raiffeisen, az Erste és a CIB adatait használtuk. Az adatokat felhasználva Monte Carlo szimulációval generáltuk a bankok X_i veszteségének eloszlását. A teljes bankrendszer és az egyes alrendszerek veszteségeloszlását az egyes intézmények veszteségeloszlásának aggregálásával kaptuk. A veszteségeloszlásokból kockázati mértékként Var -t és ES-t számoltunk, majd Shapley érték alkalmazásával allokáltuk a kockázatot az egyes bankokra. A fejezetben a felhasznált adatok és a szimuláció lépéseinek bemutatása mellett az eredményeket és a robusztusság-vizsgálatot ismertetjük.

5.1. A FELHASZNÁLT ADATOK

Tarashev et al. (2015) megközelítését követve a bank eszközeinek V_i értékét a bankok eszközérték-változásai közötti kovariancia mátrixból meghatározott r_i faktor loading értékek, és a normális eloszlású közös (M) és egyedi faktorok (Z_i) segítségével szimuláltuk. Mivel a hazai rendszerszinten jelentős intézmények esetében csak néhány esetben állnak rendelkezésre a Moody's KMV adatok, így a banki eszközértékek, a banki veszteségek, illetve a közös faktor loadingok (r_i) becsléséhez az MNB banki mérleg (F01 Felügyeleti mérleg 01-es táblája) adatbázisokat alkalmaztuk.

Az intézmények kiinduló eszközértékeként (V_0) a 2024. decemberi mérleg adatokat használtuk (F01/01 Eszközök összesen sor). A vizsgált intézményekre az eszközérték átlaga 8456 milliárd, szórása 6394 milliárd forint. Az éves eszközérték-változásokból számolt intézményi szintű szórások (σ_i) a 2004 és 2024 közötti éves eszközváltozásokból adódtak, hasonló módon ez alapján került becslésre az intézmények éves kovariancia mátrixa. Habár a korrelációk számításához könyv szerinti és nem piaci eszközérték adatokból indultunk ki, a magyar bankrendszer 7 legnagyobb intézménye esetében így is magas korrelációt tapasztalunk: a páronkénti korrelációs együtthatók átlaga 0,58, minimuma 0,23, míg maximuma 0,9. Alternatív megközelítésként a kovariancia mátrix becsléséhez használtunk éves banki ROA (return on assets) adatokat, ebben az esetben is hasonló nagyságrendű 0,52 az átlagos korrelációs együttható értéke.

Az r_i faktor loading értékeket a bankok éves eszközérték-változásából meghatározott kovariancia mátrix alapján a Matlab beépített faktorelemzésének¹⁵ segítségével számítottuk. Az átlagos r_i érték 0,76, a minimum érték 0,52, a maximum pedig 0,97. Az éves banki ROA adatokból számított kovariancia mátrix esetén 0,73 az átlagos faktor loading érték.

Az eszközérték-változás és a csődvalószínűségekből számított csődküszöb alapján határozható meg a λ_i karakterisztikus függvény értéke. Az egyes rendszerszinten jelentős intézmények éves csődvalószínűségének meghatározásához a FitchRatings 1990 és 2023 közötti átmenet mátrixában¹⁶ közzétett PD_i csődvalószínűségeket alkalmaztuk, figyelembe véve az adott intézményre vonatkozó kockázati besorolásokat¹⁷. A csődvalószínűségek 0,1% (A3 Moody's és A- Fitch besorolás esetén) és 0,29% (Baa3 Moody's és BBB- Fitch besorolás esetén) közé esnek.

A csőd bekövetkezésekor realizált veszteség X_i eloszlásának szimulálásához minden bank forrásoldala alapján a biztosított betétállomány-szintet is figyelembe véve becsültünk egy LGD_i (csőd esetén realizált veszteség nagysága) értéket, amit a λ_i karakterisztikus függvénnyel szoroztunk. Kutatásunk egyik újszerű elemeként – a hasonló becslésektől eltérően (pl. Tarashev et al., 2015) – a LGD_i realizált veszteség becslésekor nem csak az adott intézmény külső adósságállományát vettük figyelembe, hanem ezen belül a biztosított betétek, mint az egyik legfontosabb forrásoldali elem hatását is (a biztosított betétek és a bankcsődök kapcsán lásd például *Wheelock-Wilson (1995)*, vagy *Correia et al. (2024)*). Így a realizált veszteség becslésekor pontosabb eredmény kapható, hiszen a realizált veszteségeket mérséklük a háztartási

¹⁵ Lásd `factoran` parancs leírása a Matlab-ban.

¹⁶ FitchRatings (2024) dokumentum „Appendix D — Global Corporate Finance Transition Matrices (Continued) Financial Institutionsa Average Annual Transition Matrix: 1990–2023” táblázata alapján.

¹⁷ A kockázati besorolásokhoz a Bloomberg-ről lekérhető adatokat használtuk. Elsősorban a Fitch, ha hiányzott, akkor a Moody's minősítését használva.

és vállalati biztosított betétek, mivel ezeket a betétbiztosítási intézményrendszer az érintettek számára kifizeti. Bár ezen kifizetések hatása elnyújtva megjelenhet a bankrendszerben – például a betétbiztosítási alap visszatöltésének szükségessége miatt a bankoknak magasabb betétbiztosítási hozzájárulást kell fizetniük – rövid távon ez nem jelenik meg realizált veszteséggént a reálgazdasági szereplőknél.¹⁸

Az egyes intézmények esetében azonos biztosított betét arányokat feltételeztünk külön a háztartási és külön a vállalati betétek esetében, azonban az egyes bankok különböző forrásösszetételei miatt (az intézmények eltérő mértékben és mennyiségben rendelkeznek lakossági és vállalati betétekkel) az intézmények közötti heterogenitás így is megjelent (a háztartási betétek esetében 90 százalékos, a vállalati betétek esetében 30 százalékos biztosított betét arányt feltételeztünk alapesetben). A robusztusság-vizsgálat során megvizsgáltuk, hogy különböző háztartási biztosított betét arányok mellett milyen mértékben módosulnak a szimuláció eredményei.

5.2. A SZIMULÁCIÓ LÉPÉSEI

Az adatokat felhasználva Monte Carlo szimulációval generáltuk a bankok X_i veszteségének eloszlását.

1. A szimuláció során első lépésként a Matlab beépített faktorelemzésének¹⁹ segítségével meghatároztuk az r_i faktor loading értékeket a bankok éves eszközérték-változásából meghatározott kovariancia mátrix alapján.
2. A bankok veszteségeloszlás-függvényeinek becsléséhez 2 millió világállapotot szimuláltunk. Minden világállapotban generáltunk 0 várható értékű, 1 szórású normális eloszlású közös és egyedi komponenseket, majd a generált komponensek és a faktor loading értékek segítségével eszközérték-változásokat számítottunk minden intézményre. Megvizsgáltuk, hogy mely intézmények mennek csődbe az adott világállapotban és majd minden intézményre meghatároztuk az egyedi veszteséget az adott világállapotban.
3. Az összes futtatás alapján meghatároztuk az egyes intézményekre és az intézmények összes lehetséges koalíciójára az aggregált veszteségeloszlás-függvényeket.
4. *Tarashev et al. (2015)* alapján 99,9%-os, 99,5%-os és 99%-os konfidencia szintek mellett VaR-t és ES-t számítottunk az egyedi veszteségeloszlás-függvények, az egyes koalíciókra vonatkozó eloszlásfüggvények és a vizsgált bankok aggregált veszteségeloszlás-függvénye alapján.
5. Végül a teljes bankrendszerre meghatározott VaR és ES értékek szétosztásra kerültek Shapley érték alkalmazásával az egyes rendszerszinten jelentős intézményekre.

