



Közzététel: 2025. június 18.

A tanulmány címe:

A közép- és kelet-európai bankok jövedelemminőségének mérése

Szerzők:

SZÜCS TAMÁS

a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaság-tudományi Kara Pénzügy és Számvitel Intézetének docense

E-mail: szucs.tamas@ktk.pte.hu

VÁRKONYI PATRIK

a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaság-tudományi Kara Pénzügy és Számvitel Intézetének tudományos munkatársa

E-mail: varkonyi.patrik.laszlo@ktk.pte.hu

ERB EDINA

a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaság-tudományi Kara Pénzügy és Számvitel Intézetének adjunktusa

E-mail: cziglerne.erb.edina@ktk.pte.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2025.06.hu0568>

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átdadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:
„Forrás: Statisztikai Szemle c. folyóirat 103. évfolyam 6. számában megjelent, **Szücs Tamás–Várkonyi Patrik–Erb Edina** által írt, **A közép- és kelet-európai bankok jövedelemminőségének mérése** című tanulmány (link csatolása)”
7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem feltétlenül esnek egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Szücs Tamás – Várkonyi Patrik – Erb Edina

A közép- és kelet-európai bankok jövedelemminőségének mérése*

Banks in Central and Eastern Europe measuring the quality of earnings

Szücs Tamás, a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaság-tudományi Kara Pénzügy és Számvitel Intézetének docense
E-mail: szucs.tamas@ktk.pte.hu

Várkonyi Patrik, a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaság-tudományi Kara Pénzügy és Számvitel Intézetének tudományos munkatársa

E-mail: varkonyi.patrik.laszlo@ktk.pte.hu

Erb Edina, a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaság-tudományi Kara Pénzügy és Számvitel Intézetének adjunktusa
E-mail: cziglerne.erb.edina@ktk.pte.hu

Tanulmányunkban a jövedelemminőség mérésének lehetőségeit, valamint az arra ható tényezőket vizsgáljuk 130 közép-kelet-európai banknak és hozzájuk kapcsolódó anyabankoknak a 2006–2022-ig tartó időszakra vonatkozó adatai alapján. A jövedelemminőséget befolyásoló tényezők között az anya-leánybanki státusz, az országba való tartozás és a tulajdonosváltás megítélése, illetve a menedzsment összetétele kerül elemzésre. A gazdálkodási adatokat figyelembe véve a bank mérete, a tőkmegfelelőség nagysága, a valós értékelés szerepe, a nem teljesítő kintlévőségek aránya és erre képzett értékvesztés mértéke alapján elemeztük a jövedelemminőség erősségét az érintett bankoknál. A vizsgálat eredményeképpen megállapítható, hogy fontos szerepet játszik a régiós bankok, illetve bankcsoportok esetében a jövedelemminőség alakulásánál a leányvállalati kapcsolat, az adott ország szabályrendszere, az igazgatótanács összetétele, a bank mérete, a valós értékelés aránya és a nem teljesítő kintlévőség megfelelő kezelése.

Kulcsszavak: átlagos jövedelemminőség, anya-leánybank, bankvezetés

This study examines the measurement of earnings quality and the factors affecting it using data from 2006–2022 for 130 banks in Central and Eastern Europe and their parent banks. Among the factors affecting earnings quality, parent- subsidiary bank status, perceptions of country affiliation and ownership change, and management composition are analysed. Taking into account the management data, I examined the strength of earnings quality in the banks concerned based on the size of the bank, the size of capital adequacy, the role of fair valuation, the size of the bank, the proportion of non-performing loans and the level of impairment loss recognized on these loans. As a result of the study, it can be concluded that the importance of the subsidiary relationship, the regulatory regime of the country, the composition of the board of directors, the size of the bank, the fair valuation ratio and the appropriate treatment of non-performing loans and advances is important for the development of earnings quality in regional banks and banking groups.

Keywords: average earnings quality, parent-subsidiary bank, bank management

* A TKP2021-NKTA-19 számú projekt az Innovációs és Technológiai Minisztérium Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Alapból nyújtott támogatásával, a TKP2021-NKTA pályázati program finanszírozásában valósult meg.

A pénzügyi kimutatások az elsődleges információforrások a gazdálkodó szervezetek teljesítményére és jövedelemezőségére vonatkozóan. A banki teljesítmény mérésének egy legfőbb mutatószáma a leggyakrabban a számviteli beszámolóban kimutatott nettó jövedelem (adózott eredmény), amely a bank belső és külső stakeholderjei számára rendkívül fontos jelentőséggel bír. A kimutatott jövedelem nagysága, tartóssága igazolhatja a bankmenedzsment teljesítményét, illetve a tulajdonosok által megfogalmazott megtérülési elvárásokat. A megfelelő jövedelemezőség megalapozottabb döntéseket vonhat maga után a befektetők részéről a bank, illetve annak részvényeivel kapcsolatban. Természetesen fontos kiemelni a bankok esetében az ügyfeleket is, hiszen egy tartósan pozitív eredménnyel rendelkező hitelintézmény a pénzügyi rendszerbe fektetett bizalmat is növeli. A jövedelem tehát a döntéshozatal egyik kulcstényezője (*Schipper–Vincent, 2003*). A 2008–2009-es pénzügyi válság, illetve a pandémia minden ország bankrendszerében változásokat indukált, főként a szabályozórendszerekben, a banki piaci részesedésekben, a tulajdonosi struktúrákban. A jövedelemminőség kérdése nemcsak a kutatók, hanem gyakorlati szakemberek és standardalkotók figyelmét is felkeltette az utóbbi egy-másfél évtizedben.

A jövedelem minőségének fogalmát nehéz egzaktan megfogalmazni. A szakirodalom a fogalomnak számos aspektusát öleli fel, egyedi, önálló definíció nem létezik. A jövedelemminőség egy gazdálkodó egység pénzügyi helyzetének egyik fontos értékelése, továbbá a számviteli rendszerének szignifikáns összefoglalója (*Menicucci, 2020*). *Dechow és szerzőtársai (2010)* szerint a jövedelemminőség definícióját a következőképp lehetne megfogalmazni: „A jobb minőségű eredmény több információt ad a cég pénzügyi teljesítményének azon jellemzőiről, amelyek relevánsak egy adott döntéshozó által hozott konkrét döntés szempontjából.” Három fő karakterét határozzák meg:

1. A minőség attól függ, mennyire releváns az adott döntés meghozatala szempontjából, tehát nem egy univerzális fogalom, és nem választható el attól a kontextustól, amelyben a döntés megszületik.
2. A jövedelem minősége attól függ, képes-e megragadni a vállalat teljesítményének releváns szempontjait.
3. A jövedelem minősége nemcsak attól függ, hogy a benne foglalt információ mennyire releváns a vállalat teljesítményére, hanem attól is, hogy a számviteli rendszer hogyan rögzíti és továbbítja ezeket az információkat (*Dechow et al., 2010*).

Dechow és szerzőtársai (2010) szerint a magas jövedelemminőség több információt szolgáltat a cég pénzügyi teljesítményéről, amelyek relevánsak lehetnek egy döntéshozó számára egy adott döntés meghozatalához. A definíció megerősíti,

hogy a magas színvonalon elkészített pénzügyi kimutatások hűen tükrözik a vállalatok jövedelmezőségi folyamatát a beszámoló felhasználói számára. *Dechow és Schrand (2004)* kutatásuk során három szempontot fogalmaz meg a magas jövedelemminőség kapcsán: (1) a beszámolóban szereplő jövedelem tükrözi a cég jelenlegi teljesítményét, (2) a cég jövőbeli működési teljesítményének jó indikátora lehet, és (3) számszerűsíti a vállalat értékét. *Barth és Schipper (2008)* szerint a magas jövedelemminőség azt jelenti, hogy az adott cég kevésbé alkalmazza a jövedelemmenedzsmentet, ami a beszámoló manipulálásának, elfogultságának hiányára utal. Jövedelemmenedzsment alatt *Levitt (1998)* azt érti, hogy az egyes számviteli döntéseket konkrét, a vezetés által megfogalmazott célok érdekében hozzák meg, és nem a vállalat tényleges teljesítményét tükrözik. *Datta és szerzőtársai (2013)* tanulmányukban az egyes vállalatok árképzési erejének hatását vizsgálják a jövedelemminőségre. Megállapítják, hogy minél erősebb az adott iparági verseny, annál nagyobb a jövedelemmenedzsment szerepe, az eredmény manipulálására egyre nagyobb igény mutatkozik a versenyelőny fenntartása végett. *Kim és Yi (2021)* azt emeli ki, hogy a számviteli információk manipulálása növeli a tőke költséget. A pénzügyi kimutatások kulcsfontosságúak a hitelezők számára a partner kockázatának felméréséhez. *Gaio és Raposo (2011)* szerint a befektetők nagyobb figyelmet fordítanak az eredményességre a cég értékének, teljesítményének jobb megértéséhez, illetve a helyes befektetési döntések meghozatalához.

Az 1990-es évek eleje óta a közép- és kelet-európai (CEE-) országok számos olyan reformot hajtottak végre, amelyek nemcsak gazdaságaik, hanem bankrendszereik szervezését és szerkezetét is alaposan megváltoztatták. A történelmi örökség részeként az állami tulajdonban lévő bankokat privatizálták, illetve a piacgazdaság részeként sok más, elsősorban külföldi tulajdonú bankok léptek be ezekre a piacokra a „zöldmezős” alapon. A piacok nyitottsága, illetve a szabályozási környezet hiányosságai miatt a bankok sérülékenyekké váltak mind a hazai, mind a külső gazdasági és pénzügyi zavarok miatt. Több válsághelyzet befolyásolta e piacok szerkezetét, a bankok tulajdonjogát, befektetési magatartását, és rámutatott arra, hogy a CEE-bankok mennyire sérülékenyek. A közép- és kelet-európai piacokon több bankcsőddel találkozhattunk az elmúlt három évtizedben. Folyamatos változások tapasztalhatók a túlélő bankok tulajdonosi struktúráiban, mindezek ösztönözték a bankfelügyeleti hatóságokat arra, hogy „megtisztítsák” és stabilizálják országuk bankjait, főként a banki szabályozottság megerősítésével.

Jelen kutatás 130 közép- és kelet-európai bank és 16 anyabank 2006–2022-es adataira alapozva vizsgálja meg, hogy statisztikai módszerekkel is igazolható-e az egyes bankok esetében az, hogy a jövedelemminőség alakulására hatással van az anya-leányvállalati kapcsolat, a menedzsment összetétele, a tulajdonosváltások, illetve az adott ország szabályozási környezete. Kontrolladatként több gazdálkodási adat kerül alkalmazásra, mint például a mérlegfőösszeg, a valós értékelés szerepe,

a nem teljesítő kintlévősége aránya, a képzett értékvesztés mértéke. Az elmúlt időszakban az európai országokban a bankfelügyeletnek vagy a tőzsdék a válságra reagálva új szabályok (IFRS 13, IFRS 9) révén egy erősebb kontrollt kívántak kialakítani a jövőben lehetséges pénzügyi anomáliák elkerülése végett. A 21. századi pénzügyi szektor folyamatos átalakuláson megy keresztül – beolvadások, egyesülések nyomán –, aminek célja a tulajdonosok számára tartós, megbízható jövedelem biztosítása a szabályozási környezet adta lehetőségek között. A régióban 16 meghatározó bankcsoport folytat szolgáltató tevékenységet, amelyek piaci részaránya folyamatosan változik az egyes országokban.

1. Szakirodalmi áttekintés

A tanulmány első verziója 2019-ben készült el, a *XIII. Pécsi Pénzügyi Napok – Új kihívások és lehetőségek* című konferenciára, ahol előadás formájában és a hozzá kapcsolódó konferenciakötetben jelent meg. A konferenciaelőadás során feldolgozott adatbázis 84 régiós bankot ölelt fel, a 2006–2018-ig tartó gazdálkodási évekre vetítve. A vizsgálat négy magyarázó tényezőt vett figyelembe: az anya-leányvállalati kapcsolatot, az országbeli hovatartozást, a *management board* összetételét és a vagyonallokációt (Szücs–Ulbert, 2019). A számviteli és a pénzügyi tanulmányokban a jövedelem minőségének fogalma általában két dimenzióban fogalmazódik meg. Az egyik nézőpontot úgy nevezhetjük, hogy döntéshasznossági perspektíva, míg a másikat gazdasági alapúnak (Kamarudina–Ismail, 2014). An (2017) cikkében a döntéshasznosság és az elszámolhatóság szempontjából közelíti a jövedelemminőséget (*earnings quality, EQ*) fogalmát. A döntéshasznosság szerint a jövedelemminőség magas, ha a bevételi számok hasznosak a döntéshozatal szempontjából. Dechow és Schrand (2004) szerint magas a jövedelem minősége, amennyiben az adott évi eredmény tükrözi a cég jelenlegi működési teljesítményét, alkalmas a jövőbeli teljesítmény meghatározására, jó alapot szolgáltat a vállalat értékének meghatározásához, és a jelenlegi részvényár tükrözi annak belső értékét. Kirschenheiter és Melumad (2004) szerint magas minőségű az a jövedelem, amely sokkal informatívabb, és közelebb van a cég hosszú távú vállalati értékéhez. A jelenlegi jövedelmek jó minőségűek, ha a jövőbeni jövedelmek megbízható mutatóiként használhatók (Penman, 2003), vagy szoros kapcsolatban állnak a jövőbeni működési cash flow-val (Cohen, 2003). A gazdasági alapú megközelítésben Schipper és Vincent (2003) a jövedelem minőségét hicksi jövedelemként definiálja, amellyel „valós” jövedelemmel való korrelációt lehet mérni. Yee

(2006) szerint a jövedelem minősége két elemtől függ: a fundamentális és a beszámolóbeli jövedelemtől. Yee (2006), valamint Mikhail és szerzőtársai (2003) szerint a jövedelem minősége azon alapszik, hogy a beszámolóbeli jövedelem milyen gyorsan és pontosan tud reagálni a fundamentális jövedelemre. Hodge (2003) a jövedelem minőségét úgy határozza meg, hogy a beszámolóbeli jövedelem milyen mértékben tér el a jövőbeli jövedelmektől. Mikhail és szerzőtársai (2003) szerint az EQ annak a mérőszáma, hogy a vállalat korábbi jövedelme milyen mértékben képes hozzájárulni a jövőbeli jövedelméhez.

