

DOKTORI (PhD) ÉRTEKEZÉS

Kulcsár Edina Éva

Debrecen

2018

**DEBRECENI EGYETEM
GAZDASÁGTUDOMÁNYI KAR
SZÁMVITELI ÉS PÉNZÜGYI INTÉZET**

**IHRIG KÁROLY GAZDÁLKODÁS- ÉS SZERVEZÉSTUDOMÁNYOK
DOKTORI ISKOLA**

Doktori iskola vezető: Prof. Dr. Popp József egyetemi tanár, DSc

**HAJDÚ-BIHAR ÉS BIHOR MEGYEI KIS- ÉS
KÖZÉPVÁLLALKOZÁSOK KOCKÁZATÁNAK
ÖSSZEHASONLÍTÓ VIZSGÁLATA**

Készítette:

Kulcsár Edina Éva

Témavezető:

Dr. Tarnóczy Tibor

egyetemi docens, PhD

DEBRECEN

2018.

A doktori értekezés betétlapja

Hajdú-bihar és Bihor megyei kis- és középvállalkozások kockázatának összehasonlító vizsgálata

Értekezés a doktori (PhD) fokozat megszerzése érdekében
a Gazdaság- és szervezéstudományok tudományágban

Írta: Kulcsár Edina Éva, okleveles közgazdász

Készült a Debreceni Egyetem Ihrig Károly Gazdálkodás- és Szervezéstudományok
doktori iskolája (Gazdálkodástudományi programja) keretében

Témavezető: Dr. Tarnóczy Tibor

A doktori szigorlati bizottság:

elnök: Dr.
tagok: Dr.
Dr.

A doktori szigorlat időpontja: 20... ..

Az értekezés bírálói:

Dr.
Dr.
Dr.

A bírálóbizottság:

elnök: Dr.
tagok: Dr.
Dr.
Dr.
Dr.

Az értekezés védésének időpontja: 20... ..

NYILATKOZAT

Alulírott, **Kulcsár Edina Éva** (szül.: Nagyvárad, 1987. 04. 09.) büntetőjogi és fegyelemi felelősségem tudatában kijelentem és aláírással igazolom, hogy a doktori (Ph.D) fokozat megszerzése céljából benyújtott értekezésem kizárólag saját, önálló munkám.

Nyilatkozom továbbá, hogy:

- az Ihrig Károly Gazdálkodás- és Szervezéstudományok Doktori Iskola szabályzatát megismertem, és az abban foglaltak megtartását magamra nézve kötelezően elismerem;
- a felhasznált irodalmat korrekt módon kezeltem, a disszertációra vonatkozó jogszabályokat és rendelkezéseket betartottam;
- a disszertációban található másoktól származó, nyilvánosságra hozott vagy közzé nem tett gondolatok és adatok eredeti leőhelyét a hivatkozásokban, az irodalomjegyzékben, illetve a felhasznált források között hiánytalanul feltüntettem a mindenkori szerzői jogvédelem figyelembevételével;
- a benyújtott értekezéssel azonos, vagy részben azonos tartalmú értekezést más egyetemen, illetve doktori iskolában nem nyújtottam be tudományos fokozat megszerzése céljából.

Debrecen, 2018. március 17.

Kulcsár Edina Éva

TARTALOMJEGYZÉK

TARTALOMJEGYZÉK	2
BEVEZETÉS	6
1. CÉLKITŰZÉS, TÉZISEK	9
2. VÁLLALATI KOCCÁZATOK ÉS A KOCCÁZAT MÉRÉSE.....	12
2.1. A kockázat fogalma.....	12
2.2. A gazdasági kockázat	19
2.3. Vállalati kockázatok.....	21
2.4. A makrogazdasági tényezők hatása.....	29
2.5. A kockázat mérése	31
2.6. A tőkeáttételi fok, mint vállalati kockázati mérőszám	35
2.7. A tőkearázasi modellek szerepe a kockázat mérésében és kezelésében	43
2.8. A kockázatmenedzsment.....	47
3. A MÓDSZERTAN ÉS AZ ADATBÁZIS BEMUTATÁSA	53
3.1. A k-közép klaszteranalízis	53
3.2. Többdimenziós skálázás.....	56
3.3. Panel adatok elemzése.....	57
3.4. Az elemzésekhez felhasznált adatbázisok bemutatása	61
4. A ROMÁN ÉS A MAGYAR KKV-K FŐBB JELLEMZŐI	65
4.1. A román KKV-k főbb jellemzői.....	66
4.2. A magyar KKV-k főbb jellemzői.....	69
5. A VIZSGÁLATBA BEVONT ROMÁN ÉS MAGYAR KKV-K KOCCÁZATI ELEMZÉSE.....	74
5.1. A vizsgált román és magyar vállalatok általános statisztikai jellemzői	75
5.2. A román vállalatok k-közép klaszterelemzése	88
5.3. A magyar vállalatok k-közép klaszterelemzése	102
5.4. A román és a magyar vállalatok kockázatának összehasonlító vizsgálata.....	112