5.3. EREDMÉNYEK ÉS ROBUSZTUSSÁG-VIZSGÁLAT

A szimuláció eredményeit különböző feltételezések mellett vizsgáljuk. Minden scenárió esetén bemutatjuk, hogy a rendszerszintű kockázati mértékek (ES és VaR) és Shapley érték-alapú allokációjuk milyen mértékben változik a különböző szignifikancia szintek mellett. Összevetjük a „rögzített eloszlással” és „változó eloszlással” megközelítést, majd részletesen az ES kockázati mérték és „változó eloszlással” mellett kapott eredményeket elemezzük. Ennek keretében az eredmények robusztussági vizsgálata érdekében vizsgáljuk, hogy milyen mértékben változnak az érintett intézmények Shapley érték alapú részesedései a rendszerszintű kockázati mértékből, amennyiben azonos banki csődvalószínűségeket feltételezünk, különböző biztosított betétarányokkal kalkulálunk a háztartási betétek esetében, és ha az éves eszközérték-változásból számolt kovariancia mátrix helyett ROA alapján számolt kovariancia mátrixot használunk a szimulációban. Utolsó pontként pedig az összekapcsoltság miatti rendszerkockázati tőkepuffer allokációjára mutatunk a bemutatott módszertant alkalmazó megoldást.

¹⁸ Implicit feltevés, hogy az OBA-nak mindig lesz elég forrása erre, mert ha esetleg nem, akkor felvesz hitelt és azt később a banki szereplők kifizetik neki magasabb betétbiztosítási díjban. Ebben az esetben az államnak – bár állami garanciát vállal az OBA kötvényekre – finanszíroznia nem kell.

¹⁹ Lásd [factoran](#) parancs leírása a Matlab-ban.

5.3.1. A scenáriók és a rendszerszintű kockázati mértékek

A szimulációt hat különböző feltételrendszer mellett futtattuk, amelyeket a 5.1. táblázat foglal össze. A csőd esetén realizált veszteség becsléséhez különböző háztartási biztosított betétarányt (70, 80 vagy 90%) feltételeztünk a különböző scenáriók esetén. Az éves csődvalószínűségeket a Fitch átmenetmátrixa alapján határoztuk meg, de a robusztusság vizsgálatához azonos (0,11 %) csődvalószínűség mellett is vizsgáljuk az eredményeket. Illetve a bankok eszközei közötti kovariancia mátrix becslését az éves eszközérték-változás és a ROA alapján végeztük el. Az utolsó scenárióban pedig egymással korrelálatlan banki eszközérték-változást feltételeztünk.

5.1. táblázat

Az allokálendő rendszerszintű kockázat ES és VaR kockázati mérték, különböző szignifikancia szintek mellett a hat scenárió esetén (milliárd Ft)

Scenáriók	Háztartási biztosított betét arány	PD	Korrelációk	ES			VaR		
				0,1%	0,5%	1,0%	0,1%	0,5%	1,0%
1.	90%	Fitch/Moody's alapján	Eszközérték-változás alapján	15 611	10 102	5 824	12 437	3 998	0
2.	80%	Fitch/Moody's alapján	Eszközérték-változás alapján	16 124	10 298	5 972	12 940	4 138	0
3.	70%	Fitch/Moody's alapján	Eszközérték-változás alapján	16 552	10 349	6 123	13 444	4 277	0
4.	90%	0,11%	Eszközérték-változás alapján	14 937	7 703	4 253	12 437	3 395	0
5.	90%	Fitch/Moody's alapján	ROA alapján	15 675	10 145	5 803	12 437	3 998	0
6.	90%	Fitch/Moody's alapján	0	12 497	8 847	5 770	12 437	3 998	0

A lefuttatott szimulációk alapján először a hazai O-SII-k teljes rendszerszintű kockázatának meghatározásához ES és VaR kockázati mértékeket²⁰ számoltunk 99,9% ($\alpha = 0,001$), 99,5% ($\alpha = 0,005$) és 99%-os ($\alpha = 0,01$) konfidencia szinteken. Az első öt scenárióban az ES 99,9%-os konfidencia szint mellett 14900 és 16600 milliárd Ft, 99,5%-os konfidencia szinten 7700 és 10350 milliárd Ft, míg 99%-os konfidencia szinten 4200 és 6150 milliárd Ft közé esik. Azaz a Magyarországon azonosított hét egyéb rendszerszinten jelentős intézmény vesztesége egy év alatt a kimenetek legrosszabb 0,1%-ban átlagosan 14900-16600 milliárd Ft. Ha a Fitch átmenetmátrixa alapján határozzuk meg a csődvalószínűségeket, akkor 99,9%-os konfidencia szint mellett a VaR 12400 és 13500 milliárd Ft közé, 99,5%-os konfidencia szinten 4000 és 4300 milliárd Ft közé becsülhető. Mivel a vizsgált bankok esetében a legnagyobb csődvalószínűség 0,29%, így 99%-os konfidencia szint mellett már 0 a becsült rendszerszintű VaR értéke. Azaz a Magyarországon azonosított hét egyéb rendszerszinten jelentős intézmény esetében 0,1% a valószínűsége, hogy egy éve alatt legalább 12400-13500 milliárd Ft az aggregált veszteség, és 0,5% a valószínűsége, hogy az aggregált veszteség meghaladja a 4000-4300 milliárd Ft-ot.

Az összevethetőség érdekében a vizsgált bankok aggregált súlyozott eszközértéke 2024. december 31-én ~59200 milliárd, a szavatoló tőke ~6500 milliárd, a minimum szavatoló tőke elvárás ~2800 milliárd Ft.

5.3.1. A rendszerszintű ES és VaR allokálása rögzített és változó eloszlással feltevés mellett

A rendszerszintű ES és VaR Shapley-értékkel történő allokációjakor *Tarashev et al. (2015)* „rögzített eloszlással” és „változó eloszlással” megközelítését egyaránt alkalmazzuk. A „rögzített eloszlással” megközelítés a teljes rendszer szintjén definiálja az eloszlással eseményeket, és ezeket az eseményeket minden alrendszeri lebontásban rögzítve tart. A „változó eloszlással” megközelítés ezzel szemben minden eloszlással eseményt az adott alrendszer szintjén definiál, azaz minden alrendszer esetében ez változhat²¹. A „változó eloszlással” feltételezés felel meg a bevezetett módszertani keretben a Shapley-érték tőkeallokációs módszerként történő alkalmazásának. Koherens kockázati mérték (ES) mellett pedig ez az allokáció rendelkezik a Shapley-érték felsorolt kedvező tulajdonságaival is.

A szimulációs eredmények is megerősítik az ES kockázati mérték és a változó szél megközelítés előnyeit. ES alkalmazása mellett a rögzített eloszlással megközelítést alkalmazva koncentráltabb kockázati allokáció történik, míg a változó

²⁰ A definíciók következtében a számszerűsített ES mindig legalább akkora, mint a VaR kockázati mérték.

²¹ A két megközelítés részletei kapcsán a rendszerszintű jelentőség vonatkozásában lásd *Tarashev et al. (2015)*.

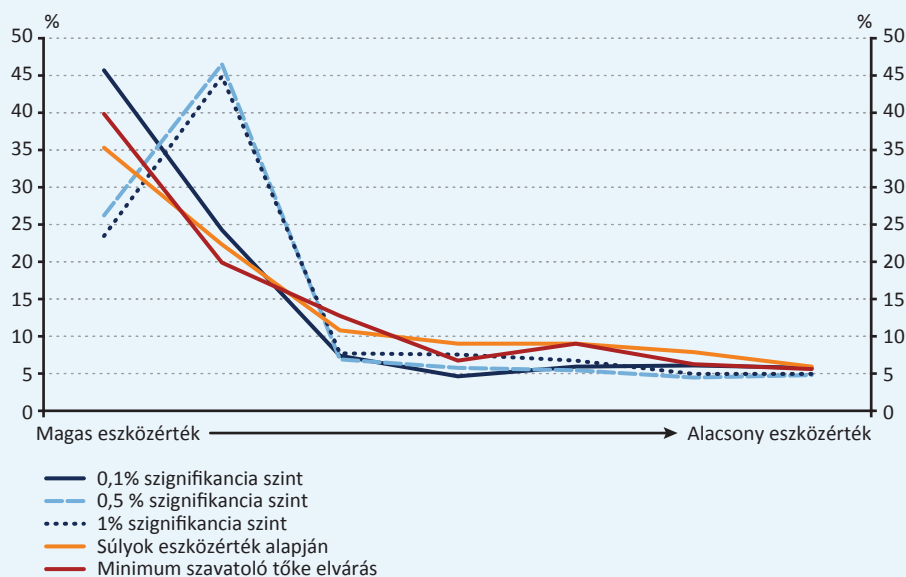
eloszlással esetében ez „elnyújtottabb”, azaz nem csupán a legjelentősebb szereplőre esik érdemi alokált kockázat (8.1. ábra). Az erősebb koncentráció a rögzített eloszlással megközelítés esetében a VaR kockázati mérték alkalmazásakor is megfigyelhető (8.2 ábra). Továbbá megállapítható, hogy az ES kockázati mérték az alokációk esetében sokkal stabilabb, mint a VaR, mivel a VaR nem veszi figyelembe a teljes eloszlással, így a szignifikancia szint változtatásával a VaR mutatóban diszkrét ugrások jelentkezhetnek. Ezen okok következtében a részletes vizsgálat során alapvetően az ES kockázati mérték és változó eloszlással megközelítés alkalmazása melletti eredményeket ismertetjük.