Ewert és Wagenhofer (2005), Barth és Schipper (2008), valamint Dichev és szerzőtársai (2013) szerint a magas minőségű számviteli standardok csökkentik a jövedelemmenedzsment szerepét, és növelik a számviteli beszámoló minőségét. Francis és szerzőtársai (2004) szerint a jövedelem minősége számviteli alapú vagy piaci alapú. Francis és szerzőtársai (2003) számviteli megközelítésben a jövedelmeket pénzbevételek és -kiadásokként értékelik, míg piaci alapú megközelítésben a hozamok, árfolyamok határozzák meg a jövedelmet. A vizsgálat eredményeként megállapítják, hogy a beszámoló felhasználói, a befektetők számára a számviteli jellemzők (állandóság, kiszámíthatóság) fontosabbak, mint a piaci alapú eredmény jellemzői (értékrelevancia, időszerűség, konzervativizmus). Sodan (2015) kutatása szerint a valós értékelésből származó eredményhatások az egyéb átfogó eredmény révén negatív hatást gyakorolnak a vállalatok és a bankok aggregált jövedelemminőségére, és a valós értékelésen nyugvó eszközarányos jövedelemezőség mutatója alacsonyabb szignifikanciaszint mellett bír magyarázóerővel a jövedelemminőség esetében. Barth (2000) szerint a valós értékelésben történő változás, valamint a nem realizált valós értékelésből származó eredmény hatással van a vállalkozás jövőbeli teljesítményére. Szücs és szerzőtársai (2019) 128 európai bank körében végzett vizsgálata megállapítja, hogy a valós értékelés nagyobb mértékű alkalmazása magasabb átlagos jövedelemminőséget eredményez, de ez a jelenség csak a tőzsdei bankoknál figyelhető meg.

A cégméretet gyakran használják a jövedelemminőség magyarázóváltozójaként, de az eredmények ellentmondásosak. Néhány publikált kutatásban a jövedelem minősége a cég méretével együtt növekszik (Gaio–Raposo, 2014), míg más tanulmányokban a szerzők a méret negatív hatását mutatják ki az EQ-ra (Cohen, 2003; Takács et al., 2020). A nagy, diverzifikált tevékenységgel rendelkező banki holdingtársaságok jelentős nyereséget realizálnak a költséghatékonyságból és a piaci részesedés növelésének lehetőségéből, ugyanakkor szervezeti felépítésük komplexitása akadályozza az anyavállalatokat a leányvállalatok kontrolljában. A leányvállalat és a pénzügyi kimutatás minősége közötti kapcsolatot két kiegyenlítő hatás befolyásolja (Brickley et al., 2003; Berger et al., 2005). Robinson és Stocken (2013) amerikai multinacionális vállalatok működését vizsgálja, annak tükrében, hogy az egyes döntési jogokat leányvállalatokhoz való delegálását több tényező befolyásolja, a

klasszikus kulturális, gazdasági (versenytársak, beszállítók) vagy jogi különbségek mellett a számviteli szabályokat (devizaátváltási technikák) is figyelembe veszik a decentralizációról vagy centralizációról szóló döntésben. Az anyavállalatok részéről gyakori reakció, hogy egy rosszul decentralizált számviteli beszámolókészítéssel kapcsolatos jogokat nem vonják vissza, mert az számukra költséges megoldás lenne (Schroff et al., 2014). Robinson és Stocken (2013) kifejti, hogy döntési jogok nem megfelelő központosításának költségei alacsonyabbak, mint a döntési jogok nem megfelelő decentralizálásának költségei, másrésztől a nagy koncentrációjú bankok leányvállalatai céltartalék, elhatárolások képzésével kívánják a bevételeiket kiegyenlíteni annak érdekében, hogy a decentralizációból származó előnyöket megtudják tartani (Bouvatier et al., 2014). Hope és szerzőtársai (2017), valamint Lisowsky és Minnis (2018) vizsgálata szerint a zárt körű vállalatcsoportok magasabb jövedelemminőséggel rendelkeznek a zártkörű, önálló, független egyedi vállalatokhoz képest. Indoklásuk szerint a vállalatcsoportok sokkal nagyobb nyomás alatt vannak a stakeholderek által, mint az önállók. A kisebbségi tulajdonosok, a hitelezők, a beszállítókkal való intenzívebb kapcsolat miatt lényegesen nagyobb kihívásoknak vannak kitéve. A banki leányvállalatok beszámolási gyakorlatát tehát nemcsak banki, iparági és makroszintű tényezők befolyásolják, hanem a holding belső szerkezetéhez kapcsolódó jellemzők is. Az anyabank meghatározza a leánybankok számára az eredményelszámolás menetét és helyét (Beuselinck et al., 2018). Temesváry és Banai (2017) szerint az anyabankok jelentős szerepet játszanak a leánybankjaik hitelezési tevékenységében, amelyet a pénzügyi válság jelentős mértékben átalakított. A bankcsoportok pénzügyi válság előtti magasabb kockázatvállalása a válság idején a leányvállalatok hitelezési tevékenységének nagymértékű csökkenéséhez vezetett, ami alapjaiban érinti a banki jövedelem nagyságát. A kutatók kiemelik az anya- és a leánybankok közötti szoros kooperáció jelentőségét az adott ország hitelezési folyamatában.

Badnar és szerzőtársai (2019) szerint a jövedelemmenedzsment általános negatív megítélésével szemben a jövedelemkiegyenlítés nem feltétlenül a menedzsment önző szándékait tükrözi. A megkérdezett pénzügyi vezetők azzal érvelnek, hogy a beszámoló megítélése a kockázatkezelési stratégia részeként kell értelmezni, amely keretében a cash-flow volatilitásának csökkentése lehetővé teszi a bevételek kiszámíthatóságának elősegítését. Ball és szerzőtársai (2000) kiemelik, hogy a rossz befektetési döntések visszafordításában, illetve a stratégia megváltoztatásában és a gazdasági veszteségek időben történő figyelembevételében a vállalatirányítás fontos szerepet játszik. Véleményük szerint a hitelezők számára, akik a pénzügyi kimutatások legfőbb felhasználói, nagyobb jelentőséggel bír a veszteség ismerete, mint a nyereségé. A negatív információk hitelesebbek, mivel a menedzsment igyekszik túlbecsülni a jövedelmet, illetve a vagyon nagyságát (Ball et

al., 2000). Az óvatosság szerepet játszik a vállalatirányításban, mert a rossz befektetési döntések visszafordítása a vezetők számára költségesebb, mint a jó döntések folytatása.

Leventis és szerzőtársai (2013) szerint egy jól irányított bank lényegesen magasabb szintű feltételes konzervativizmust alkalmaz a pénzügyi beszámolási gyakorlatai során. A számviteli konzervativizmus a bankszektor esetében a kevésbé kockázatos befektetésekhöz kötődik. *Casciello és szerzőtársai (2025)* a kockázattal súlyozott eszközök szerepét és a jövedelemmenedzsmentet a számviteli konzervativizmus tükrében mutatják be, ahol a konzervativizmus hatással van a jövedelemgazdálkodásra, és javítja a hitelportfólió minőségét. A hitelportfólió minőségének javulása megakadályozza a felfelé irányuló tőkekezelést a portfólió kevésbé kockázatos eszközei miatt. *Norden és Stoian (2013)* tanulmányában 85 holland pénzintézet 2008 és 2012 közötti gazdálkodását vizsgálva megállapítja, hogy a jövedelemsimítás (*earnings smoothing*) olyan bankokra jellemző, amelyek stabil kockázattal súlyozott eszközökkel rendelkeznek, ami arra utal, hogy a bankok szimmetrikusan preferálják a stabil nyereséget és kockázatot.

Jarjabka és szerzőtársai (2024) kiemelik, hogy a nemzetközi együttműködés és a munkavállalók beilleszkedése egy kulturálisan eltérő munkakörnyezetbe fontos kérdés a nemzetközi üzleti életben és általában a nemzetközi humánerőforrás-menedzsmentben. Több kutatás foglalkozik a banki igazgatótanács összetétele és a banki teljesítmény összefüggéseivel, különböző eredményekkel. *Andres és Valledado (2008)* eredményei azt mutatják, hogy a menedzsment összetétele és mérete összefügg a menedzsment ellenőrzésére és tanácsadására való képességével, ahol a nagyobb és a nem független igazgatótanácsok hatékonyabbnak bizonyultak. *Patihan és Faff (2013)* kutatásából az derül ki, hogy az igazgatótanácsi struktúra fontos meghatározója a banki teljesítménynek, de eredményeik alapján arra a megállapításra jutottak, hogy a kis létszámú igazgatótanácsok általában javítják a banki teljesítményt, továbbá a független igazgatók és a női igazgatók bevonása csökkentheti a bankok igazgatótanácsának hatékonyságát. *Masulis és szerzőtársai (2012)* amerikai tőzsdei cégeknél vizsgálják a külföldi igazgatók szerepét a vállalati működésnél. Az 1998–2006-os időszakra vonatkozó kutatásuk amerikai tőzsdei cégekre irányul, megállapítják, hogy a külföldi igazgatókkal rendelkező cégek rosszabb pénzügyi teljesítményt nyújtanak, kevésbé hatékonyan vesznek részt a *board* ülésein, hajlamosak a beszámolási hibákra átsiklani, a vezetők túlzott mértékű javadalmazására, illetve kevésbé érzékenyek az igazgatósági tagok fluktuációjára. *Darmayanti és szerzőtársai (2022)*, valamint *Oxelheim és Randø (2003)* vizsgálatai arra irányulnak, hogy a *management board* etnikai, nemzetiségi összetétele milyen befolyással bír a jövedelemminőségre. Kezdeti feltételezéseik szerint egy olyan szervezet, amelyet változatos háttérű emberek csoportja irányít, minden

bizonynal a vállalat javára válik, mivel a csapattagoktól eltérő készségekkel és tudással rendelkeznek. Az indonéziai tőzsdén szereplő vállalkozások között, 467 megfigyelésen alapuló mintán elvégzett vizsgálatuk eredményeként megállapították, hogy az etnikai sokféleség ellentétes hatással van a jövedelem minőségére, vagyis etnikailag minél sokszínűbbek az igazgatók, annál gyengébb lesz a vállalat jövedelmi minősége. *Hooghiemstra és szerzőtársai (2015)* tanulmányukban egy 3249 megfigyelésből álló mintán, amelyben 586 nem pénzügyi, tőzsdén jegyzett skandináv cég is található, a 2001 és 2008 közötti időszakra vonatkozó elemzik a külföldi igazgatósági tagok által gyakorolt hatást a jövedelemmenedzsmentre. Eszerint nem feltétlenül előnyös külföldi igazgatót kinevezni az igazgatóságba, mivel hiányos ismeretekkel rendelkezik a nemzeti szabályok területén, és így kevésbé képes a helyi vezetők fegyelmezésében a jövedelemmenedzsmentet illetően. A nemzetközi gazdasági környezetben egyre inkább követelményként jelenik meg a hölgyek arányának növelése a felsővezetők körében. *Garcia-Mece és szerzőtársai (2015)* 2004 és 2010 közötti időszakra vonatkozó kutatásukban kilenc ország 159 bankjából álló minta felhasználásával készült empirikus bizonyítékai azt mutatják, hogy a nemek közötti sokszínűség növeli a bankok teljesítményét, míg a nemzeti sokszínűség gátolja azt. *Gavious és szerzőtársai (2012)*, *Francis és szerzőtársai (2015)*, *Arun és szerzőtársai (2015)*, *Kyaw és szerzőtársai (2015)*, valamint *Fan és szerzőtársai (2019)* megállapítják, hogy minél nagyobb a nők aránya a felsővezetésben, az annál kedvezőbb helyzet a jövedelemminőség tekintetében. A kutatások szerint a nők kommunikációja asszertívabb, viselkedésük empatikusabb és demokratikusabb, valamint a vállalat érdekeire nagyobb mértékben képesek összpontosítani, mint a férfiak.

2. Kutatási koncepció, adatok és módszertan

A tanulmányban az átlagos jövedelemminőségre ható tényező kerül elemzésre a közép-kelet-európai országok bankszektora kapcsán. A vizsgálatba bevont országok: Magyarország, Csehország, Szlovákia, Románia, Szlovénia, Szerbia, Montenegró, Horvátország, Albánia, Koszovó, Moldova, Észak-Macedónia, Ukrajna, Oroszország, valamint Bosznia-Hercegovina. Az érintett országok kiválasztása azal indokolható, hogy területükön azonos bankcsoportok leánybankjai működnek. A vizsgálatra 130 érintett közép- és kelet-európai banknak a 2006-tól 2022-ig terjedő időszakra vonatkozó adatait felhasználva került sor. Az érintett bankok között 28 olyan bank található, amely önálló, nem más bank leányvállalataként működik.

További 16 olyan bank szerepel a mintában, amely régió kívüli, az érintett bankok anyabankjainak 2006 és 2022 közötti gazdálkodási adatai is a vizsgálat részei. Az érintett anyabankok a következők: Intesa Sanpaolo, Unicredit, Raiffeisen Bank, Erste Bank, Sberbank, Société Générale, ProCredit, Addiko, NBG, Pireaus, Eurobank Ergasias és Credit Agricole. Az OTP Bank Nyrt. és NLB Banka kettős szereppel jelenik meg az adatbázisban, mint anyabank és mint a régió országainak önálló bankja.