5.5. A román és magyar vállalatok működési és pénzügyi kockázatának összehasonlító vizsgálata panel regresszió felhasználásával.....	115
6. AZ ÉRTEKEZÉS TÉZISEI, MEGÁLLAPÍTÁSAI	123
7. AZ ÉRTEKEZÉS FONTOSABB EREDMÉNYEI.....	128
ÖSSZEFOGLALÁS	129
IRODALOMJEGYZÉK.....	135
SAJÁT PUBLIKÁCIÓK JEGYZÉKE.....	151
ÁBRAJEGYZÉK	153
TÁBLÁZATJEGYZÉK.....	155
KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS	156
MELLÉKLETEK.....	157
1. számú melléklet: A román és magyar éves beszámoló közötti főbb hasonlóságok és különbségek.....	158
2. számú melléklet: Az elemzésekhez felhasznált pénzügyi mutatók.....	159
3. melléklet: A vizsgált romániai vállalkozások általános statisztikai jellemzői 2009-2012 között.....	164
4./a melléklet: A vizsgált romániai vállalkozások DOL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012).....	166
4./b melléklet: A vizsgált romániai vállalkozások DFL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012).....	167
4./c melléklet: A vizsgált romániai vállalkozások DCL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012).....	168
5. melléklet: A vizsgált magyarországi vállalkozások általános statisztikai jellemzői 2009-2012 között.....	169
6./a melléklet: A vizsgált magyarországi vállalkozások DOL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012).....	171
6./b melléklet: A vizsgált magyarországi vállalkozások DFL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012).....	172

6./c melléklet: A vizsgált magyarországi vállalkozások DCL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012).....	173
7. melléklet: A romániai vállalkozások véletlen hatású panel regresszió Amemiya módszerrel kapott eredményei a Működési tőkeáttétel mutatóra vonatkozóan	174
8. melléklet: A romániai vállalkozások véletlen hatású panel regresszió Swamy-Arora módszerrel kapott eredményei a Pénzügyi tőkeáttétel mutatóra vonatkozóan	175
9. melléklet: A véletlen hatású panel regresszió az Amemiya módszerrel kapott eredmény a magyarországi vállalkozások adatainak felhasználásával (Működési tőkeáttétel)	176
10. melléklet: A véletlen hatású panel regresszió a Swamy-Arora módszerrel kapott eredmény a magyarországi vállalkozások adatainak felhasználásával (Pénzügyi tőkeáttétel)	177
11. melléklet: A vizsgált romániai vállalkozások pénzügyi mutatóinak kétmintás t-próba p értékei a vizsgált időszakban (2009-2012).....	178
12. melléklet: A vizsgált magyarországi vállalkozások pénzügyi mutatóinak kétmintás t-próba p értékei a vizsgált időszakban (2009-2012).....	179
13. melléklet: A véletlen hatású egyirányú panel regresszió (Amemiya féle transzformáció) eredménye román vállalkozások adatainak felhasználásával (Működési tőkeáttétel mutató)	180
14. melléklet: A véletlen hatású egyirányú panel regresszió (Swamy – Arora féle transzformáció) eredménye román vállalkozások adatainak felhasználásával (Pénzügyi tőkeáttétel mutató).....	181
15. melléklet: A véletlen hatású egyirányú panel regresszió (Swamy – Arora féle transzformáció) eredménye magyar vállalkozások adatainak felhasználásával (Működési tőkeáttétel mutató).....	182
16. melléklet: A véletlen hatású kétirányú panel regresszió (Amemiya féle transzformáció) eredménye magyar vállalkozások adatainak felhasználásával (Pénzügyi tőkeáttétel mutató)	183
17. melléklet: A román vállalatok 2009. évi klasztereire vonatkozó többszintű regressziószámítás (DOL, DFL, DCL).....	184
18. melléklet: A román vállalatok 2010. évi klasztereire vonatkozó többszintű regressziószámítás (DOL, DFL, DCL).....	185

19. melléklet: A román vállalatok 2011. évi klasztereire vonatkozó többszintű regressziószámítás (DOL, DFL, DCL).....	186
20. melléklet: A román vállalatok 2012. évi klasztereire vonatkozó többszintű regressziószámítás (DOL, DFL, DCL).....	187
21. melléklet: A magyar vállalatok 2009. évi klasztereire vonatkozó többszintű regressziószámítás (DOL, DFL, DCL).....	188
22. melléklet: A magyar vállalatok 2010. évi klasztereire vonatkozó többszintű regressziószámítás (DOL, DFL, DCL).....	189
23. melléklet: A magyar vállalatok 2011. évi klasztereire vonatkozó többszintű regressziószámítás (DOL, DFL, DCL).....	190
24. melléklet: A magyar vállalatok 2012. évi klasztereire vonatkozó többszintű regressziószámítás (DOL, DFL, DCL).....	191