5.3.2. Rendszerszintű ES alokálása különböző szignifikancia szintek mellett

Következő lépésként vizsgáljuk az ES kockázati mérték alapján meghatározott rendszerszintű kockázat Shapley érték alapú alokációját 99,9%, 99,5% és 99%-os konfidencia szinteken változó eloszlással megközelítés mellett (5.1. ábra).

5.1. ábra

Az eszközérték, a minimum szavatoló tőke elvárás és a rendszerszintű ES alokációjának megoszlása

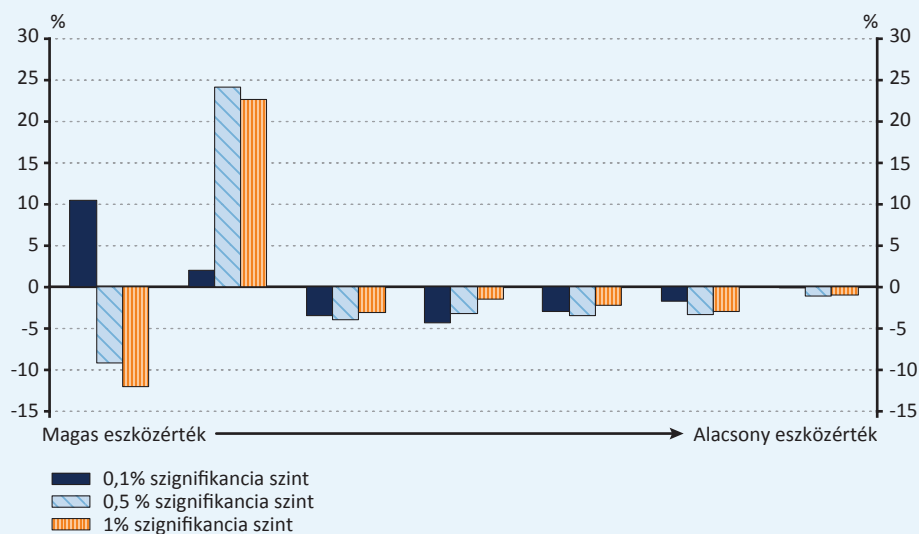


Megjegyzés: ES és változó eloszlással alkalmazásával. Az ábrán az egyes O-SII-kat az eszközértékük alapján csökkenő sorrendben ábrázoltuk.

A nagy bankok részesedése a szavatoló tőke elvárásból, az eszközértékből és 99,9%-os konfidencia szinten a rendszerszintű kockázatból is magas. A relatív kis bankok részesedése a méret miatt alacsony a minimum szavatoló tőke elvárásból, az eszközértékből és a rendszerszintű kockázatból is. 99,9%-os konfidencia szinten a Shapley érték alapján számolt alokáció megoszlása az eszközérték vagy a szavatoló tőke elvárás alapján meghatározott részesedéshez hasonlóan alakul, ugyanakkor a nagy bankok esetében meghaladja, a kisebb bankok esetében pedig nem éri el az eszközérték alapján számolt súlyokat. 99,5% és 99%-os konfidencia szinten az alokáció jelentősen más megoszlást mutat, melynek hátterében a csődvalószínűségek, azaz a kockázatoság szerepének növekvő jelentősége áll. A méret és csődvalószínűség szerepének alaposabb megértése érdekében ábrázoljuk a vizsgált O-SII intézményekre a Shapley érték-alapú részesedés és az eszközérték alapján meghatározott részesedések különbségét (5.2. ábra) és a Shapley érték alapján alokált rendszerszintű kockázatot az eszközérték arányában a csődvalószínűségek szerint rendezve is (5.3. ábra).

5.2. ábra

A Shapley érték-alapú részesedés és az eszközérték alapján meghatározott részesedések különbsége eszközérték szerint rendezve százalékpontban

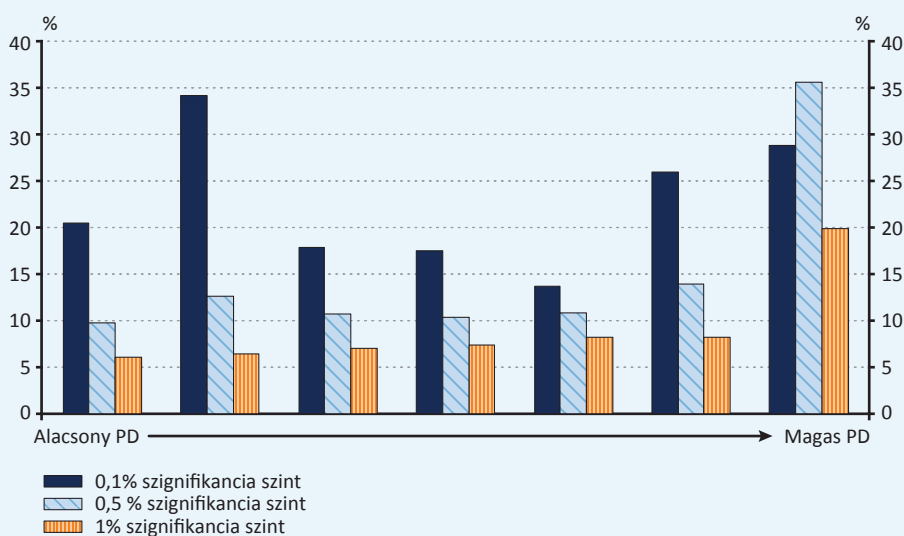


99,9%-os konfidencia szinten az eloszlás szélét vizsgáljuk, ahol már egy alacsony csődvalószínűségű nagy bank esetében is realizálódnak a kis valószínűségű, de a piaci szereplők mérete miatt rendszerszinten is kiugró mértékű veszteségek. A nagy bankok eszközérték alapján számított részesedését meghaladó Shapley érték alapú részesedés a rendszerszintű kockázatból megerősíti a méret fontos rendszerkockázati szerepét (5.2. ábra), ami tükröződik az OSII tőkepuffer részesedésben is.

A konfidencia szint csökkenésével a rendszerszintű kockázat Shapley érték-alapú allokációja jelentős mértékben átrendeződik, az alacsony csődvalószínűségű bankok esetében csökken, míg a magasabb csődvalószínűségű intézmények esetében nő az allokált kockázati mértékből a részesedés (5.3. ábra). A rendszerkockázat megragadásához az eloszlás szélének kiemelt jelentősége miatt a 99,9%-os konfidencia szint választása lehet indokolt. A jelenleg vizsgált allokációs módszer esetében 99,9%-os konfidencia szinten a méret és a csődvalószínűség hatása egyaránt megfigyelhető.

5.3. ábra

Shapley érték az eszközérték arányában (PD szerint rendezve)



5.3.3. Robusztusság-vizsgálat

A csődvalószínűségek hatásának további vizsgálatához lefuttattuk a szimulációt egyedi banki csődvalószínűségeket (1. scenárió), illetve azonos banki csődvalószínűségeket (4. scenárió) feltételezve is, majd megvizsgáltuk a Shapley érték alapján meghatározott alokációk százalékpontos eltérését a két scenárió esetében. Megállapítható, hogy egyrészt – az előzetes várakozásainknak megfelelően – az alacsonyabb csődvalószínűségű intézmények esetében 0,11%-os csődvalószínűséggel számolva ceteris paribus magasabb Shapley érték adódik, másrészt ez az eltérés nő a konfidencia szintek csökkentése mellett. 99,9%-os konfidencia szint mellett a hatás erősen mérséklődik, csupán egy intézmény esetében jelenik meg érdemben (8.3. ábra). Magas csődvalószínűségű intézmények esetén a hatás fordított: ceteris paribus alacsonyabb Shapley érték adódik. A különbség alacsonyabb konfidencia szintek mellett jelentősen nagyobb.