1. táblázat

**A vizsgálatban szereplő bankok az érintett országokban való pozíciója
a mérlegfőösszeg alapján 2021-ben**

Position of the banks in the countries covered by the study by balance sheet total in 2021

Bankcsoport	CZ	SK	HU	RO	SI	HR	SRB	BIH
Erste	2	1	5	2	10	3	7	8
Intesa Sanpaolo		2	7	14	5	2	1	5
KBC	1	4	3					
NLB					1		3	3
OTP		9	1	8	3	4	2	
Raiffeisen	5	3	6	4		5	5	2
Sberbank	11 ^{a)}		14 ^{a)}		8 ^{b)}	8 ^{b)}	10 ^{b)}	3 ^{b)}
Société Générale	3			3				
Unicredit	4	5	4	5	4	1	4	1
Addiko					9	7	13	7
ProCredit				20			12	13
Credit Agricole				19			11	
Eurobank Ergasias							9	
Pireaus Bank								
NBG				15				

(A táblázat a következő oldalon folytatódik)

(folytatás)

Bankcsoport	BG	CNG	MK	KOS	MD	ALB	UKR
Erste		3	4		9		
Intesa Sanpaolo						4	24
KBC	3						
NLB		2	3	3			
OTP	2	1			3	5	9
Raiffeisen	6			1		3	5
Sberbank							13
Société Générale							
Unicredit	1						
Addiko		10					
ProCredit	10		6	2	4	9	15
Credit Agricole							10
Eurobank Ergasias							
Piraeus bank	4					7	
NBG			2				

a) 2022. március 2-i döntés értelmében befejezte a tevékenységét a cseh és a magyar leánybank, az érintett országok nemzeti bankfelügyeletei visszavonták működési engedélyét az orosz–ukrán háború következményeként.

b) 2022. március 2-i döntés értelmében a Sberbank szlovén, horvát, szerb és bosnyák leányvállalati felvásárlásra kerültek helyi bankok által.

Az átlagos jövedelemminőség (*average earnings quality*, AEQ) meghatározására a szakirodalom többféle módszertani eszközt kínál fel. A különböző módszereket három csoportba sorolhatjuk: időbeli elhatárolás alapú, bevételek pénzügyi áramának tulajdonságain alapuló, illetve piaci alapú módszerek. A tanulmányban a második csoportba tartozó, a bevételi áramon alapuló módszereket használjuk. Az AEQ a 2. táblázatban bemutatott számviteli tényezők együtteseként kerül számszerűsítésre.

2. táblázat

Az átlagos jövedelemminőség (AEQ) összetevői
Components of average earnings quality (AEQ)

AEQ-komponens megnevezése	Jelölése	Kiszámítása
Jövedelemstabilitás, perzisztencia (<i>persistence</i>)	PERS	Az $X_{it} = \Phi_{0,i} + \Phi_{1,i} X_{i,t-1} + v_{i,t}$ autoregresszív modell $\Phi_{1,i}$ paraméterének becsült értéke, ahol $X_{i,t}$ és $X_{i,t-1}$ a tárgyévi, illetve előző évi adózott jövedelmet jelöli
A jövedelem előre-jelezhetősége (<i>predictability</i>)	PRED	Az $X_{i,t} = \Phi_{0,i} + \Phi_{1,i} X_{i,t-1} + v_{i,t}$ autoregresszív modell véletlen tagjának becsült szórása: $PRED = \sigma(v_{i,t})$
A jövedelem változékonysága (<i>variance</i>)	VAR	A jövedelem ($X_{i,t}/LGT A_{i,t-1}$) vizsgált időszakon belüli szórása: $VAR = \sigma(X_{i,t})/LGT A_{i,t-1}$, ahol $LGT A_i$ a mérlegfőösszeg logaritmus értéke
Mesterséges simítás mértéke (<i>earnings smoothing</i>)	SMOOTH	Az adózott eredmény ($X_{i,t}$) szórásának és a működési cash-flow ($CFO_{i,t}$) szórásának hányadosa: $SMOOTH = \sigma(X_{i,t}) / \sigma(CFO_{i,t})$
Aszimmetrikus időszerűség	TIMELY	$\Delta X_{it} = \alpha_0 + \beta_1 NEGDUM_{it-1} + \beta_2 \Delta X_{it-1} + \beta_3 (NEGDUM_{it-1} * \Delta X_{it-1}) + \epsilon_{it}$, ahol $\beta_3 < 0$ magas számviteli minőséget jelent. A NEGDUM egy dummy jellegű változó, ami 1 értékű, ha ΔX negatív, 0 érték, ha ettől eltérő értékkel rendelkezik. A ΔX_i az adózott eredmény változása.
Számviteli eredmény és pénzügyi eredmény kapcsolata	KORR	$\sigma(\Delta X_{it}; \Delta CFO_{it})$, ahol az adózott eredmény és az operatív cash-flow változása között korreláció van
Dechow–Dichev-modell	DD	$\Delta WWC_{it} = \alpha + \beta_1 CFO_{it-1} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 CFO_{it+1} + \epsilon_{it}$, ahol ΔWWC_{it} a forgótőke változását jelenti.

Forrás: saját szerkesztés, Francis és szerzőtársai (2004) alapján.

A jövedelem perzisztenciája azt méri, hogy a jelenlegi időszak eredményhatásai milyen mértékben maradnak fenn a jövőben, és milyen mértékben befolyásolják a jövőbeli eredményvárakozásokat (Chen et al., 2014; Donnelly, 2002; Krishnan–Zhang, 2019). Sok esetben a perzisztenciát a fenntartható jövedelem szinonimájaként használják. Minél magasabb értéket kap a perzisztencia (PERS) az elévített rangsorolása után, az érintett hitelintézet időszakra annál stabilabb jövedelmezőséggel rendelkezik, ami a vállalati értékét is megerősíti. A kiszámíthatóság (PRED) az eredmény előrejelzési képességét méri, ez a mérőszám a jövedelmi sokkok varianciáján alapul, ahol a nagyobb variancia alacsonyabb előrejelezhetőséget jelent. A variabilitás (volatilitás) a harmadik eredményjellemző, amely a jövedelem idősoros tulajdonságán alapul (Clubb–Wu, 2014, Paolini et al., 2017). Feltételezhető, hogy a kevésbé volatilis jövedelmek kiszámíthatóbbak és tartósabbak. Valójában a nyereség kiszámíthatóságának másik gyakori helyettesítője a nyereség varianciája. Beidleman (1973) úgy definiálja az eredménysimítást, miszerint a menedzserek a kívánatostól eltérő, abnormális eredményváltozások csökkentésére tett kísérlete. A jövedelemssimítás és a jövedelemminőség közötti

kapcsolat ellentmondásos, mivel az eredmény alacsony időbeli változékonysága jó minőségű eredményt jelent, azonban ez utalhat simított jövedelmekre is, ahol az ingadozásokat mesterséges úton csökkentették (*Burgstahler et al., 2006; Schipper–Vincent, 2003*). A tervezhetőség (PRED), a jövedelmek változékonysága (VAR) és a számviteli jövedelmek simítása (SMOOTH) esetében a rangsorolás alacsonyabb értékeket mutat, az érintett bank magasabb jövedelemminősége érthető módon – hiszen az alacsonyabb szórás a pénzügyi elemzésekben jellemzően a kisebb bizonytalanságot – nagyobb stabilitást jelez (*Katits–Patyi, 2017*), ami kisimított jövedelemre utal. A számviteli és a pénzügyi eredmény közötti kapcsolatot (KORR) kívánja leírni, ez a korrelációs együttható. Minél negatívabb a korreláció mértéke a mutató szerint, annál inkább tapasztalható az adott szervezetnél a jövedelemsimítás alkalmazása. *Dechow és Dichev (2002)* első modelljében (DD) bevezette az eredményszemléletű minőséget a jövedelemminőség mérőszámként. A modell azon alapul, hogy az időbeli elhatárolások révén a döntéshozók időben eltolják a cash flow-k megjelenítését, és mivel az időbeli elhatárolások becsléseken alapulnak, a hibás becsléseket korrigálni kell a jövőbeli elhatárolásokban és eredményben. Következésképpen a becslési hibák olyan zajok, amelyek csökkentik az időbeli elhatárolások jótékony hatását. A hatást a modell véletlen tagjának szórása mutatja, ahol minél magasabb az érték, annál gyengébb jövedelemminőséget kapunk.

A beszámolóval szemben támasztott minőségi igény mind a vállalatvezetés, mind a stakeholderek számára fontos, azonban a gyakorlatban sok esetben információs aszimmetrián alapul (TIMELY). A stakeholderek számára a teljesítmény időszerű értékelésére van szükség, hogy javadalmazással, hitel-, kölcsönszerződésekkel vagy egyéb más szerződések tárgyalásakor megfelelő döntési pozíciót tudjanak kivívni. Az időszerűséget az információk az eredményben való megjelenítéshez szükséges idő hosszaként szokás definiálni (*Basu, 1997*). Fontos kérdés, hogy a veszteség kedvezőtlen gazdasági eseményekről szóló információja milyen gyorsan jelenik meg az eredménykimutatásban, majd a mérlegben. A kedvezőtlen információkat mindenki szereti késleltetni annak negatív hatásainak elodázása végett. Ez a magatartás következhet a menedzsment korlátozott foglalkoztatási feltételeiből, a túlzott bizalomból, a veszteség bejelentésétől való idegenkedésből, a rossz hírnévtől, a bónuszok vagy akár a munkahely elvesztésének félelméből. A számviteli eredményben megfelelő időben szerepeltetett veszteségek lehetővé teszik a részvényesek, az igazgatótanács vagy akár a hitelezők számára a negatív eredménnyel rendelkező projektek időben történő leállítását.

Minden egyes bank esetében az adott tényező 17 év átlagolásából került megállapításra az inputadat. Az inputértékek számszerűsítése után az AEQ-t érintő tényezők mindegyikénél frakcionált ranking módszert alkalmaztunk, SPSS-szoftver segítségével. A frakcionált ranking 0 és 100% között rangsorolja az adatokat.

A rangsorolás során megkapott eredmények számtani átlagolása révén meghatározható az átlagos jövedelemminőség. Az AEQ alakulására ható tényezők (lehetőséges magyarázóváltozók) között a 3. táblázatban felsoroltak kerültek beépítésre a vizsgálatba.

3. táblázat

Az átlagos jövedelemminőség (AEQ) lehetséges magyarázóváltozói

Possible explanatory variables for average earnings quality (AEQ)

Független változó	Jelölés	Kiszámítás módja
A management board összetétele	GOV	Az adott országbeli (hazai) vagy külföldi menedzserek jelenléte az igazgatótanácsban, ha az anyabank delegálja a teljes igazgatótanácsot, az értéke 1, ha teljes mértékben hazai szakemberek alkotják, az érték 0.
A management boardban lévő nők aránya	WOMEN	Ha az igazgatótanács (IT) minden tagja hölgy, az érték 1, ha nincsenek nők az IT-ban, akkor 0.
Banktípus	PARSUB	Két banktípus került rögzítésre: független bank (értéke: 0), anyabank és/vagy leánybank (értéke: 1).
Tulajdonosváltás	OWNERCHANGE	Amelyik bank esetében történt tulajdonosváltás, az érték 1, amelyiknél a vizsgált időszakban nem történt tulajdonosváltás, ott az érték 0.
Uniós tagság	EU	Ha bank uniós országbeli, akkor az érték 1, ha nem, az érték 0.
A valós értékelés mértéke	FVA	A valós értéken értékelt eszközök aránya a mérlegfőösszeghez képest
Nem teljesítő kintlévőségek aránya	NPL	A nem teljesítő kintlévőségek aránya a teljes hitelállományhoz képest
Vagyonarányos jövedelmezőség	ROA	A bank adózott eredménye a mérlegfőösszeghez viszonyítva
Teljes tőke megfelelési mutató	TIERR	A szavatoló tőke a kockázattal súlyozott mérlegfőösszeghez viszonyítva
Mérlegfőösszeg	LGTA	Az egyes bankok mérlegfőösszegének természetes logaritmus
Elszámolt értékvesztés	IMPL	Eredményben elszámolt értékvesztés aránya az amortizált bekerülési értékű instrumentumokra vetítve a mérlegfőösszeghez viszonyítva
Eszközvagyong kockázatosága	RWA/TA	A kockázattal súlyozott eszközérték a mérlegfőösszeghez viszonyítva
Amortizált bekerülési értéken értékelt eszközök aránya	NFVA	Nem valós értéken, amortizált bekerülési értéken értékelt eszközök aránya a mérlegfőösszeghez képest

Az értékelési stratégia, koncepció kialakítása menedzsment(GOV-)döntésnek minősül, továbbá fontos vizsgálni, hogy az anya-leány kapcsolatban mennyire domináns az anyabanki jelenlét, vagy mekkora szabadságot kap a hazai menedzsment. Az elmúlt években számos európai ország megpróbálta leküzdeni a nők tes-

tületekben való alulreprezentáltságát, 30–40%-os nemi kvóták bevezetésével, eltérő hatókörrel és végrehajtási szintekkel. A 21. század bankszektorában is felerősödött az igény, hogy hölgyek kapjanak nagyobb szerepet a döntéshozó testületekben (WOMEN). Az adatok vizsgálata során megállapítást nyert, hogy eltérő banki stratégiák mentén kerül kialakításra időszakról időszakra a *management boardok* összetétele.