BEVEZETÉS

Gazdasági tevékenységtől és mérettől függetlenül, a gazdasági szervezetek többségénél, életciklusuk során, nehéz meghatározni olyan szakaszt, amelyben valamilyen formában ne lenne jelen a kockázat. A profitszerzés, és ezáltal a tulajdonosi tőke maximálásának egyik alapfeltétele a kockázatvállalás, ezért a kockázat meghatározása és mérése létfontosságú feladattá vált a vállalatok számára is. A gazdasági környezet gyors és kiszámíthatatlan változásai, a globalizáció, a verseny erősödése még inkább előtérbe helyezték a kockázattal való foglalkozás fontosságát. Az elmúlt időben bekövetkezett nagyvállalati (Enron, WorldCom) csődök is azt igazolják, hogy a fennmaradás érdekében nem elegendő csupán az, hogy egy vállalat világhírű, nagyméretű és sikeres legyen. Az eredményes gazdálkodás érdekében a vállalatvezetőknek a főtevékenységgel kapcsolatos döntéseken kívül, időt és pénzt kell fordítaniuk a kockázatmenedzsmentre is, ami igen összetett feladat.

A nemzetközi szakirodalomban arról olvashatunk, hogy a kockázatmenedzsment olyan holisztikus és integrált tevékenységrendszer, ami a vállalat minden részlegére hatással van. A kockázatmenedzsment főbb feladatainak meghatározása szerzőnként eltérő, de azt gondolom, hogy az egyik kulcsfontosságú résztevékenységének tekinthető a vállalatot fenyegető főbb kockázati tényezők feltérképezése és számszerűsítése. A kockázat számszerűsítésével kapcsolatosan több kérdés is felmerülhet, egyrészt mit értünk a kockázat fogalma alatt, másrészt mi különbözteti meg a kockázatot a bizonytalanságtól, illetve hogyan lehet mérni azt, amit nem ismerünk teljes bizonyossággal. A kockázat témaköréhez kapcsolódó szakirodalom áttekintése után a kutatónak nagyon nehéz eldöntenie, hogy mi a vállalati kockázat koherens mércéje, mert ebben a tekintetben a vélemények jelentősen megoszlanak. A másik nehézség a kockázat számszerűsítésével kapcsolatosan az, hogy maga a kockázat is nehezen fogható meg, közvetlen módon nem is igazán mérhető, ezért legtöbb esetben valamilyen gazdasági változó ingadozásán keresztül próbálják megragadni.

Az egyik leggyakrabban alkalmazott kockázat mérce a variancia, illetve annak négyzetgyöke a szórás, valamint a szórásnak az átlaghoz viszonyított aránya, a relatív szórás. A szórásnak, mint kockázati mércének, egyik nagy hiányossága, hogy nem közvetlen módon méri a kockázatot, hanem a kutató által kiválasztott gazdasági változó (hozam, eredmény) változékonyságán keresztül. Nemzetközi és hazai szinten is eléggé elterjedten alkalmazzák a

J. P. MORGAN által kidolgozott, a lehetséges maximális veszteségen alapuló Value-at-Risk (VaR – kockázatosított érték) mutatót, illetve az ehhez szorosan kapcsolódó várható veszteség (Expected Shortfall - ES) kockázati mérőszámot. Bár az említett két mérőeszköz a vállalati kockázatmenedzsment folyamatába is könnyen beépíthető, a nemzetközi szakirodalomban leginkább pénzügyi eszközök kockázati mércéjeként kerülnek megemlítésre. A VaR egyik nagy hiányossága, hogy sokszerű, extrém gazdasági helyzetekben nem alkalmazható. A VaR nem biztosítja a tökéletes kockázatmérés lehetőségét, egyrészt mert a kockázatosított érték megbízhatóságát jelentősen befolyásolja az adatok milyensége és minősége, másrészt mert teljesen önállóan nem alkalmazható. Többnyire scenárió-elemzéssel és stressz-tesztel szokták kiegészíteni. Ugyanakkor a kockázatosított érték statikus módszernek tekinthető, mert alkalmazása során a kockázat becslése csak rövid távon történik. Az előzőek alapján elmondható, hogy sem a szórás, sem a VaR nem tekinthetők koherens vállalati kockázati mércéknek, ellentétben az ES-sel, ami a leginkább megfelel a koherencia kritériumoknak.