Következő lépésként vizsgáljuk, hogy milyen mértékben változik a rendszerszintű kockázat Shapley-érték alapú alokációja különböző biztosított háztartási betétarányok feltételezése mellett. Az 8.4. ábra alapján megállapítható, hogy bár az alokáció változásában látható némi heterogenitás az egyes intézmények vonatkozásában, azonban egyrészt még a legnagyobb eltérés is nagyon alacsony, bőven egy százalékpont alatti, másrészt mind az átlag, mind a medián nulla körüli érték. Összességében bár a biztosított betét arány csökkenése növeli az intézmények csőd esetén realizált veszteségértékét (és így az aggregált rendszerkockázatot is), azonban még az intézmények közötti forrásszerkezeti heterogenitás ellenére sem érdemi ennek a hatása az egyes O-SII-kra vonatkozó részesedésre vonatkozóan.

Végül megvizsgáltuk milyen mértékben módosul az O-SII-k rendszerszintű kockázatának Shapley érték-alapú alokációja, ha az éves eszközérték-változásból számolt kovariancia mátrix helyett ROA alapján számolt kovariancia mátrixot használunk a szimulációban. A teljes bankrendszer becsült kockázata 15611 milliárd Ft az 1. scenárió és 15675 milliárd Ft az 5. scenárió feltételezései mellett, így a különbség 0,5 százalék alatti. Látható, hogy 99%-os és 99,5%-os konfidencia szint mellett a megoszlást vizsgálva is alacsony az eltérés az éves eszközérték-változásból számolt kovariancia mátrix, illetve a ROA alapján számolt kovariancia mátrix alkalmazásakor (8.5. ábra). 99,9%-os konfidencia szinten egy bank esetében 8 százalékponttal magasabb, egy bank esetében pedig 6 százalékponttal alacsonyabb részesedés adódik. A különbség már a becsült faktor loading értékekben is számottevő: az egyik bank esetében 0,74 helyett 0,57, míg a másik esetében 0,60 helyett 0,84 a becsült faktor loading értéke. Ettől az eltéréstől eltekintve, összességében megállapítható, hogy két alternatív eszközhozam megközelítés esetében is hasonló eredményeket kaptunk a szimulációkban a hazai rendszerszinten jelentős intézmények rendszerszintű kockázatának Shapley érték-alapú alokációjakor.

5.3.4. Az összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázati tőkepuffer alokációja

A szimulált modellben az eszközérték a közös és az egyedi faktor függvényében változik. A közös faktor, amely egy 0 várható értékű, 1 szórású valószínűségi változó, azaz egy teljesen átlagosnak tekinthető évben 0 körüli lenne az értéke, az összes bank eszközérték-változására hat. Ezzel szemben az egyedi faktorok egymástól független valószínűségi változók, azaz minden bank eszközérték-változása különböző egyedi faktortól függ.

A közös faktor bankokra gyakorolt hatása a modellben függ magától az M közös faktor nagyságától és az r_i faktor loading értékektől is. A modellben erősen korrelált bankrendszer (magas r_i értékek) esetén a közös faktoron keresztül begyűrűző hatás nagyobb. Míg, ha az r_i faktor loading értékek 0-k, azaz azt feltételezzük, hogy nincs korreláció a bankok eszközérték-változása között, akkor az extrém alacsony közös faktor hatása sem gyűrűzik be.

Az összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázat megragadásához azt vizsgáljuk, hogy mekkora addicionális kockázatot jelent a bankok eszközei közötti korrelációs struktúra hatása. Ennek megfelelően az OSII intézmények Shapley érték alapú összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázati tőkepuffer alokációjához az 1. és 6. scenárió eredményeit vetjük össze.

A szimuláció alapján a bankrendszer szintjén aggregált összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázati tőkepuffer mértéke a 99,9%-os konfidencia szinten a két scenárió esetében meghatározott ES kockázati mértékek különbségeként becsülhető. Az éves eszközérték-változásokból számolt korrelációs mátrix alapján becsült teljes rendszerszintű veszteség (15611 milliárd Ft) (ez a veszteség a modell alapján figyelembe veszi az egyes intézmények eszközhozamai közötti korrelációkat, így az ebből fakadó addicionális kockázatokat) és a hipotetikus, nulla eszközérték-változások közötti korrelációt feltételező rendszerszintű veszteség (12497 milliárd Ft) (ez a rendszerkockázati veszteség elméletileg nem veszi figyelembe a rendszerkockázat azon dimenzióját, ami az intézmények közötti korrelációból fakadó „többlet” kockázat) különbségeként határoztuk meg. A módszer alapján kapott bankrendszeri szintű összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázati O-SII tőkepuffer mennyiség ~3100 milliárd Ft. 99,5%-os konfidencia szinten a becsült aggregált tőkepuffer mennyiség ~1300 milliárd Ft, míg 99%-os konfidencia szinten ~54 milliárd Ft.

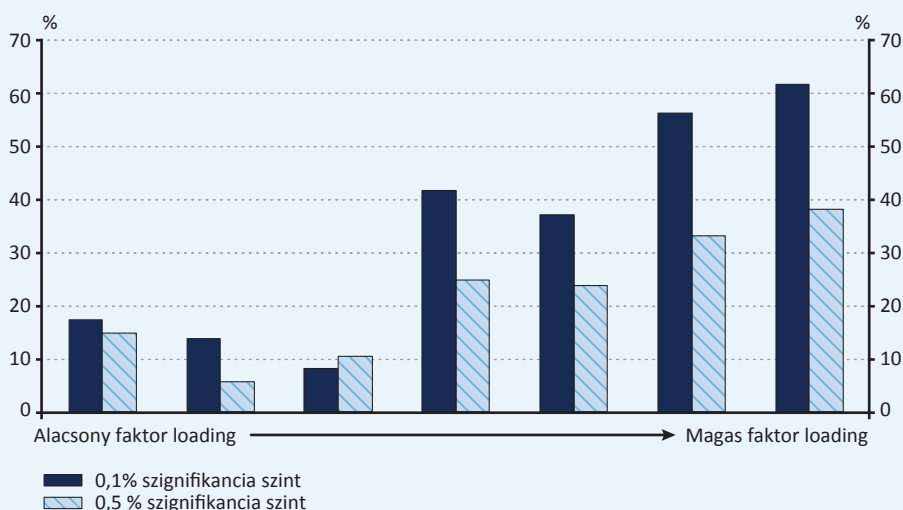
Az intézményekre allokálendő összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázati tőkepufferek meghatározásához kivontuk az 1. és 6. scenárió esetében a rendszerszintű kockázati mértékből az egyes intézményekre allokált összeget, majd meghatároztuk, hogy intézményenként ez mekkora részesedést jelent az adott intézményre allokált rendszerszintű kockázatból.

Az 5.4. és az 5.5. ábra alapján megállapítható, hogy alacsonyabb eszközértékű és magas faktor loading értékű intézmények esetében a 99,9%-os konfidencia szinten allokált intézményi tőkepuffer 50-60%-t magyarázza a korrelációs struktúra, azaz ezen intézményekre a rendszerszintű kockázatból az összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázat miatt allokáljuk a puffer több, mint felét. 99,5%-os konfidencia szinten ez az arány már lecsökken 30-40%-ra, amit a korábban bemutatott eredmények alapján a csődvalószínűség fokozódó szerepe indokolhat.

A nagyobb eszközértékű bankok esetében alacsonyabb faktor loading értékeket becsültünk, azaz a közös faktor hatása kisebb és feltételezhetően számos egyedi tényező hat ezekre az intézményekre. A rendszerszintű tőkepufferből is csak 10% körüli részt magyaráz az összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázat, ami más tényezők (pl. méret) fontos szerepét sugallja.