4. táblázat

**A hazai szakemberek aránya a management boardokban
a vizsgált bankcsoportoknál**
*The proportion of home-grown professionals on management boards
in the banking groups surveyed*

(%)			
Megnevezés	2006	2022	Változás
Független bankok	82,00	84,00	2
Intesa Sanpaolo Bank csoport	60,09	63,29	3
OTP Bank csoport	66,83	60,89	–6
Unicredit Bank csoport	69,64	59,11	–11
Raiffeisen Bank csoport	62,08	58,67	–3
Sberbank Bank csoport	59,26	88,10	29
ERSTE Bank csoport	78,53	64,14	–14
Steiermärkische Sparkasse csoport	90,00	68,25	–22
KBC-csoport	56,88	77,98	21
Société Generale	69,24	72,92	4
NLB Bank	74,29	46,94	–27
ADDIKO Bank	71,43	88,10	17
ProCredit Holding	57,29	67,78	10
EUROBANK	41,00	44,00	3
Piraeusbank	56,00	52,00	–4
NBG	50,00	75,00	25
CREDIT AGRICOLA	42,00	55,00	13

Forrás: banki beszámolók.

Látható, hogy a vizsgált bankcsoportok esetében vegyes képet kapunk a hazai menedzsmenttagok (GOV) arányát tekintve. Ha a teljes mintát vesszük alapul, akkor 2006-ban a mintaátlag 67,14% volt a hazai menedzserek arányát tekintve, míg 2022-ben a mutató értéke 66,35%. Megállapítható, hogy a vizsgált időszak alatt nem változott meg a gyakorlat a bankvezetés megítélésében. A *boardok* összetételében a nők arányának (WOMEN) növekedése megállapítható, 2006-ban az átlagos mérték 15,45, a vizsgált időszak végén 24,74% volt. Amennyiben az egyes bankcsoportokat vizsgáljuk időben, akkor másként alakul ez az arány.

5. táblázat

**A nők arányának átlaga a *management board*okban a vizsgált bankcsoportonként
2006-ban és 2022-ben, illetve a két időpont közötti változás**

*The average proportion of women on management boards per banking group
in 2006 and 2022, and the change between the two dates*

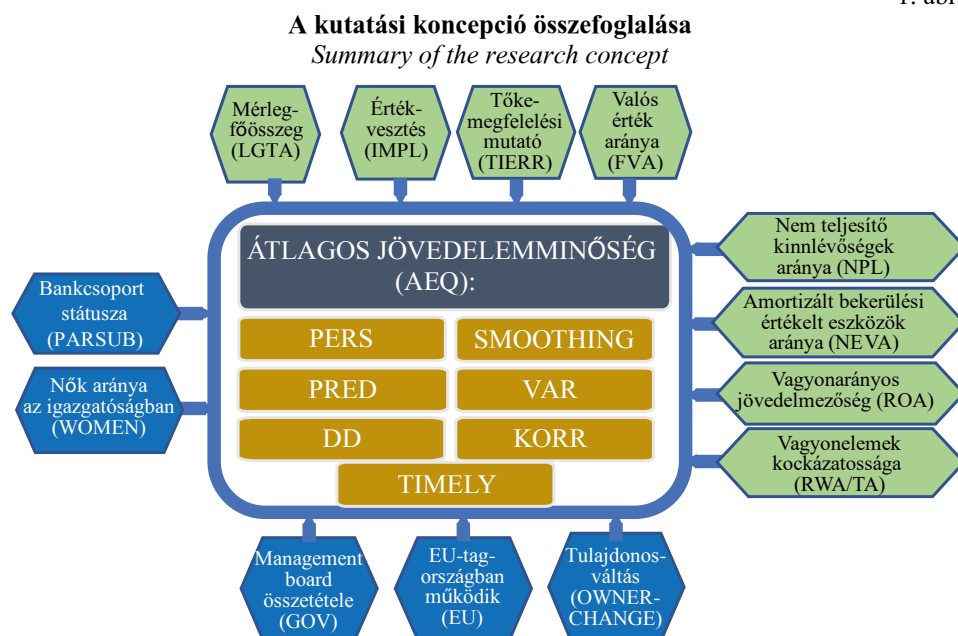
	(%)		
Megnevezés	2006	2022	Változás
Független bankok	16,12	19,90	3,78
Intesa Sanpaolo Bank csoport	17,78	21,76	3,98
OTP Bank csoport	25,17	26,28	1,11
Unicredit Bank csoport	6,18	36,07	29,89
Raiffeisen Bank csoport	16,52	25,92	9,41
Sberbank Bank csoport	23,52	17,68	-5,84
ERSTE Bank csoport	17,93	16,13	-1,80
Steiermärkische Sparkasse csoport	20,88	10,71	-10,17
KBC-csoport	3,37	22,62	19,25
Société Generale	5,61	19,79	14,19
NLB Bank	5,56	14,81	9,26
ADDIKO Bank	11,19	22,62	11,43
ProCredit Holding	38,96	33,85	-5,11
EUROBANK	0,00	14,00	14,00
Piraeusbank	24,00	13,00	-11,00
NBG	0,00	24,52	24,52
CREDIT AGRICOLA	4,00	26,14	22,14

Forrás: saját szerkesztés a banki beszámolók adatai alapján.

Számos tanulmány (Leuz, 2010; Leuz et al., 2003; Ball et al., 2000, 2003; Bouvatier et al., 2014) hangsúlyozza, hogy a jövedelmek minőségének változását az egyes országokban működő eltérő intézményi környezet minőségének változása is befolyásolja.

A kutatás egyik fő célja annak vizsgálata, hogy az anyabank és leányvállalata kapcsolata mennyiben befolyásolja az egyes bankok jövedelmezőségét, illetve annak előrejelezhetőségét, tartósságát. Az elemzésben szereplő bankok három csoportba kerültek (PARSUB). Az elsőben azok a bankok szerepelnek, amelyek függetlenek, nincs más pénzügyi intézet, amely jelentős befolyásolási joggal rendelkezik döntéseikben, a második csoportba kerültek a bankcsoport vezető, nagy, multinacionális bankjai, míg a harmadikba a vizsgált országokban működő leánybankok. A kutatási koncepciót a fentiek alapján az 1. ábra foglalja össze.

1. ábra



Az ötödik tényező vizsgálja, hogy a tulajdonosváltás (OWNERCHANGE) befolyással bírhat-e a jövedelem minőségére. *Chamberlain (1998)* szerint a tulajdonosváltások a leányvállalat jövedelemmenedzsmentjében is változást generálnak. A régióban számos akvizícióra került sor a vizsgált időszakban. A legaktívabb felvásárló az OTP Bank Nyrt. volt, de jelentős felvásárlásokat hajtott végre a MK Group is. A régió legaktívabb értékesítői a Société Generale, az Eurobank, illetve az Alpha Bank. A vizsgálatban egy dummyváltozót alkalmaztunk, miszerint amely banknál volt tulajdonosváltás, ott 1-es érték, ahol nem volt, ott 0-s érték szerepel.

A hatodik tényező révén azt figyeltük, befolyásolják-e a jövedelem minőségét az uniós tagsággal (EU) járó szigorúbb szabályok. A gazdálkodási adatok közül a valós értékelés alkalmazásának mértéke (FVA) a szakirodalomban feltárt számos tanulmány tanúsága szerint a jövedelemminőség egyik fő magyarázóváltozója lehet, így a modellben is fontos szerepet kap. A mutató a valós értéken értékelt eszközök arányát méri a mérlegfőösszeghez. A banki mérlegben az ügyfelek számára nyújtott hitelek és kölcsönök, illetve egyéb banki termékek értékelése – ha a tartási céljuk a szerződéses cash-flow realizálása – amortizált bekerülési értéken (NFVA) történik. Az IFRS 9 standard bevezetésével az értékvesztés képzésének módszertana megváltozott, a nem teljesítő kintlévőségek (NPL) arányának megítélése na-

gyobb hangsúlyt kapott az egyes pénzüintézetek értékelésénél. Az adott bank jövedelmezőségét a vagyonarányos jövedelmezőség (ROA) révén mértük, amely a leggyakrabban alkalmazott indikátor. A banki kockázat mérésére a bázeli szabályok szerint megállapított teljes TIER-mutató kerül meghatározásra az egyes pénzüintézetek esetében. A vagyon nagyságának (LGTA) – amely a bank méretének jelzője – független változóként való alkalmazása pedig azon az előzetes várakozáson alapul, hogy a különböző méretű hitelintézetek számviteli rendszereinek hatékonysága, színvonala eltér, ami befolyásolhatja a jövedelemminőséget. A kintlévőségek után képzett, eredményként elszámolt értékvesztés mértéke az amortizált bekerülési értékű instrumentumok arányában (IMPL) az adott bank hitelfortfőliójának minőségéről ad információt.

6. táblázat

Leíró statisztika
Summary of the research concept

Magyarázóváltozók	N	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
EU	146	0,0000	1,0000	0,5959	0,4924
GOV	146	0,0456	1,0000	0,6511	0,2352
WOMEN	146	0,0000	0,6373	0,1848	0,1518
OWNERCHANGE	146	0,0000	1,0000	0,1644	0,3719
PARSUB	146	0,0000	2,0000	1,5822	0,7023
AQE	146	19,3242	90,8529	50,3423	13,2921
FVA	146	0,0000	0,9412	0,1509	0,2140
NPL	146	0,0056	0,7669	0,0581	0,0814
NFVA	146	0,3836	0,9929	0,8156	0,1034
ROA	146	-0,0634	0,0436	0,0072	0,0135
TIERR	146	0,0896	0,5398	0,1936	0,0527
RWA/TA	146	0,1331	4,8764	0,7042	0,4410
LGTA	146	2,0589	6,2185	3,4951	0,8443
IMPL	146	-0,1886	0,0384	0,0007	0,0163
Valid N (listwise)	146				

A vizsgálat alapjául szolgáló adatbázist egy, 130 közép-kelet-európai bank és 16 anyabank által közétett, a 2006-tól 2022-ig terjedő időszakra vonatkozó beszámolóinak saját gyűjtésű adatait tartalmazó minta képezte, amelynek országonkénti összetételét a 7. táblázatban mutatjuk be.

Az adatbázisban lévő bankcsoportok anya- és leánybankjait szám szerint a 8. táblázat mutatja be.

7. táblázat

Az adatbázisba került bankok száma országonként*Number of banks in the database by country*

Ország	A vizsgálatban szereplő bankok száma országonként	Az adott országban működő bankok száma
Albánia	8	12
Bulgária	7	24
Bosznia-Hercegovina	12	15
Csehország	15	49
Észak-Macedónia	4	15
Horvátország	11	22
Koszovó	3	10
Magyarország	9	35
Moldova	2	9
Montenegró	5	12
Románia	10	34
Oroszország	4	263
Szerbia	13	21
Szlovákia	9	23
Szlovénia	10	15
Ukrajna	8	68
Egyéb országok ^{a)}	16	–
Összesen	146	–

a) Nem régiós országok, amelyekből az anyavállalatok származnak.

Forrás: saját szerkesztés.

8. táblázat

Az adatbázisba került bankcsoportok és a független bankok száma*Number of banking groups and independent banks included in the database*

Bankcsoportok	Bankok száma bankcsoportonként
Intesa Sanpaolo + leánybankok	11
Unicredit + leánybankok	15
OTP Bank + leánybankok	12
Erste Bank + leánybankok	12
Raiffeisen Bank + leánybankok	12
Sberbank + leánybankok	9
KBC + leánybankok	7
Société Générale + leánybankok	4
NLB + leánybankok	7
Addiko Bank + leánybankok	7
ProCredit Bank + leánybankok	9
Credit Agricole + leánybankok	4
Pireaus Bank + leánybankok	3
Eurobank Ergasias + leánybank	2
NBG + leánybankok	3
Független, önálló bankok	29
Összesen	146

Forrás: saját szerkesztés.

Minden, a mintában szereplő bank esetében a vizsgált időszak (azaz összesen 2482 bankévre vonatkozóan) IFRS szerinti beszámolóiból legyűjtésre kerültek a mérleg-, az eredmény- és cash-flow-kimutatás megfelelő adatai, továbbá minden hitelintézet esetében áttekintettük a kiegészítő mellékleteket, a magyarázatokat, ami biztosította az adatok megfelelő mélységű részletezettségét. A vizsgált beszámolók minden esetben a konszolidált beszámolók, amelyek a hitelintézetek saját honlapjain voltak elérhetők (magyar bankok esetében az Igazságügyi Minisztérium által üzemeltetett weboldalon). Az egységes adatkezelés miatt valamennyi bank érintett mérleg-, eredmény- és cash-flow-adatait euróban határoztuk meg. Azon pénzügyesetek esetében, ahol a prezentálás pénzneme nem euró volt, a beszámolóban kimutatott értékek az Európai Központi Bank által közzétett fordulónapi árfolyamok alapján kerültek átváltásra euróra. Az 1. ábra kapcsán kifejtett koncepciót elsőként teljes körben az egész mintán alkalmaztuk, amelyből azután további mintacsoportokat alakítottunk ki, banktípusok szerint. A mintacsoportok kialakításának célja, hogy önmagukban is elemezhetőek legyenek az önálló, illetve anya-leánybanki értékelési döntések a vizsgált időszakban.