5.4. ábra

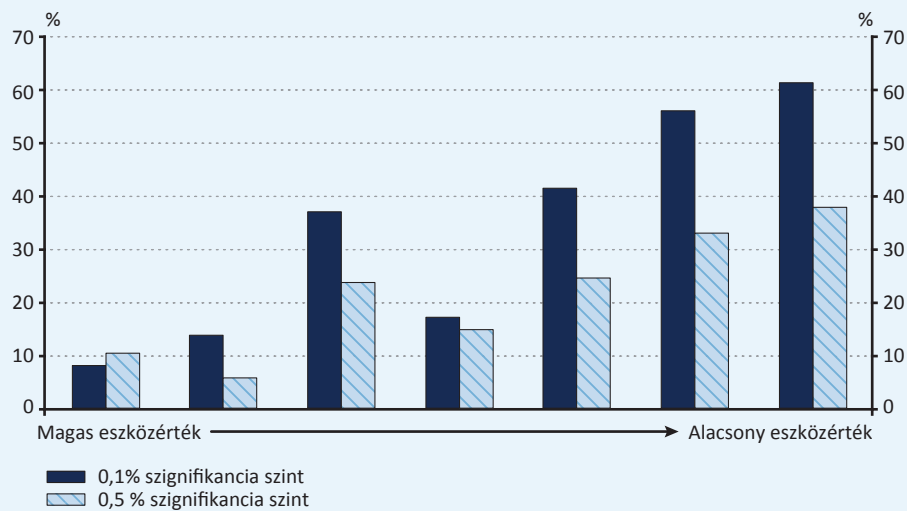
Az összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázati tőkepuffer a rendszerszintű kockázatból az intézményre allokált tőkepuffer arányában (faktor loading értékek szerint rendezve)



Megjegyzés: ES kockázati mérték és változó eloszlással alkalmazásával.

5.5. ábra

Az összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázati tőkepuffer a rendszerszintű kockázatból az intézményre allokált tőkepuffer arányában (méret szerint rendezve)



Megjegyzés: ES kockázati mérték és változó eloszlással alkalmazásával.

6. Összegzés

A tanulmányban a magyar bankrendszer aggregált veszteségeloszlásából számított kockázati mérték (VaR és ES) felosztásakor a kooperatív játékelméleten alapuló Shapley értéket használtuk a hazai rendszerszinten jelentős intézményekre eső rendszerszintű kockázati részesedés meghatározásához. A rendszerszintű kockázat felosztása mellett a vizsgált intézményekre összekapcsoltságból fakadó (korrelációs struktúra miatti) rendszerkockázati tőkepuffer szinteket határoztunk meg, és az alkalmazott módszertan segítségével vizsgáltuk a méret, a csődvalószínűség és a korrelációs struktúra rendszerkockázati szerepét.

Tarashev et al. (2015) módszertanát követve a hazai bankok egyedi és a bankrendszer aggregált veszteségeloszlásának meghatározásához minden vizsgált bank esetében szimuláljuk a csőd bekövetkezésekor realizált veszteség eloszlását. Ehhez az egyes bankok eszközértékének megváltozását szimuláljuk a becsült közös és egyedi faktorok segítségével és vizsgáljuk, hogy az adott bank eszközeinek értéke a csődküszöb alá csökken-e. A csőd esetén realizált veszteség nagyságát a bankok adósságállományának összetétele alapján határozzuk meg. A teljes bankrendszer és az egyes alrendszerek veszteségeloszlását az egyes intézmények veszteségeloszlásának aggregálásával kapjuk. Kockázati mértékként VaR-t és ES-t számolunk a különböző alrendszerekre aggregált veszteségeloszlás alapján, majd Shapley érték alkalmazásával allokáljuk a kockázatot az egyes bankokra.

Az elméleti tulajdonságok (teljes eloszlással figyelembevétele, koherencia) és a szimulációs eredmények stabilitása miatt a változó eloszlással és a koherens ES kockázati mérték alkalmazása mellett eredményeket mutattuk be. A vizsgált 1-5. Szenárió alapján a Magyarországon azonosított hét egyéb rendszerszinten jelentős intézmény vesztesége egy év alatt a kimenetek legrosszabb 0,1%-ban átlagosan 14900-16500 milliárd Ft. 99,5%-os konfidencia szinten 7700 és 10300 milliárd Ft, 99%-os konfidencia szinten pedig 4300 és 6000 milliárd Ft közé esik az ES.

99,9%-os konfidencia szinten a Shapley érték alapján számolt allokáció megoszlása az eszközérték vagy a szavatoló tőke elvárás alapján meghatározott részesedéshez hasonlóan alakul, ugyanakkor a nagy bankok esetében meghaladja, a kisebb bankok esetében pedig nem éri el az eszközérték alapján számolt súlyokat. Az eredmény megerősíti a méret fontos rendszerkockázati szerepét. 99,5% és 99%-os konfidencia szinten a csődvalószínűségek növekvő jelentősége miatt a rendszerszintű kockázat Shapley érték-alapú allokációja jelentős mértékben átrendeződik, az alacsony csődvalószínűségű bankok esetében csökken, míg a magasabb csődvalószínűségű intézmények esetében nő az allokált kockázati mértékből a részesedés.

A Magyarországon azonosított rendszerszinten jelentős intézmények összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázati tőkepuffereinek meghatározásakor az aggregált tőkepuffer mennyiséget bankrendszeri szinten az éves eszközérték-változásokból számolt korrelációs mátrix alapján becsült teljes rendszerszintű veszteség és egy hipotetikus, nulla eszközérték-változások közötti korrelációt feltételező rendszerszintű veszteség különbségével közelítettük. Az alkalmazott módszertan alapján a bankrendszeri szintű aggregált rendszerkockázati tőkepuffer mennyiség 99,9%-os konfidencia szinten ~3100 milliárd Ft, míg 99,5%-os konfidencia szinten ~1300 milliárd Ft.

Az allokációt vizsgálva megállapítható, hogy alacsonyabb eszközértékű és magas faktor loading értékű intézmények esetében a 99,9%-os konfidencia szinten az összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázat miatt allokáljuk a puffer több, mint felét. 99,5%-os konfidencia szinten a csődvalószínűség fokozódó szerepe miatt ez az arány már lecsökken 30-40%-ra. A nagyobb eszközértékű bankokra alacsonyabb faktor loading értékeket becsültünk, azaz a közös faktor hatása kisebb és feltételezhetően számos egyedi tényező hat ezekre az intézményekre. A rendszerszintű tőkepufferből is csak 10% körüli részt magyaráz az összekapcsoltságból fakadó rendszerkockázat, ami más tényezők (pl. méret, külföldi érdekeltségek) fontos szerepét sugallja.

Az alkalmazott megközelítés előnye, hogy olyan országok bankrendszerei esetében is alkalmazható kvázi piaci információra alapuló módszertan, ahol nem állnak rendelkezésre nagyfrekvenciás tőzsdei adatok a vizsgált intézményekre vonatkozóan.

Az EU tagállami bankrendszereinek jelentős része számára ez releváns kérdés. Másrészt ez a megközelítés viszonylag kis mértékű közvetlen összekapcsoltság, alacsony bankközi hitelezési vagy swappiaci kitettségek és a jelenleg jellemző magas bankrendszeri likviditás mellett is használható. Végül ez a módszertan segít megérteni a különböző tényezők (csődvalószínűség, méret, korrelációs struktúra) szerepét a rendszerszintű kockázat allokációjakor, így jó kiegészítője lehet a szabályozásban jelenleg elvárt indikátoralapú EBA módszertannak, különösen az egyes intézményekre vonatkozó tőkepufferek kapcsán.

7. Hivatkozások

Acerbi, C. (2002): Spectral measures of risk: A coherent representation of subjective risk aversion. *Journal of Banking and Finance*, 26, 1505–1518.

Acerbi, C. és Tasche, D. (2002): On the coherence of expected shortfall. *Journal of Banking and Finance*, 26 (7), 1487–1503.

Acerbi, C. és Székely, B. (2014): Backtesting Expected Shortfall. *Risk Magazine*, 27, 76–81.

Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T. és Richardson, M. (2017): Measuring Systemic Risk. *The Review of Financial Studies*, 30 (1), 2–47.

Adrian, T. és Brunnermeier, M. K. (2016): CoVaR. *The American Economic Review*, 106 (7), 1705–1741.

Aldasoro, I., Gatti, D. D. és Faia, E. (2017): Bank networks: Contagion, systemic risk and prudential policy. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 142 (C), 164–188.

Aldasoro, I. és Alves, I. (2017): Multiplex interbank networks and systemic importance - An application to European data. BIS Working Papers, 603, Bank for International Settlements.

Allen, F. és Babus, A. (2009): Networks in finance. In: Kleindorfer, P., Wind, J. (Eds.), *The Network Challenge*. Wharton School Publishing.

Balog, D. (2018): Tőkeallokáció a biztosítási szektorban, elméleti és gyakorlati megközelítésben, PhD értekezés.

Balog, D., Bátyi, T., Csóka, P. és Pintér, M. (2011): Tőkeallokációs módszerek és tulajdonságai a gyakorlatban. *Közgazdasági Szemle*, LVIII (július–augusztus), 619–632.

Balog, D., Bátyi, T., Csóka, P. és Pintér, M. (2017): Properties and comparison of risk capital allocation methods. *European Journal of Operational Research*, 259 (2), 614–625.

Banai, Á., Kollarik, A. és Szabó-Solticzky, A. (2013): Az egynapos FX-swappiac topológiája. *MNB Tanulmányok*, 108, 2013. november.

Basel Committee on Banking Supervision (2012): A framework for dealing with domestic systemically important banks. BCBS, 2012.

Basel Committee on Banking Supervision (2013): Global systemically important banks: updated assessment methodology and the additional loss absorbency requirement. BCBS, 2013.

Berlinger, E., Michaletzky, M. és Szenes, M. (2011): A fedezetlen bankközi forintpiac hálózati dinamikájának vizsgálata a válság előtt és után. *Közgazdasági Szemle*, LVIII (március), 229–252.

Bongini, P., Nieri, L. és Pelagatti, M. (2015): The importance of being systemically important financial institutions. *Journal of Banking & Finance*, 50, 562–574.

Boonen, T., De Waegenaere, A. és Norde, H. (2012): A Generalization of the Aumann-Shapley Value for Risk Capital Allocation Problems. *CentER Discussion Paper Series*, 2012-091.

- Borsos, A. és Mérő, B. (2020): Shock Propagation in the Banking System with Real Economy Feedback. MNB Working Papers, 6.
- Brownlees, C. T. és Engle, R. F. (2012): Volatility, Correlation and Tails for Systemic Risk Measurement. SRN Electronic Journal, 2012 október.
- Brunnermeier, M. K. és Cheridito, P. (2019): Measuring and Allocating Systemic Risk. Risks. 7 (2), 46.
- Buch, A. és Dorfleitner, G. (2008): Coherent risk measures, coherent capital allocations and the gradient allocation principle. Insurance: Mathematics and Economics, 42 (1), 235–242.
- Busch, P., Cappelletti, G., Marincas, V., Meller, B. és Wildmann, N. (2021): How useful is market information for the identification of G-SIBs? Occasional Paper Series, 260, European Central Bank.
- Castro, C. és Ferrari, S. (2014): Measuring and testing for the systemically important financial institutions. Journal of Empirical Finance, Elsevier, 25.
- Correia, S., Luck, S. és Verner, M. (2024): Failing Banks. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, 1117, 2024 szeptember.
- Csóka, P. (2003): Koherens kockázatmérés és tőkeallokáció. Közgazdasági Szemle, L (október), 855–880.
- Csóka, P., Herings, P. J. J. és Kóczy, L. (2009): Stable allocations of risk. Games and Economic Behaviour, 67, 266–276.
- Csóka, P., Herings, P. J. J. és Kóczy, L. (2007): Coherent Measures of Risk from a General Equilibrium Perspective. Journal of Banking and Finance, 31 (8), 2517–2534.
- Csóka, P. és Pintér, M. (2016): On the impossibility of fair risk allocation. The B.E. Journal of Theoretical Economics, 16 (1), 143–158.
- Dehez, P. (2017): On Harsanyi Dividends and Asymmetric Values. International Game Theory Review, 19 (3), 2017.
- Denault, M. (2001): Coherent allocation of risk capital. Journal of Risk, 4 (1), 1–34.
- Drehmann, M. és Tarashev, N. (2013): Measuring the systemic importance of interconnected banks. Journal of Financial Intermediation, 22 (4), 586–607.
- EBA (2020): EBA Report on the Appropriate Methodology To Calibrate O-SII Buffer Rates. EBA/Rep/2020/38, 2020. december 22.
- Eisenberg, L. és Noe, T. (2001): Systemic Risk in Financial Systems. Management Science, 47, 236–249.
- FitchRatings (2024): Global Corporate Finance 2023 Transition and Default Study. Transition and Default Studies (fitchratings.com), 2024. július 30.
- Furfine, G. (2003): Interbank exposures: Quantifying the risk of contagion. Journal of Money, Credit and Banking, 1, 111–128.
- Garcia, L., Lewrick, U. és Sečník, T. (2021): Is window dressing by banks systemically important? BIS Working Papers, Monetary and Economic Department, 960.
- Gauthier, C., Lehar, A. és Souissi, M. (2012): Macroprudential capital requirements and systemic risk. Journal of Financial Intermediation, 21 (4), 594–618.

- Goodhart, C. és Segoviano, M. (2008): Banking Stability Measures. IMF Working Paper, Washington.
- Gordy, M. (2003): A risk-factor model foundation for ratings-based bank capital rules. *Journal of Financial Intermediation*, 12 (3), 199–232.
- Homburg, C. és Scherpereel, P. (2008): How should the cost of joint risk capital be allocated for performance measurement? *European Journal of Operational Research*, 187, 208–227.
- Hougaard, J. L. és Smilgins, A. (2016): Risk capital allocation with autonomous subunits: The Lorenz set. *Insurance: Mathematics and Economics*, 67, 151–157.
- Huang, X., Zhou, H. és Zhu, H. (2010): Assessing the Systemic Risk of a Heterogeneous Portfolio of Banks during the Recent Financial Crisis. *BIS Working Papers*, 296.
- Idier, J., Lamé, G. és Mésonnier, J. S. (2013): How useful is the Marginal Expected Shortfall for the measurement of systemic exposure? A practical assessment. *ECB Working Paper Series*, 1546.
- Kadan, O., Liu, F. és Liu, S. (2016): Generalized Systematic Risk. *American Economic Journal: Microeconomics*, 8 (2), 86–127.
- Kalkbrener, M. (2005): An axiomatic approach to capital allocation. *Mathematical Finance*, 15 (3), 425–437.
- Kim, J. H. T. és Hardy, M. R. (2009): A capital allocation based on a solvency exchange option. *Insurance: Mathematics and Economics*, 44 (3), 357–366.
- Koyluoglu, U. és J. Stoker (2002): Honour your contribution. *Risk*, 15, 90 – 94.
- Lublóy, Á. (2005): Dominóhatás a magyar bankközi piacon. *Közgazdasági Szemle*, LII (április), 377–401.
- Mas-Colell, A., Whinston, M. D. és Green, J. R. (1995): *Microeconomic Theory*. Oxford University Press, Oxford.
- Montagna, M. és Kok, C. (2016): Multi-layered Interbank Model for Assessing Systemic Risk. *Macroprudential Research Network*, European Central Bank, 1944.
- Müller, J. (2006): Interbank Credit Lines as a Channel of Contagion. *Journal of Financial Services Research*, 29 (1), 37–60.
- Shapley, L. S. (1953): A value for n-person games. *Contributions to the Theory of Games*, 2, 307–317.
- Szini, R. (2021): Hálózatzelméleti megközelítések a rendszerkockázat modellezésében, PhD értekezés, 2021.
- Tarashev, N., Borio, C. és Tsatsaronis, K. (2009): The systemic importance of financial institutions. *BIS Quarterly Review*, 2009 szeptember.
- Tarashev, N., Tsatsaronis, K. és Borio, C. (2015): Risk Attribution Using the Shapley Value: Methodology and Policy Applications. *Review of Finance*, 20 (3), 1–25.
- Tarashev, N. és Zhu, H. (2008): Specification and Calibration Errors in Measures of Portfolio Credit Risk: The Case of the ASRF Model. *International Journal of Central Banking*, 4 (2), 129–173.
- Tasche, D. (2002): Expected Shortfall and Beyond. *Journal of Banking and Finance* 26 (7), 1519–1533.
- Tasche, D. (2014): Expected Shortfall is not elicitable. So what? Presentation held at the University of Hannover, 2014 január 23. https://www.stochastik.uni-hannover.de/fileadmin/institut/pdf/Talk_Tasche.pdf.