3. A modell bemutatása

Az előző fejezetben ismertetett kutatási koncepciónak megfelelően három különböző lineáris regressziós modellt hoztunk létre. Az első modellbe kizárólag a nem gazdasági magyarázótenyezők kerültek be a teljes adatbázisra vonatkozóan. Ebben az esetben a modell a következőképpen alakult:

$$AEQ_i = \alpha + \beta_1 EU_i + \beta_2 OWNERCHANGE + \beta_3 PARSUB + \beta_4 GOV + \beta_5 WOMEN + u_i \quad (1)$$

A második és a harmadik esetben a modellt lefuttattuk a teljes adatbázisra vonatkozóan, kiegészítve a gazdasági adatokkal, majd a leánybankok esetében a modell kiegészült egy korrekcióval, annak okán, hogy a PARSUB nem értelmezhető a részadatbázis esetében. A független, illetve az anyabankok vizsgálatára során a következő modellek kerültek futtatásra:

$$AEQ_i = \alpha + \beta_1 EU_i + \beta_2 GOV_i + \beta_3 WOMEN_i + \beta_4 OWNERCHANGE_i + \beta_5 PARSUB_i + \beta_6 FVA_i + \beta_7 NPL_i + \beta_8 IMPL_i + \beta_9 NFVA_i + \beta_{10} ROA_i + \beta_{11} TIERR_i + \beta_{12} RWA/TA_i + \beta_{13} LGTA + u_i \quad (2)$$

$$AEQ_i = \alpha + \beta_1 EU_i + \beta_2 GOV_i + \beta_3 WOMEN_i + \beta_4 OWNERCHANGE_i + \beta_5 FVA_i + \beta_6 NPL_i + \beta_7 IMPL_i + \beta_8 NFVA_i + \beta_9 ROA_i + \beta_{10} TIERR_i + \beta_{11} RWA/TA_i + \beta_{12} LGTA + u_i \quad (3)$$

4. Eredmények és következtetések

Az empirikus vizsgálathoz elsőként a 146 bankot magába foglaló teljes adatbázist a 2006 és 2022 közötti időszakra használtuk fel. A mintára vonatkozóan a modell tesztelési eredményeit – ahol a releváns magyarázóváltozókat az SPSS-szoftver segítségével, lineáris regresszióelemzéssel azonosítottuk – a 9. táblázat foglalja össze.

9. táblázat

Az (1) modell teszteredményei a teljes mintán
Test results for model (1) on the full sample data

Minta: teljes minta, 2006–2022, N = 146

Modelladatok:

OLS, a megfigyelések felhasználása 1–146

Függő változó: AEQ

Heteroszkedaszticitás-roboszt standard hibák, HC- változat

Magyarázóváltozók	Koefficiens	Standard hiba	t érték	p érték
α (konstans)	30,601	4,284	7,144	0,000***
EU	–7,821	3,527	–2,217	0,028**
OWNERCHANGE	7,641	4,104	1,862	0,064*
PARSUB	26,400	3,673	7,187	0,000***
Függő változó átlaga	50,342	Függő változó szórása	22,119	
Reziduális hibák négyzetösszege	53319,68	Reziduális szórás	19,378	
R ²	0,248	Módosított R ²	0,232	
F(5, 140)	33,241	p-érték (F)	0,000	
Log-likelihood	–637,898	Akaike-kritérium	1283,796	
Schwarz-kritérium	1295,731	Hannan–Quinn	1288,646	

* 10%-os, ** 5%-os, *** 1%-os szignifikanciaszint mellett.

Forrás: saját szerkesztés.

A lineáris regresszió lefuttatásához az OLS (*ordinary least squares*) modellt alkalmaztuk, amely modellben a megfelelő magyarázóváltozók a backwardmód-szer¹ segítségével kerültek azonosításra. A futtatás egy jól illeszkedő, statisztikailag szignifikáns modellt eredményezett ($p = 0,000$), 24,8%-os magyarázóerővel ($R^2 = 0,248$). A magyarázóváltozók közül az EU 5%-os szignifikanciaszint mellett, az OWNERCHANGE változó 10%-os szignifikanciaszint mellett, a PARSUB változó pedig 1%-os szignifikanciaszint mellett kerültek a modellbe. Az átlagos jövedelemminőségre hatással van az az uniós tagság, amely negatívan hat az AEQ-ra, a szigorúbb szabályozás, illetve az országok sokszínűsége csökkenti a megbízhatóságot. A régióban lévő bankok anyabanki és leánybanki státusza erősíti a

¹ A forward- vagy stepwise-módszer helyett a backward-módszer került alkalmazásra a modellben. Ennek oka az, hogy ezzel a módszerrel kisebb az esélye annak, hogy egy fontos változót kihagyunk az elemzés kezdetén. A modellezés kezdetén az összes lehetséges független változót beilleszti a modellbe, majd fokozatosan eltávolítja azokat, amelyek nem bizonyulnak szignifikánsnak. Ez biztosítja, hogy a kezdeti modell tartalmazza az összes potenciálisan releváns változót.

pénzügyi kimutatásokkal szembeni megbízhatóságot, erős pozitív hatással van az átlagos jövedelemminőségre. A régió bankjainak tulajdonosi háttere a vizsgált időszakban számos esetben változott, a tulajdonosváltás szintén pozitív szignifikáns hatást gyakorol a pénzügyi kimutatások megbízhatóságára. Az egyes országok bankrendszerét áttekintve a leánybankként működő intézmények aránya meghatározó, így fontos kérdés, hogy az egyes intézmények irányítását végző szervezeti egységekben milyen arányt képviselnek a hazai szakemberek, illetve a hölgyek aránya. A kutatás eredménye szerint nem mutatható ki szignifikáns kapcsolat a hazai szakemberek arányának változásakor, valamint a *management board* összetétele esetében nem minősült szignifikánsnak a hölgyek aránya a jövedelemminőség vonatkozásában. Az eredmény illeszkedik az eddigi kutatások eredményeihez. A modell tesztmutatói a 10. táblázatban láthatók.

10. táblázat

Breusch–Pagan-teszt (1)

Breusch–Pagan test (1)

Breusch–Pagan heteroszkedaszticitási teszt :

Nullhipotézis: nincs heteroszkedaszticitás

Tesztstatisztika: LM = 5,139

p-értékkel = $P(\text{Chi-square}(5) > 5,13868) = 0,162$

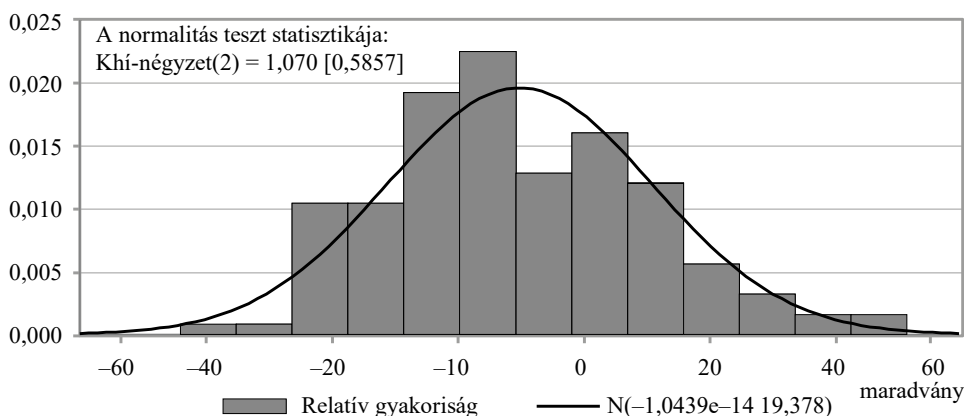
A modell megfelelő illeszkedésének alátámasztásához további teszteket futtatunk le. A heteroszkedaszticitás vizsgálatához a Breusch–Pagan-tesztet alkalmaztuk. A teszt nullhipotézise szerint az adatállományban nincs jelen heteroszkedaszticitás. A teszt 0,162-es p-értéket eredményezett, így elfogadásra került a nullhipotézis ($p > 5\%$), miszerint az adatállomány homoszkedasztikus.

2. ábra

Normális eloszlás tesztje (1)

Normal distribution test (1)

Sűrűség



A hibatagok normális eloszlás tesztje esetében is elfogadtuk a nullhipotézist ($p > 5\%$), miszerint a reziduumok normális eloszlást követnek.

11. táblázat

VIF-mutatók vizsgálata (1)
Analysis of VIF indicators (1)

Variancianövelő faktorok minimális lehetséges értéke = 1,0 Értékek > 10,0, kollinearitási problémára utalhat	
EU	1,080
OWNERCHANGE	1,016
PARSUB	1,093

A VIF-mutató segítségével multikollinearitás-vizsgálatot végeztünk. A magyarázóváltozók valamennyi tagjára a VIF-mutató 1-hez közeli értéket mutatott, ami alapján megállapítható, hogy nincs jelen a modellben multikollinearitás.

Az előző fejezetben bemutatott kutatási koncepció szerint a következő regreeszióban a minőségi mutatókat kiegészítettük a gazdálkodási adatokkal is. A modell futtatása a 12. táblázatban látható módon alakult.

12. táblázat

A (2) modell teszteredményei a teljes mintán
Test results of model (2) on the full sample data

Minta: teljes minta, 2006–2022, N = 146

Modelladatok:

OLS, a megfigyelések felhasználása 1–146

Függő változó: AEQ

Heteroszkedaszticitás-roboszt standard hibák, HCL-változat

Magyarázóváltozók	Koefficiens	Standard hiba	t-érték	p-érték
α (konstans)	118,081	12,0679	9,785	0,000***
GOV	15,837	3,370	4,699	0,000***
NFVA	–30,355	9,647	–3,147	0,002***
ROA	278,190	60,206	4,621	0,000***
TIERR	–39,868	16,271	–2,450	0,016**
RWA/TA	–3,060	1,501	–2,039	0,043**
LGTA	–11,393	1,128	–10,10	0,000***
IMPL	–421,311	90,487	–4,656	0,000***

Függő változó átlaga	50,205	Függő változó szórása	13,234
Reziduális hibák négyzetösszege	11500,59	Reziduális szórás	9,162
R ²	0,544	Módosított R ²	0,520
F(5, 140)	19,413	p-érték (F)	0,000
Log-likelihood	–522,819	Akaike-kritérium	1061,638
Schwarz-kritérium	1085,452	Hannan–Quinn	1070,314

* 10%-os, ** 5%-os, *** 1%-os szignifikanciaszint mellett.

Forrás: saját szerkesztés.

A lineáris regresszió lefuttatásához az OLS (*ordinary least squares*) modellt alkalmaztuk, amelyben a megfelelő magyarázóváltozókat a backwardmódszer segítségével azonosítottuk. A futtatás egy jól illeszkedő, statisztikailag szignifikáns modellt eredményezett ($p = 0,000$), 54,4%-os magyarázóerővel ($R^2 = 0,544$).

A magyarázóváltozók közül a GOV, az NFVA, a ROA, a TIERR, az LGTA és az IMPL változó 1%-os szignifikanciaszint mellett, a TIERR és a RWA/TA változó 5%-os szignifikanciaszint mellett került a modellbe. Az eredményből megállapítható, hogy a teljes minta 2006 és 2022 közötti időszakában az átlagos jövedelemminőségre a modell szerint hét tényező gyakorol szignifikáns hatást, 54,40 %-os magyarázóerő mellett. A lineáris regresszió analízis futtatása során a tulajdonosváltás hatása (OWNERCHANGE), az uniós tagság (EU), a *management board*-ban lévő nők aránya (WOMEN), az anya-leányvállalati státusz (PARSUB), a valós értékelt eszközök aránya (FVA), a nem teljesítő hitelek aránya (NPL) leíró indikátorok esetében nem mutatható ki szignifikáns kapcsolat az eredményváltozóval. Az AEQ értékét emeli, pozitívan hat rá a hazai szakembereket előtérbe helyező menedzsment, a vagyonarányos jövedelmezőség mértéke. A nem valós értékelés (amortizált bekerülési értéken) aránya, az átlagos kockázati szint növekedése, a banki méret és a tőke megfelelési mutató, a túlzott mértékű elszámolt értékvesztés növekedése negatívan hat a jövedelemminőségre. A jelenlegi modell tesztértékei a 13. táblázatban szerepelnek.

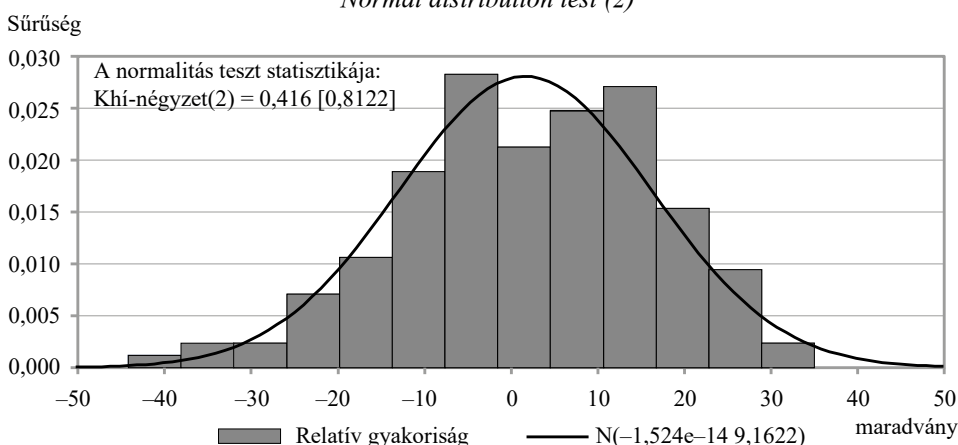
13. táblázat

Breusch–Pagan-teszt (2)*Breusch–Pagan test (2)*

Breusch–Pagan heteroszkedaszticitási teszt, nullhipotézis:
nincs heteroszkedaszticitás, tesztstatisztika: LM = 7,797
p-értékkel = $P(\text{Chi-square}(5) > 7,797) = 0,350$

A heteroszkedaszticitás vizsgálatához az előzővel megegyezően a Breusch–Pagan-tesztet alkalmaztuk. A p értéke 0,350-et vett fel, így elfogadásra került a nullhipotézis ($p > 5\%$), miszerint az adatállomány homoszkedasztikus.

3. ábra

Normális eloszlás tesztje (2)*Normal distribution test (2)*

A hibatagok normális eloszlás tesztje esetében is elfogadtuk a nullhipotézist ($p > 5\%$), miszerint a reziduumok normális eloszlást követnek.

14. táblázat

VIF-mutatók vizsgálata (2)
Analysis of VIF indicators (2)

Variancianövelő faktorok minimális lehetséges értéke = 1,0	
Értékek > 10,0, kollinearitási problémára utalhat	
GOV	1,091
NFVA	1,522
ROA	1,147
TIERR	1,072
RWA/TA	1,082
LGTA	1,569
IMPL	1,341

A VIF-mutató segítségével multikollinearitás-vizsgálatot végeztünk. A magyarázóváltozók valamennyi tagjára a VIF-mutató 1-hez közeli értéket mutatott, ami alapján megállapítható, hogy nincs a modellben multikollinearitás.