Upper, C. (2011): Simulation methods to assess the danger of contagion in interbank markets. *Journal of Financial Stability* 7 (3), 111–125.

Valdez, E. A. és Chernih, A. (2003): Wang's capital allocation formula for elliptically contoured distributions. *Insurance: Mathematics and Economics*, 33 (3), 517–532.

Van Gulick, G., De Waegenaere, A. és Norde, H. (2012): Excess based allocation of risk capital. *Insurance: Mathematics and Economics*, 50 (1), 26–42.

Webber, L. és Willison, M. (2011): Systemic Capital Requirements. Bank of England Working Paper, 436.

Weistoffer, C. (2011): Identifying systemically important financial institutions. Deutsche Bank Research, 2011.

Wheelock, D. C. és Wilson, P. W. (1995): Explaining Bank Failures: Deposit Insurance, Regulation, and Efficiency. *The Review of Economics and Statistics*, 77 (4), 689–700.

8. Függelék

8.1. AZ EURÓPAI BANKHATÓSÁG ÁLTAL KIDOLGOZOTT AZONOSÍTÁSI ALAPMÓDSZERTAN FŐBB ELEMEI

Annak érdekében, hogy az Európai Unióban lehetőség szerint egységes és a G-SII-kre vonatkozó követelményekkel összhangban legyen az O-SII-k kezelése, az EBA iránymutatást adott ki az O-SII-k azonosítási és értékelési módszertanára vonatkozóan²². Az iránymutatás szerint az azonosításnál négy mutatócsoport alapján tíz, részesedésalapú mutatót kell majd összegezni (indikátoralapú megközelítés). A négy mutatócsoport esetében egy 0 és 10000 közötti pontszám kerül meghatározásra, ami alapján minden érintett intézmény kap egy összesített pontszámot is (a négy mutatócsoport azonos, 25 százalékos súlyozást kap az összesített pontszám meghatározásakor, így az összesített pontszám esetében is 0 és 10000 közötti pontszámok lehetségesek). A négy csoport a méretet, a pénzügyi közvetítésben betöltött funkciók jelentőségét (helyettesíthetőségét), a komplexitást (derivatívák, határon átnyúló kitettségek) és a pénzügyi szervezetekkel fennálló összekapcsoltságot reprezentáló indikátorokat tartalmazza. Egy rögzített határérték (350 pont) feletti pontszámot elérő intézmények mindenképpen O-SII-nek minősülnek, ráadásul a bankrendszer sajátosságainak és az egyes bankok pontszámainak alakulása alapján a tagállami hatóságok a 350 pontos szttenderd küszöbértéket ± 75 pontos sávon belül módosíthatják. Ezen túlmenően a tagállami sajátosságokat jobban megragadó kvalitatív értékelés és kiegészítő indikátorok alapján a határértéktől korlátozott mértékben eltérő intézmények is kaphatnak O-SII minősítést, amennyiben ezt a hatóság megfelelő indoklással alátámasztja.

8.1. táblázat

Az Európai Bankhatóság (EBA) által kidolgozott azonosítási alapszertan főbb indikátor csoportjai

	A kockázat jellege	Alap indikátorok
Komplexitás	Határon és piacokon átvélő tevékenységek mértéke	1. Határon túli követelések 2. Határon túli kötelezettségek 3. OTC derivatívák
Méret	A lehetséges veszteségek és fertőzési hullámok relatív nagysága	4. Mérlegfőösszeg-alapú részesedés
Összekapcsoltság	A pénzügyi hálózati felépítésből fakadó áttételes kockázatok	5. Pénzügyi intézmények közötti kitettségek 6. Pénzügyi intézmények közötti kötelezettségek 7. Hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok állománya
Jelentőség (Helyettesíthetőség)	A reálgazdasági közvetítői szerep kieséséből fakadó kockázat nagysága	8. Részesedés a fizetési forgalomban 9. Magánszektor betétei (EU szint) 10. Magánszektor hitelei (EU szint)

Forrás: EBA.

Az iránymutatásban szereplő módszertan kiegészíthető országspecifikus addicionális indikátorokkal (ez a régiós országok és hazánk szempontjából mindenképpen indokolt, lásd hálózati elemzések), másrészt az csak az azonosítási módszertanra vonatkozik, a konkrét tőkepuffer előírása, mértékének meghatározása, differenciálása alapvetően a nemzeti hatóságok döntési körébe tartozik az eurozónán kívüli tagállamok esetében. Az eurozónán belül – a Bankunió keretei miatt – ez

²² <https://www.eba.europa.eu/-/eba-publishes-criteria-to-assess-other-systemically-important-institutions-o-siis>

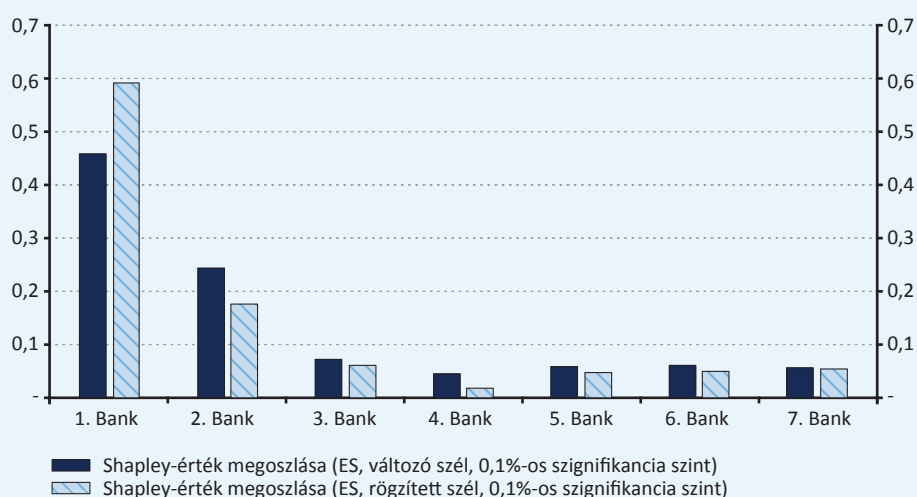
a döntési jogkör némiképp megoszlik az EKB és a nemzeti hatóságok között: az EKB egy lépcsős, alsó küszöbnek való megfelelést vár el az O-SII tőkepufferráták megállapítása során a tagállami hatóságoktól.

A jelenlegi indikátor lista elemei a következő évek tapasztalatai alapján még felülvizsgálatra kerülhetnek. Általános alapelvként megállapítható, hogy a szabályozó célja az indikátorok olyan „csomagjának” összeállítása, amely az egységesség, egyszerűség és átláthatóság mellett a lehető legpontosabban ragadja meg annak a veszteségnek a relatív nagyságát, amit egy rendszerszinten jelentős intézmény krízise okoz a pénzügyi rendszer többi szereplőjének, valamint a pénzügyi közvetítés és pénzügyi infrastruktúra sérülésével a realgazdasági szereplőknek.