A 146 bankból 102 hitelintézet az érintett országokban leányvállalati keretek között tevékenykedő pénzügyi szervezet. A leánybankok tekintetében azt vizsgáltuk, hogy a jövedelemminőségre mely változók gyakorolnak szignifikáns hatást. A lineáris regresszió futtatásának eredményeképpen a 15. táblázatban látható eredményt kaptuk.

15. táblázat

A (3) modell teszteredményei a leánybank mintán
Test results of model (3) on the subsidiary bank sample data

Minta: leánybankok, 2006–2022, N = 102

Modelladatok:

OLS, a megfigyelések felhasználása 1–101

Függő változó: AEQ

Heteroszkedaszticitás-roboszt standard hibák, HCL-változat

Magyarázóváltozók	Koefficiens	Standard hiba	t-érték	p-érték
α (konstans)	83,331	6,458	12,900	0,000***
GOV	14,187	4,833	2,935	0,004***
NPL	–40,628	6,739	–6,029	0,000***
RWA/TA	–5,904	0,952	–6,203	0,000***
LGTA	–7,567	1,814	–4,172	0,000***
IMPL	–820,174	120,218	–6,822	0,000***
Függő változó átlaga	50,397	Függő változó szórása	13,264	
Reziduális hibák négyzetösszege	9196,226	Reziduális szórás	9,981	
R^2	0,472	Módosított R^2	0,444	
F(5, 140)	32,854	p-érték (F)	0,000	
Log-likelihood	–367,963	Akaike-kritérium	747,926	
Schwarz-kritérium	763,557	Hannan-Quinn	754,252	

*** 1%-os szignifikanciaszint mellett.

Forrás: saját szerkesztés.

A futtatás egy jól illeszkedő, statisztikailag szignifikáns modellt eredményezett ($p = 0,000$), 47,2%-os magyarázóerővel ($R^2 = 0,472$). A magyarázóváltozók közül valamennyi 1%-os szignifikanciaszint mellett került a modellbe. A kapott eredmények alapján 5 magyarázótenyező vált szignifikánssá a tesztelés során. A leánybank jövedelemminőségére szignifikáns magyarázótenyezőként hat az igazgatóság összetétele (GOV), a nem teljesítő kintlévőségek aránya (NPL), az eszközérték kockázatossága (RWA/TA), a vagyon nagysága (LGTA) és az eredmény terhére elszámolt értékvesztés aránya (IMPL), 1% szignifikanciaszint mellett. A leánybankok igazgatóságának összetételében a hazai szakemberek magasabb aránya pozitívan hat a jövedelemminőségre. Ez az eddigi kutatásokkal összhangban van, hiszen a külföldi szakemberek arányának növekedése csökkenti a pénzügyi kimutatók megbízhatóságát. A vizsgált időszakban két olyan válsághelyzet is volt (2008–2009: pénzügyi, 2020–2021: pandémia), amely befolyásolja a hitelállomány minőségének alakulását. A kockázatkezelés nagyon fontos, a nem teljesítő kintlévőségek alakulása (NPL) befolyásolja az adott hitelintézet működését, anyavállalat általi menedzselését. A kockázatkezelés egyik eszköze a megfelelő mértékű értékvesztés (IMPL). A problémás kintlévőségek miatti veszteségek eredményként való elszámolásának növekedésével csökkenthető a tárgyévi eredmény. A rendelkezésre álló vagyon kockázatának (RWA/TA) emelkedése csökkenti a jövedelemminőség nagyságát. A régiós leánybankok méretét vizsgálva közel azonos nagyságrendet képviselnek, azonban a bankméret növekedése (LGTA) negatív hatást gyakorol a jövedelemminőségre. A modell megalapozásához szükséges teszt eredménye a 16. táblázatban látható.

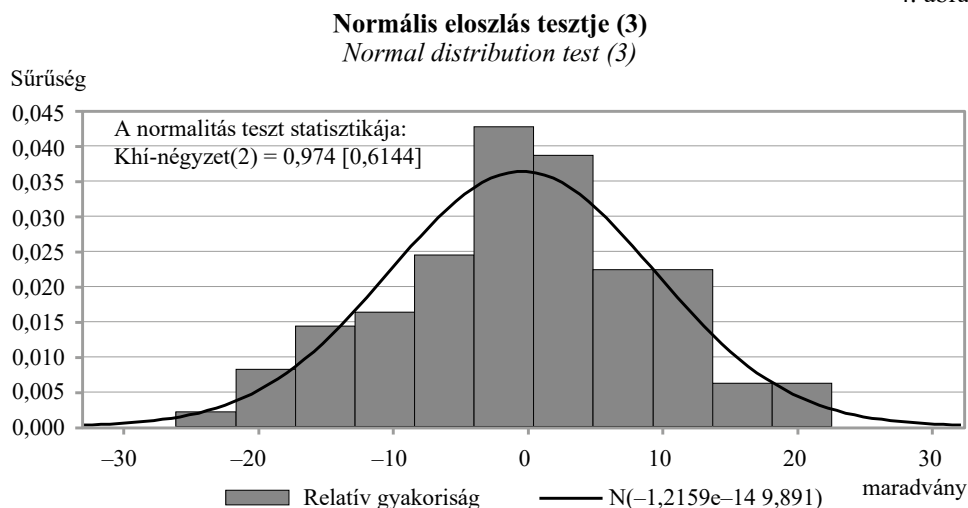
16. táblázat

Breusch–Pagan-teszt (3)*Breusch–Pagan test (3)*

Breusch–Pagan heteroszkedaszticitási teszt nullhipotézise: nincs heteroszkedaszticitás, tesztstatisztika: LM = 4,638 p-értékkel = $P(\text{Chi-square}(5) > 4,638) = 0,462$

A heteroszkedaszticitás vizsgálatához az előzővel megegyezően a Breusch–Pagan-tesztet alkalmaztuk. A p értéke 0,462-et vett fel, így elfogadásra került a nullhipotézis ($p > 5\%$), miszerint az adatállomány homoszkedasztikus.

4. ábra



A hibatagok normális eloszlás tesztje esetében is elfogadásra került a nullhipotézis ($p > 5\%$), miszerint a reziduumok normális eloszlást követnek.

17. táblázat

VIF-mutatók vizsgálata (3)
Analysis of VIF indicators (3)

Variancianövelő faktorok minimális lehetséges értéke = 1,0

Értékek > 10,0, kollinearitási problémára utalhat

GOV	1,126
NPL	1,127
RWA/TA	1,053
LGTA	1,184
IMPL	1,225

A VIF-mutató segítségével multikollinearitás-vizsgálatot végeztünk. A magyarázóváltozók valamennyi tagjára a VIF-mutató 1-hez közeli értéket mutatott, ami alapján megállapítható, hogy nincs jelen a modellben multikollinearitás.

Az eredmények még részletesebb és mélyebb bemutatásának érdekében kiegészítő tesztek kerültek lefuttatásra. A következő mintában csak a közép-kelet-európai (CEE-) bankok szerepelnek, ami egy 131 bankból álló részmintát eredményez. A részmintában megtalálhatók a régiós független, leány- és anyabankok. Amennyiben a régiós bankok esetében megvizsgáljuk, hogy a jövedelemminőségre mely változók gyakorolnak szignifikáns hatást, akkor a következő eredményt kaphatjuk meg az adott időszakra vonatkozólag a (3) modell lefuttatásával (18. táblázat).

18. táblázat

A (3) modell teszteredményei a CEE-bankok részmintán*Test results of model (3) on a sub-sample of CEE banks**Minta:* CEE-bankok, 2006–2022, N = 130*Modelladatok:**OLS, a megfigyelések felhasználása 1–130**Függő változó: AEQ**Heteroszkedaszticitás-roboszt standard hibák, HCl-változat*

Magyarázóváltozók	Koefficiens	Standard hiba	t-érték	p-érték
α (konstans)	152,284	7,080	21,51	0,000***
NPL	–37,936	11,540	–3,287	0,001***
ROA	344,947	94,456	3,652	0,000***
TIERR	–70,632	17,709	–3,988	0,000***
RWA/TA	–5,184	2,518	–2,059	0,041**
LGTA	–26,961	1,689	–15,97	0,000***
IMPL	–602,898	125,631	–4,799	0,000***
GOV	19,747	4,497	4,392	0,000***
Függő változó átlaga	50,347	Függő változó szórása	21,710	
Reziduális hibák négyzetösszege	16179,08	Reziduális szórás	11,563	
R ²	0,732	Módosított R ²	0,716	
F(5, 140)	55,483	p-érték (F)	0,000	
Log-likelihood	–494,685	Akaike-kritérium	1005,371	
Schwarz-kritérium	1028,249	Hannan–Quinn	1014,667	

** 5%-os, *** 1%-os szignifikanciaszint mellett.

Forrás: saját szerkesztés.

A futtatás egy jól illeszkedő, statisztikailag szignifikáns modellt eredményezett ($p = 0,000$), 73,2%-os magyarázóerővel ($R^2 = 0,732$). A magyarázóváltozók közül az NPL, a ROA, az LGTA, az IMPL, a TIERR, valamint a GOV 1%-os szignifikanciaszint mellett, az RWA/TA 5%-os szignifikanciaszint mellett került a modellbe.

A kapott eredmény a korábbi futtatási eredményekhez képest árnyaltabb képet mutat. A minőségi tényezők közül egy esetben is szignifikáns kapcsolatot tudunk meghatározni. Az irányító testületben való hazai szakemberek aránya 1%-os szignifikanciaszint mellett hatással van az adott bank beszámolási minőségére. Az uniós tagság nem tekinthető szignifikáns változónak. A további magyarázó tényezők megegyeznek a nagymintában szignifikánssá válókkal: vagyónarányos jövedelmezőség, az eszközvagyon kockázatosága, a méret, a nem teljesítő kintlévőségek és az elszámolt értékvesztés 1%-os, míg a tőke megfelelési mutató 5%-os szignifikanciaszint mellett befolyásolja a AQE alakulását. A régió pénzügyi fejlődése, az egyes országok gazdasági fejlettsége, illetve az uniós szabályozás befolyással bír az elkészült beszámolók minőségére. A jelenlegi modell teszteredményei a 19. táblázatban szerepelnek.

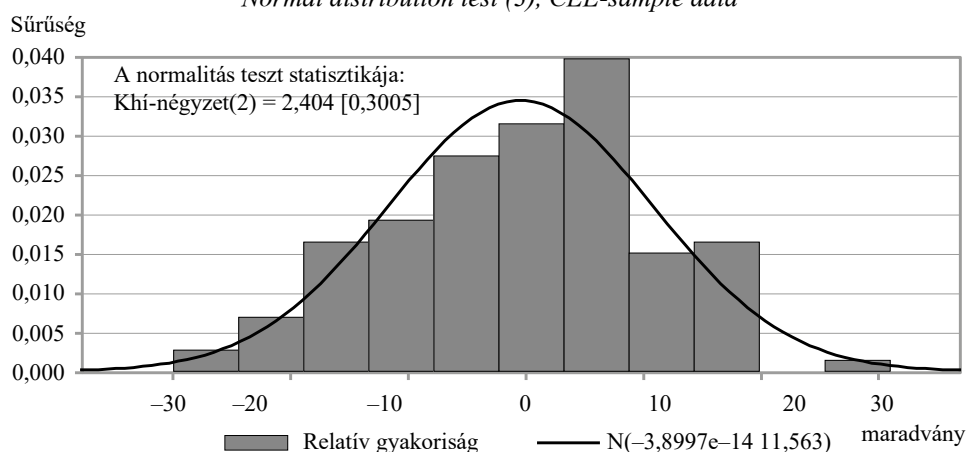
19. táblázat

Breusch–Pagan-teszt (3), CEE-részminta*Breusch–Pagan test (3), CEE-sample data*

Breusch–Pagan heteroszkedaszticitási teszt nullhipotézise:
 nincs heteroszkedaszticitás, tesztstatisztika: LM = 14,9005
 p-értékkel = $P(\text{Chi-square}(5) > 14,9005) = 0,0373$

A heteroszkedaszticitás vizsgálatához az előzővel megegyezően a Breusch–Pagan-tesztet alkalmaztuk. A p értéke 0,0373-et vett fel, így elutasításra került a nullhipotézis ($p > 5\%$), miszerint az adatállomány homoszkedasztikus. Ennek megfelelően a robusztus standard hibák módszerét alkalmaztuk.

5. ábra

Normális eloszlás tesztje (3), CEE-részminta*Normal distribution test (3), CEE-sample data*

A hibatagok normális eloszlás tesztje esetében is elfogadásra került a nullhipotézis ($p > 5\%$), miszerint a reziduumok normális eloszlást követnek.

20. táblázat

VIF-mutatók vizsgálata (3), CEE-részminta*Analysis of VIF indicators (3), CEE sub-sample data*

Variancianövelő faktorok minimális lehetséges értéke = 1,0

Értékek > 10,0, kollinearitási problémára utalhat

NPL	1,266
ROA	1,335
TIERR	1,051
RWA/TA	1,044
LGTA	1,154
IMPL	1,159
GOV	1,138

A VIF-mutató segítségével multikollinearitás-vizsgálatot végeztünk. A magyarázóváltozók valamennyi tagjára a VIF-mutató 1-hez közeli értéket mutatott, ami alapján megállapítható, hogy nincs jelen a modellben multikollinearitás.

Az utolsó kiegészítő vizsgálatot a régióban működő független és anyabankokból álló részmintán végeztük el. A regresszió lefuttatásával egy jól illeszkedő modell jött létre ($p = 0,000$; $R^2 = 65\%$). A részmintába 48 bank került be, és a (3) modellt futtattuk le, aminek az eredményét a 21. táblázat tartalmazza.