8.2. A RENDSZERSZINTŰ ALLOKÁCIÓ ÖSSZEVETÉSE RÖGZÍTETT ÉS VÁLTOZÓ ELOSZLÁSSZÉL MEGKÖZELÍTÉS MELLETT

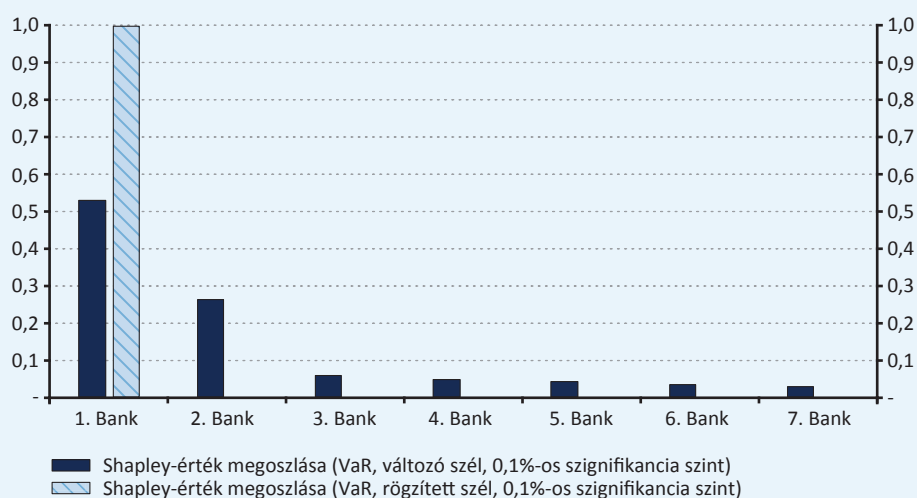
8.1. ábra

A hazai O-SII-k rendszerszintű kockázat allokációja Shapley érték alapján (Expected Shortfall kockázati mérték alkalmazásával, 1. scenárió)



8.2. ábra

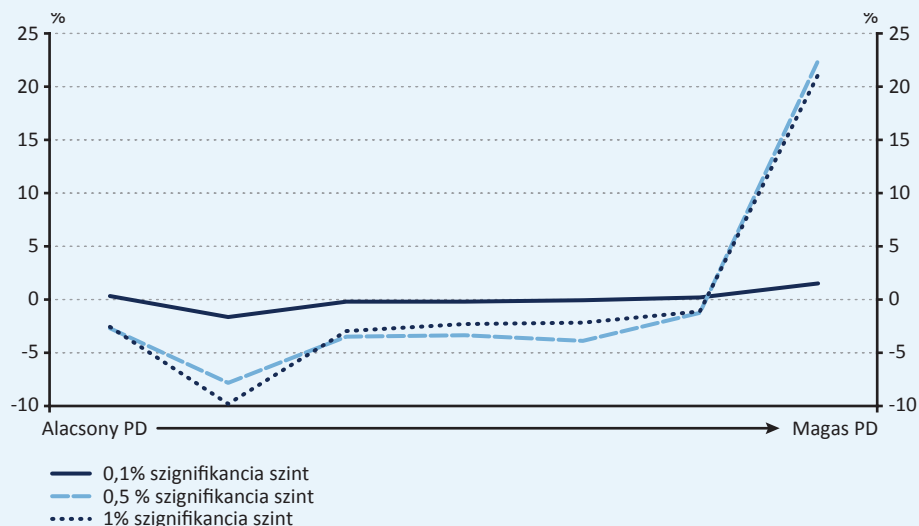
A hazai O-SII-k közötti rendszerszintű kockázat allokációja Shapley érték alapján (Value at Risk kockázati mérték alkalmazásával, 1. scenárió)



8.3. ÁBRÁK A ROBUSZTUSSÁG VIZSGÁLATHOZ

8.3. ábra

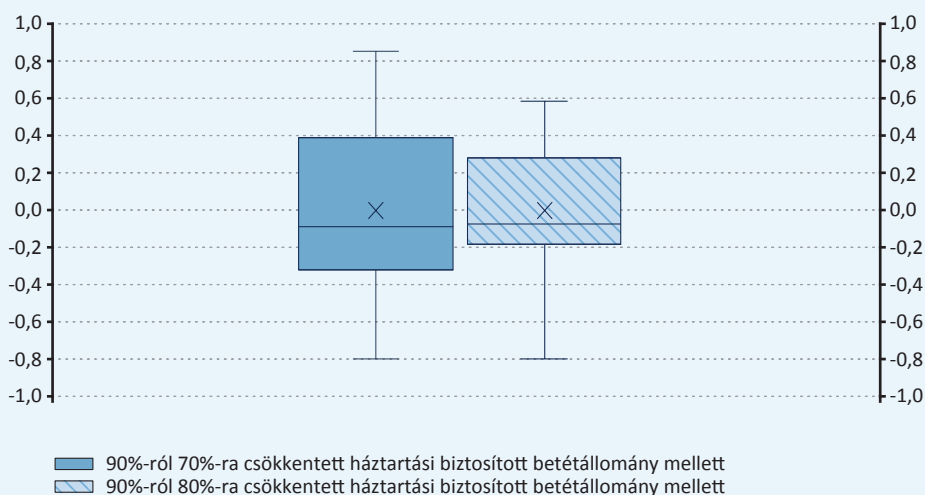
A hazai O-SII-k Shapley érték-alapú rendszerszintű kockázatallokációjának változása különböző banki PD-k mellett



Megjegyzés: ES kockázati mérték és változó eloszlással alkalmazásával. A százalékpontos változás az egyedi banki PD-k alapján becsült és a minden intézményre azonos PD alapján becsült Shapley érték-alapú allokáció különbségéből adódik. Az ábrán az egyes O-SII-kra vonatkozó Shapley érték változás adatokat PD szerinti növekvő sorrendben ábrázoltuk.

8.4. ábra

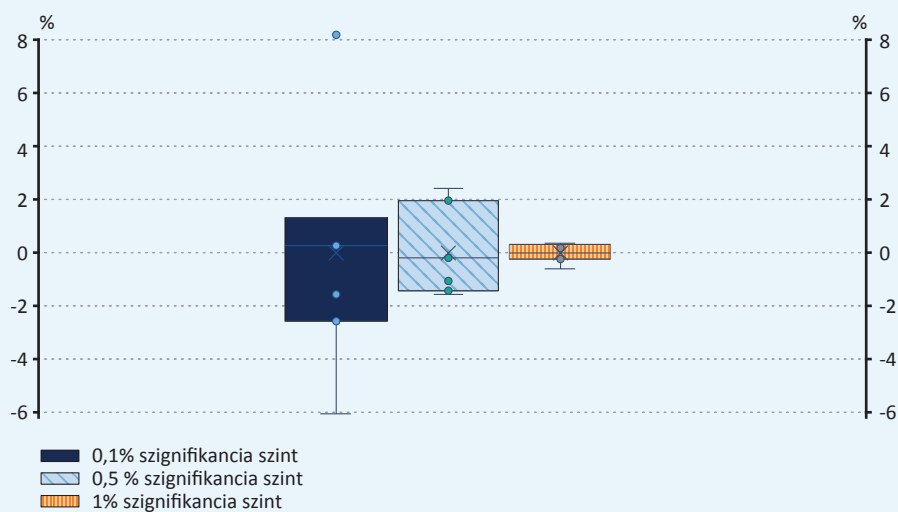
A hazai O-SII-k Shapley érték-alapú rendszerszintű kockázatallokációjának változása különböző háztartási biztosított betéti arány mellett



Megjegyzés: ES kockázati mérték és változó eloszlással alkalmazásával, 99,9-es konfidencia szint mellett. Az ábrán az O-SII intézményekre vonatkozó Shapley érték különbség átlagát, mediánját, alsó és felső kvartiliséit, illetve minimumát és maximumát ábrázoltuk. A függőleges tengelyen százalékpontban láthatók az adatok.

8.5. ábra

A hazai O-SII-k Shapley érték-alapú allokációjának különbsége éves eszközérték-változásból számolt korrelációs mátrix, illetve ROA alapján számolt kovariancia mátrix alkalmazásával



Megjegyzés: Expected Shortfall kockázati mérték és változó eloszlással alkalmazásával. Az ábrán az O-SII intézményekre vonatkozó Shapley érték különbség átlagát, mediánját, alsó és felső kvartiliséit, illetve minimumát és maximumát ábrázoltuk. A függőleges tengelyen százalékpontban láthatók az adatok.

MNB-TANULMÁNYOK 155.
A RENDSZERSZINTŰ KOCKÁZAT SHAPLEY-ÉRTÉK ALAPÚ ALLOKÁCIÓJA
A MAGYAR BANKRENDSZER ESETÉBEN
2025. szeptember

Nyomda: Prospektus Kft.
8200 Veszprém, Tartu u. 6.

mnb.hu

©MAGYAR NEMZETI BANK

1054 BUDAPEST, SZABADSÁG TÉR 8-9.