21. táblázat

A (3) modell teszteredményei a CEE-bankok részmintán (független + anyabankok)

Test results of model (3) on a subsample data of CEE banks (independent + parent banks)

Minta: független + anyabankok, 2006–2022, $N = 48$

Modelladatok:

OLS, a megfigyelések felhasználása: 1–48

Függő változó: AEQ

Heteroszkedaszticitás-roboszt standard hibák, HCl-változat

Magyarázóváltozók	Koefficiens	Standard hiba	t-érték	p-érték
α (konstans)	119,716	13,4674	8,889	0,000***
WOMEN	32,216	6,843	4,708	0,000***
NFVA	-29,3741	13,515	-2,174	0,036**
ROA	257,356	84,133	3,059	0,004***
RWA/TA	-19,483	6,822	-2,856	0,007***
LGTA	-10,190	1,666	-6,117	0,000***
IMPL	-270,082	66,460	-4,064	0,000***
Függő változó átlaga	51,042	Függő változó szórása	13,947	
Reziduális hibák négyzetösszege	3202,445	Reziduális szórás	8,838	
R^2	0,650	Módosított R^2	0,600	
$F(5, 140)$	14,001	P-érték (F)	0,000	
Log-likelihood	-168,9203	Akaike kritérium	351,840	
Schwarz-kritérium	364,940	Hannan–Quinn	356,791	

** 5%-os, *** 1%-os szignifikanciaszint mellett.

Forrás: saját szerkesztés.

A futtatás egy jól illeszkedő, statisztikailag szignifikáns modellt eredményezett ($p = 0,000$), 65%-os magyarázóerővel ($R^2 = 0,650$). A magyarázóváltozók közül a WOMEN, a ROA, az RWA/TA, az LGTA, valamint az IMPL 1%-os szignifikanciaszint mellett, az NFVA 5%-os szignifikanciaszint mellett kerültek a modellbe.

A modell futtatásának érdekessége, hogy a korábbi teljes- és részminták esetében a *management board* összetétele volt a hangsúlyos magyarázótenyező. A vizsgált részminta esetében a szignifikáns magyarázóerő a hölgyek aránya a vezetésben. A korábbi, elsősorban skandináv bankok körében végzett kutatásokhoz hasonló eredményt kaptunk, miszerint a hölgyek körültekintő magatartása a vállalat belső értékeire való fókuszálással javítják a beszámoló minőségét. A további magyarázótenyezők közül a nem valós értéken értékelt eszközök arányának (NFVA) szignifikanciája azzal magyarázható, hogy a CEE-bankok esetében a nemzetközi számviteli standardok alkalmazására csak az ezredforduló után került sor. A modell érvényességét megalapozó teszt eredménye a 22. táblázatban látható.

22. táblázat

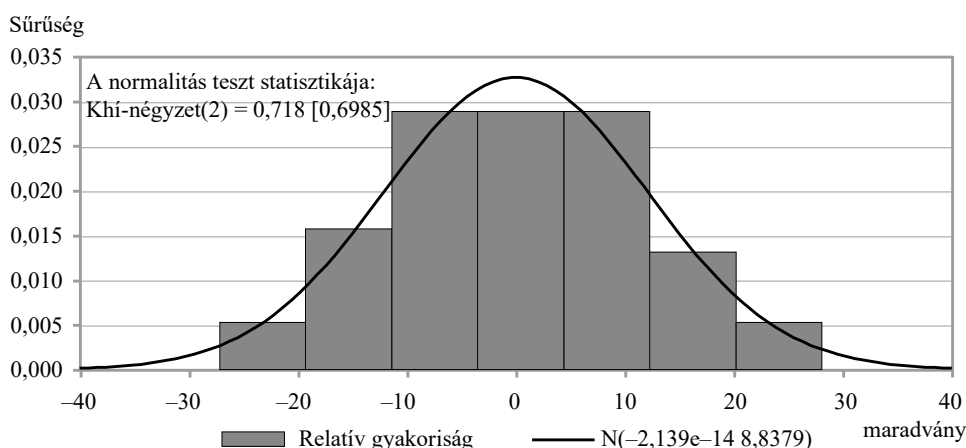
Breusch–Pagan-teszt (3), CEE-részminta, független + anyabankok
Breusch–Pagan test (3), CEE sub-sample data, independent + parent banks

Breusch–Pagan heteroszkedaszticitási teszt nullhipotézise:
 nincs heteroszkedaszticitás, tesztstatisztika: LM = 4,393
 p-értékkel = $P(\text{Chi-square}(5) > 4,393) = 0,624$

A heteroszkedaszticitás vizsgálatához az előzővel megegyezően a Breusch–Pagan-tesztet alkalmaztuk. A p értéke 0,624-et vett fel, így elfogadásra került a nullhipotézis ($p > 5\%$), miszerint az adatállomány homoszkedasztikus.

6. ábra

Normális eloszlás tesztje (3), CEE-részminta, független + anyabankok
Normal distribution test (3), CEE subsample data, independent + parent banks



A hibatagok normális eloszlásának tesztje esetében is elfogadásra került a nullhipotézis ($p > 5\%$), miszerint a reziduumok normális eloszlást követnek.

23. táblázat

VIF-mutatók vizsgálata (3), CEE-részminta, független + anyabankok
Examination of VIF indicators (3), CEE sub-sample data, independent + parent banks

Variancianövelő faktorok minimális lehetséges értéke = 1,0

Értékek > 10,0, kollinearitási problémára utalhat

WOMEN	1,067
NFVA	1,735
ROA	1,159
RWAB	1,339
LGTA	1,567
IMPL	1,495

A VIF-mutató segítségével multikollinearitás-vizsgálatot végeztünk. A magyarázóváltozók valamennyi tagjára a VIF-mutató 1-hez közeli értéket mutatott, ami alapján megállapítható, hogy nincs jelen a modellben multikollinearitás.

5. Konklúzió

A kutatás a jövedelemminőséget (AEQ) és a reá ható tényezőket a korábban publikált tanulmányokhoz képest új megközelítésben vizsgálja, ahol az anya-leányvállalat kapcsolat, a döntéshozó szerv összetétele, a régióban megjelenő banki tulajdonosváltások, illetve az adott országbeli működés az AEQ-mutatóra gyakorolt hatásainak megfigyelése volt a cél a 2006-tól 2022-ig terjedő időszakban.

A teljes mintán, illetve részmintákon elvégzett vizsgálatok alapján (Függelék F1. táblázat) megállapítható, hogy az AEQ-ra pozitív hatást gyakorol az igazgatótanács (*management board*, GOV) összetétele, azaz, hogy mennyiben képvisel önállóságot, milyen mértékben szól bele az anyabank a döntésekbe. A befolyás mértékére enged következtetni, hogy a döntéshozó testületbe milyen arányban delegál hazai, illetve saját országbeli vagy más nemzetiségű szakembereket az anyabank. A vizsgált bankcsoportoknál az elemzési időszakban felértékelődött ennek a kérdésnek a szerepe. Az érintett bankoknál erősödött az adott országbeli szakemberek delegálása az igazgatótanácsba, háttérbe szorult az anyabank országából való kiküldetéssel szemben. A kapott eredmény is pozitív együtthatót eredményez, ami megerősíti, hogy a hazai szakemberek helyismerete, tudása, ellenőrzési gyakorlata az adott országbeli bank jövedelemminőségét növeli.

Az adott ország gazdasági, pénzügyi kultúrája hatással van az adott országban működő bankokra, így a jövedelem tartósságát, tervezhetőségét befolyásolja. Az egyes országokban működő bankok egyéni együtthatóit átlagolva, majd azt összehasonlítva eltérő eredményeket kapunk. Csehország, Szlovákia, Magyarország, Románia, Bulgária, Horvátország alacsony AEQ-mutatóval rendelkezik. A magyarázatok között található a szigorú, az uniós előírásokkal összhangban lévő szabályrendszer alkalmazása, ami negatív irányba befolyásolja a jövedelmezőséget. Addig a vizsgált balkáni országok (Koszovó, Bosznia-Hercegovina, Albánia, Montenegró) esetében a magasabb AEQ-mutató, a nemzeti, egyedibb szabályozás nagyobb mozgásteret ad a jövedelem realizálására (Függelék F2. táblázat).

A teljes minta, illetve a független és anyabankok részmintái alapján meghatározott jövedelemminőség esetében szignifikáns tényezőnek minősült a nem valószínűsített eszközök aránya (NFVA), amely magyarázóváltozó negatív hatással van az AEQ értékére. A nemzetközi pénzügyi válságot követően a piaci értékelés igénye felerősödött, amely egy új standard (IFRS13) bevezetését is megalapozta. A régiós bankoknál a valós értékelés kevésbé alkalmazott technika, mivel az új számviteli rendszer az ezredforduló utáni bevezetése miatt még nem áll rendelkezésre annyi tapasztalat, hogy szélesebb körben lehessen alkalmazni, részben az anya-leányvállalati kapcsolat miatt. Az anyabankok kevésbé engedik a leánybankok esetében a piaci értékelés használatát. A bankok mérlegében a pénzügyi instrumentumok aránya meghatározó. A választott értékelési technikák közül a valós

értékelés megkísérli az egyes vagyonelemek piaci értéken történő meghatározását, és az értékelésből keletkező különbözet eredményként való elszámolását. A min-tában szereplő bankoknál nem volt szignifikáns tényező a valós értékelés, ami annak tudható be, hogy arányaiban kisebb mértékben alkalmazzák a pénzügyi instrumentumaikra ezt a fajta értékelési technikát.

Valamennyi vizsgálatban a bank mérete szignifikáns tényező. A korábbi kutatások eredményei a vizsgált bankok körében is visszaköszönnek, hiszen a bank méretének növekedésével a jövedelemminőség csökken. Szintén minden adatbázist érint a nem teljesítő kintlévőségek (NPL), illetve az eredményként elszámolt értékvesztések mértéke (IMPL), amely szignifikáns hatást gyakorol a jövedelemminőségre. Az eredményként elszámolt értékvesztések növekedése negatívan hat az AEQ-ra, ami betudható annak, hogy az értékvesztés elszámolása lehetőséget ad az adózás előtti eredmény változtatására, kisimítására. A pénzügyi beszámolók összeállítására hatással van a két fontos számviteli standard (IFRS 13 és IFRS 9), ami a vizsgálat tárgyát képező bank működése szempontjából kiemelkedő jelentőséggel bír. Az új szabályok implementálása sikeresen megtörtént a régiós bankoknál, ami hatással van a jövedelemminőségre is a következő magyarázótenyezőkön keresztül az NFVA, az NPL és az IMPL révén.

Fontos még egy tényezőt kiemelni, miszerint a jövedelemminőség-mutatóra szignifikáns hatással van a vizsgált időszakban az anya-leánybank (PARSUB) kapcsolat, ha kizárólag a minőségi tényezők alapján végezzük el az elemzést. Az AEQ-ra pozitív hatást gyakorol a leánybanki kapcsolat, amit többségi tulajdonú, multinacionális bankok esetében a korábbi kutatások, szakirodalmi háttér is alátámasztanak. A többségi tulajdon, illetve a hazai menedzserek nagyobb száma erősíti a jövedelemminőséget.

Empirikus eredményeink az általunk kiválasztott 130 közép-kelet-európai bank és 16 anyabankjainak a 2006-tól 2022-ig terjedő időszakra vonatkozó adatain alapulnak. Következtetéseink relevanciája esetlegesen alacsonyabb lehet néhány hivatkozott tanulmány, több ezer vállalat adatait tartalmazó nagymintás kutatás eredményeihez képest, ugyanakkor az általunk vizsgált 2482 bankév kellően nagy bázist ad ahhoz a régióban, hogy a kapott eredmények megbízhatónak és gyakorlati implikációk szempontjából relevánsnak tekinthetők. Úgy véljük, hogy az itt közölt empirikus eredmények mind az régiós banki vezetők, mind a jövőben a régióban befektetni szándékozók számára hasznos segítséget nyújthatnak döntéseik előkészítésében és meghozatalában.

Függelék

F1. táblázat

A (2) és a (3) modell eredményeinek összefoglalása

Summary of results from models (2) and (3)

Magyarázó- változók	Teljes adatbázis (146)		Leánybanki részatbázis (102)		CEE független, leány- és anyabankok részatbázisa (130)		Független és anyabankok részatbázisa (48)	
EU								
GDP								
GOV	***	+	***	+	***	+		
WOMEN							***	+
OWNCHANGE			**	+				
PARSUB								
FVA								
NFVA	***	—					**	—
NPL			***	—	***	—		
ROA	***	+			***	+	***	+
TIERR	**	—			***	—		
LGTA	***	—	***	—	***	—	***	—
IMPL	***	—	***	—	***	—	***	—
RWA/TA	**	—	***	—	**	—	***	—

Megjegyzés: * 10, ** 5, *** 1%-os szignifikanciaszint mellett. „+” az eredményváltozóra pozitív, a „—” negatív hatást gyakorol.

F2. táblázat

A mintában szereplő közép-kelet-európai bankok adatai alapján számított átlagos jövedelemminőség (AEQ)

*Average earnings quality (AEQ) calculated on the basis of data from the sampled banks
in Central and Eastern Europe*

Albánia	52,04	Moldova	59,78
Bosznia-Hercegovina	63,09	Montenegró	61,22
Bulgária	53,17	Oroszország	44,68
Csehország	53,62	Románia	47,89
Észak-Macedónia	58,75	Szerbia	51,61
Horvátország	47,58	Szlovákia	50,43
Kosзовó	52,82	Szlovénia	53,33
Magyarország	42,30	Ukrajna	36,04

Irodalom

- Aggarwal, R. – Jacques, K. T. (2001): The impact of FDICIA and prompt corrective action on bank capital and risk: Estimates using a simultaneous equations model. *Journal of Banking and Finance*, 25(6), 1139–1160.
- An, Y. (2017): Measuring Earnings Quality Over Time. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(3), 82–87.
- Arun, T. G. – Almahrog, Y. E. – Aribi, Z. A. (2015): Female directors and earnings management; Evidence from UK companies. *International Review of Financial Analysis*, 39, 137–146.
<https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.03.002>
- Ball, R. – Kothari, S. P. – Robin, A. (2000): The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29, 1–51.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.176989>
- Ball, R. – Robin, A. – Wu, J. S. (2003): Incentives versus standards: properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics*, 36, 235–270.
<https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2003.10.003>
- Barth, M. E. (2000): Valuation-based research implications for financial reporting and opportunities for future research. *Accounting and Finance*, 40, 7–31.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2008.00287>
- Barth, M. E. – Schipper, K. (2008): Financial Reporting Transparency. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 23(2), 173–190.
- Berger, A. N. – Miller, N – Petersen, M – Rajan, R. – Stein, J. (2005): Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks. *Journal of Financial Economics*, 76, 237–269. <https://doi.org/10.3386/w8752>
- Basu, S. (1997): The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 3–37.
- Beidleman, C. R. (1973): Income smoothing: The role of management. *The Accounting Review*, 48(4), 653–667.
- Beuselinck, C. – Cascino, S. – Deloof, M. – Vanstraelen, A. (2018): Earnings Management within Multinational Corporations. *The Accounting Review*, 94(4), 45–76.
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1599678>
- Bodnar, G. M. – Giambona, E. – Graham, J. R. – Harvey, C. H. (2019): A View Inside Corporate Risk Management. *Management Science*, 65(11), 4951–5448.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.2438884>
- Bouvatier, V. – Lepetit, L. – Strobel, F. (2014): Bank Income Smoothing, Ownership Concentration and the Regulatory Environment. *Journal of Banking and Finance*, 253–270.
<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.12.001>
- Brickley, J. – Linck, J. – Smith, C. J. (2003): Boundaries of the Firm: Evidence from the Banking Industry. *Journal of Financial Economics*, 70, 351–383. <https://doi.org/10.2139/ssrn.204728>
- Burgstahler, D. C. – Hail, L. – Leuz, C. (2006): The Importance of Reporting Incentives: *Earnings Management in European Private and Public Firms*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.484682>
- Casciello, R. – Maffei, M. – Meucci, F. (2025): Bank accounting conservatism and capital management. *Journal of Applied Accounting Research*.
<http://dx.doi.org/10.1108/JAAR-09-2024-0315>
- Chamberlain, S. L. (1998): The effect of bank ownership changes on subsidiary – level earnings. In: Amihud, Y. – Miller, G. (eds.): *Bank Mergers and Acquisitions*. pp. 137–172.
<https://doi.org/10.1007/978-1-4757-2799>

- Chen, L. H. – Folsom, D. – Paek, W. – Sami, H. (2013): Accounting Conservatism, Earnings Persistence, and Pricing Multiples on Earnings. *Accounting Horizons, Forthcoming*.
<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.964250>
- Clubb, C. – Wu, G. (2013): Earnings Volatility and Earnings Prediction: Analysis and UK Evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*, 41(1–2). <http://dx.doi.org/10.1111/jbfa.12055>
- Cohen, B. H. – Scatigna, M. (2016): Banks and capital requirements: Channels of adjustment. *Journal of Banking and Finance*, 69(1), S56–S59.
- Cohen, D. A. (2003): Quality of Financial Reporting Choice: Determinants and Economic Consequences. *Working Paper, Northwestern University*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.422581>
- Darmayanti, Y. – Kassim, A. A. – Husin, N. A. – Suryandimal, S. (2022): The Effect of Age, Ethnicity and Financial Expertise of Female Directors on Earnings Quality in Indonesia. *The Second Economics, law, Education and Humanities International Conference. 2nd–ELEHIC–2021*. <https://doi.org/10.18502/kss.v7i6.10606>
- Datta, S. – Iskandar–Datta, M. – Singh, V. (2013): Product market power, industry structure, and corporate earnings management. *Journal of Banking and Finance*, 37, 3273–3285.
<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.03.012>
- Dechow, P. – Dichev, I. (2002): The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review*, 77, 35–59. <https://doi.org/10.2139/ssrn.277231>
- Dechow, P. – Schrand, C. (2004): *Earnings Quality*. The Research Foundation of CFA Institute.
<https://doi.org/10.2470/rf.v2004.n3.3927>
- Dechow, P. – Ge, W. – Schrand, C. (2010): Understanding EQ: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2–3), 344–401.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.1485858>
- De Andres, P. – Vallelado, E. (2008): Corporate governance in banking: The role of the board of directors. *Journal of Banking and Finance*, 32, 2570–2580.
- Dichev, I. D. – Graham, J. R. – Harvey, C. R. – Rajagopal, S. (2013): Earnings quality: Evidence from the field. *Journal of Accounting and Economics*, 56(2), 1–33.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.2103384>
- Donnelly, R. (2002): Earnings Persistence, Losses and the Estimation of Earnings Response Coefficients. *Abacus*, 121–133. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-6281.00100>
- Ewert, R. – Wagenhofer, A. (2005): Economic effects of tightening accounting standards to restrict earnings management. *The Accounting Review*, 80, 1101–1124.
<https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.4.1101>
- Francis, B. – Iftekhhar, H. – Jong, C. P. – Qiang, W. (2015): Gender Differences in Financial Reporting Decision Making: Evidence from Accounting Conservatism. *C. Contemporary Accounting Research*, 32(3), 1285–1318. <https://doi.org/10.1111/1911-3846>
- Francis, J. – LaFond, R. – Olsson, P. – Schipper, K. (2003): *EQ and the Pricing Effects of Earnings Patterns*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.414142>
- Francis, J. – LaFond, R. – Olsson, P. – Schipper, K. (2004): *Costs of Capital and Earnings Attributes*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.414125>
- Gaio, C. – Raposo, C. (2011): Earnings quality and firm valuation: international evidence. *Accounting & Finance*, 51(2), 467–499. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629x.2010.00362>
- Gaio, C. – Raposo, C. (2014): Corporate Governance and Earnings Quality: International Evidence. *Journal of Accounting and Finance*, 14(3), 52–74.
- García-Meca, E. – Martínez-Ferrero, J. – Sánchez, I. (2015): Board diversity and its effects on bank performance: An international analysis. *Journal of Banking & Finance*, 53, 202–214.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.12.002>

- Gavious, I. – Segev, E. – Yosef, R. (2012): Female directors and earnings management in high-technology firms. *Pacific Accounting Review*, 24, 4–32.
<https://doi.org/10.1108/01140581211221533>
- Hodge, F. (2003): Investors' Perceptions of Earnings Quality, Auditor Independence, and the Usefulness of Audited Financial Information. *Accounting Horizons*, 17, 37–48.
<https://doi.org/10.2308/acch.2003.17.s-1.37>
- Hooghiemstra, R. – Niels, H. – Lars, O. – Trond, R. (2015): *The Impact of Board Internationalization on Earnings Management*. Stockholm: IFN Working Paper No. 1096. Stockholm: Research Institute of Industrial Economics (IFN). <https://doi.org/10.2139>
- Hope, O. K. – Thomas, W. B. – Vyas, D. (2017): Stakeholder demand for accounting quality and economic usefulness of accounting in U.S. private firms. *Journal of Accounting and Public Policy*, 36(1), 1–13. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2457956>
- Jarjabka, Á. – Fűrész, D. I. – Havran, Zs. (2024): The impact of cultural distance on the migration of professional athletes as high-skilled employees. *Journal of Industrial and Business Economics*. <https://doi.org/10.1007/s40812-023-00288-8>
- Kamarudina, K. A. – Ismail, W. A. (2014): Earnings Quality Construct and Measures in Empirical Accounting Studies. *International Conference on Governance & Strategic Management (ICGSM)*.
- Katits E. – Patyi B. (2017): A nyugat-dunántúli régió összehasonlító elemzése a pénzügyi kockázati faktorok azonosításával. *Gazdaság & Társadalom*, 9(2), 70–98.
<https://doi.org/10.21637/gt.2017.2.04>
- Kim, Y. – Yi, H. (2021): Vice or Virtue? The Impact of Earnings Management on Bank Loan Agreements. *International Review of Economics & Finance*, 73, 303–324.
<https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.12.028>
- Kirschenheiter, M. – Melumad, N. (2004): Earnings' quality and smoothing. *Working Paper, Columbia Business School*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.930445>
- Krishnan, G. – Zhang, J. (2019): Do investors perceive a change in audit quality following the rotation of the engagement partner? *Journal of Accounting and Public Policy*, 38(2), 146–168.
<https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2019.02.002>
- Kyaw, K. – Olugbode, M. – Petracci, B. (2015): Does gender diverse board mean less earnings management? *Finance Research Letters*, 14, 135–141.
<https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.05.006>
- Leuz, C. (2010): Different Approaches to Corporate Reporting Regulation: How Jurisdictions Differ and Why. *Chicago Booth Initiative on Global Markets Research Paper*, 53.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.1581472>
- Leuz, C. – Nandab, D. – Wysockic, P. D. (2003): Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of Financial Economics*, 69, 505–527.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.281832>
- Leventis, S. – Dimitropoulos, P. – Qwusu-Ansah, S. (2013): Corporate Governance and Accounting Conservatism: Evidence from the Banking Industry. *Corporate Governance: An International Review*, 21(3), 264–286.
- Levitt, A. (1998): *The numbers game*. Unpublished remarks.
<http://www.sec.gov/news/speeches/spch220.txt>
- Lisowsky, P. – Minnis, M. (2018): The Silent Majority: Private U.S. Firms and Financial Reporting Choices. *Chicago Booth Research Paper*, 14–01. <https://doi.org/10.1111/1475-679x.12306>
- Mariathasan, M. – Merrouche, O. (2014): The manipulation of basel risk-weights. *Journal of Financial Intermediation*, 23(3), 300–321.

- Masulis, R. W. – Wang, C. – Xie, F. (2012): Globalizing the boardroom – The effects of foreign directors on corporate governance and firm performance. *Journal of Accounting and Economics*, 53(3), 527–554. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2011.12.003>
- Menicucci, E. (2020): *Earnings Quality: Definitions, Measures, and Financial Reporting*. Kindle Edition.
- Mikhail, M. – Walther, B. – Willis, R. (2003): Reactions to Dividend Changes Conditional on Earnings Quality. *Journal of accounting, auditing and finance*, 18(1), 121–151. <https://doi.org/10.1177/0148558x0301800107>
- Norden, L. – Stoian, A. (2014): Bank Earnings Management Through Loan Loss Provisions: A Double-Edged Sword? *De Nederlandsche Bank Working Paper*, 404. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2369798>
- Oxelheim, L. – Randø, T. (2003): The Impact of Foreign Board Membership on Firm Value. *Journal of Banking & Finance*, 27(12), 2369–2392. [https://doi.org/10.1016/s0378-4266\(02\)00395-3](https://doi.org/10.1016/s0378-4266(02)00395-3)
- Paoloni, M. – Paolucci, D. – Menicucci, E. (2017): Fair value accounting and earnings quality (EQ) in banking sector: Evidence from Europe. *African journal of business management*, 11(20), 597–607.
- Pathan, S. – Faff, R. (2013): Does board structure in banks really affect their performance? *Journal of Banking and Finance*, 37, 1573–1589.
- Penman, S. (2003): The quality of financial statements: Perspectives from the recent stock market bubble. *Accounting Horizons*, 17, 77–96. <https://doi.org/10.2139/ssrn.319262>
- Robinson, L. A. – Stocken, P. C. (2013): Location of decision rights within multinational firms. *Journal of Accounting Research*, 51, 1261–1297. <https://doi.org/10.1111/1475-679x.12021>
- Schipper, K. – Vincent, L. (2003): EQ. *Accounting Horizons*, 17 (Supplement), 97–111. <https://doi.org/10.2308/acch.2003.17.s-1.97>
- Schroff, N. – Verdi, R. – Yu, G. (2014): The information environment and the investment decisions of multinational corporations. *The Accounting Review*, 89, 759–790. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1939494>
- Sodan, S. (2015): The impact of fair value accounting on EQ in eastern European countries. *Procedia Economics and Finance*, 32, 1769–1786. [https://doi.org/10.1016/s2212-5671\(15\)01481-1](https://doi.org/10.1016/s2212-5671(15)01481-1)
- Szücs T. – Ulbert J. (2019): Jövedelemminőség mérése és alakulása a közép-európai bankok működése során. *XIII. Pécsi Pénzügyi Napok – Új kihívások és lehetőségek – Konferenciakötet*, pp. 97–109. Pécs.
- Szücs T. – Kehl D. – Takács A. (2019): A jövedelemminőség mérése és befolyásoló tényezők az európai pénzügyi szektorban. *Vezetéstudomány*, 4, 2–10. <https://doi.org/10.14267/veztud.2019.04.01>
- Takács A. – Szücs T. – Kehl D. – Fodor A. (2020): The effect of fair valuation on banks' earnings quality: empirical evidence from developed and emerging European countries. *Heliyon*, 6(12). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e05659>
- Temesváry, J. – Banai, A. (2017): The drivers of foreign bank lending in Central and Eastern Europe: The roles of parent, subsidiary and host market traits. *Journal of International Money and Finance, Elsevier*, 79(C), 157–173.
- Fan, Y. – Jiang, Y. – Zhang, X. – Zhou, Y. (2019): Women on boards and bank earnings management: From zero to hero. *Journal of Banking & Finance*, 107. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.105607>
- Yee, K. (2006): Earnings quality and the equity risk premium: A benchmark model. *Contemporary Accounting Research*, 23, 833–877. <https://doi.org/10.1506/8m44-wldg-plg4-8e0m>