A 2008-ban kialakult, és még napjainkban sem teljes mértékben megoldódott pénzügyi-gazdasági válságnak komoly következményei voltak a vállalatokra nézve is, ami a legtöbb esetben az alacsonyabb eredményekben, a magasabb szintű eladósodottságban, illetve a gyengébb fizetőképességben mutatkozott meg. A vállalatoknál érzékelt pénzügyi, illetve teljesítőképességi problémák még inkább rámutattak a kockázat számszerűsítésének fontosságára a vállalati döntések megalapozásában. A pénzügyi válság hatásaként is felfogható, a vállalatok gazdasági környezetében bekövetkezett hirtelen és jelentős változások még inkább megkövetelték a pénzügyi kockázat elemzési lehetőségeinek újraértelmezését.

Azt gondolom, hogy az elmúlt években bekövetkezett szélsőséges pénzügyi változások előtérbe helyezték a dinamikus módszerek alkalmazásának szükségességét a pénzügyi kockázatok modellszerű vizsgálatában. A dinamikus módszerek egyik nagy érdeme, hogy képesek figyelembe venni a kockázati tényezők időbeli változékonyságát, ami napjainkban elengedhetetlen. Az előzőeket is figyelembe véve, dolgozatomban a pénzügyi kockázat modellszerű elemzésére olyan mérőszámokat alkalmazok, amelyeket mind hazai mind a nemzetközi szinten gyakran alkalmaznak a vállalatok pénzügyi és működési kockázatának meghatározására. Vállalatok esetében az eredmény az a tényező, amiben a változékonyságból következő áttétel, az úgynevezett felnagyító hatás leginkább megjelenik, ezért a működési, illetve pénzügyi kockázatok számszerűsítésére gyakran használják a működési tőkeáttételi fok (Degree of Operating Leverage – DOL) és a pénzügyi tőkeáttételi fok (Degree of Financial

Leverage - DFL), illetve a kettő szorzataként létrehozható kombinált áttételi fok (Degree of Combined Leverage – DCL) mutatókat.

A kockázat összehasonlító vizsgálatához, adatbázisként két közép-, illetve középkelet-európai ország (Magyarország és Románia) két szomszédos megyéje kis- és középvállalkozásainak (KKV-inak) az egyszerűsített éves beszámolóit használok fel. Választásom azért esett erre a vállalati körre, mert Európai Unió szinten, a vállalkozások több mint 90%-a KKV-nak minősíthető. Ebben a tekintetben, a kiválasztott két országban is hasonló a helyzet. Mindkét ország esetében, a KKV szektor gazdaságilag kulcsfontosságú szerepe cáfolhatatlan, ami egyrészt a magas GDP hozzájárulásban, másrészt a magas foglalkoztatottsági arányban nyilvánul meg.

Dolgozatomban, az említett három mérőszám közül, az első kettőt először a román és magyar vállalatok csoportosítására használok. A két áttételi fok mutató értékeit használok fel a vállalatok csoportosításában, amit a k-közép klaszterelemzés segítségével hajtok végre. Az vállalati kockázatok elemzéséhez a többszintű modellezést is felhasználok, mivel a kockázat számszerűsítésénél számolni kell különböző nem mérhető kockázati tényezőkkel is, amelyek mégis jelentős hatással lehetnek a kockázat alakulására.

1. CÉLKITŰZÉS, TÉZISEK

Tanulmányaim során – elvégzett felsőoktatási szakjaimból is következően - nagyon érdekelt a kockázat, annak mérési lehetőségei és a vállalatokra gyakorolt hatásának meghatározása. A vállalatok esetében ez különösen fontos, mert a tevékenységeik által elért teljesítmény és az ezzel együtt járó kockázatok közötti egyensúly sorsdöntő lehet számukra. A vállalatoknak csak olyan mértékű kockázatot szabad vállalniuk, ami biztosítani tudja számukra a fennmaradást, a megfelelő teljesítményt, a gazdasághoz, valamint a vevői igényekhez való folyamatos alkalmazkodást, a fejlődést és a profit elérését, azaz az eredményes működést. A fenti célok teljesítéséhez, az úgynevezett vállalható kockázati szint megállapításához elengedhetetlen a kockázat meghatározása, mérése és annak csökkentésére irányuló feladatok kidolgozása. A vállalati kockázat megfelelő értékekkel történő kifejezése bonyolult feladat.

A kockázat mérésére általában a szórást használják, ugyanakkor a kockázat mérésével foglalkozó szakirodalomban sokszor találkozhatunk azzal, hogy a szórás nem koherens mérőszáma a kockázatnak. A szórás megtartja az eredeti adatok mértékegységét, ezért attól, illetve adatok értékének nagyságától függően az összehasonlíthatóság kérdésessé válhat. A szórás értékét jelentős mértékben befolyásolhatják a kiugró értékek is. A szórás használatánál, a vállalatok összehasonlításánál problémát okozhat, hogy sokszor különböző méretű vállalatokat kell összehasonlítani.

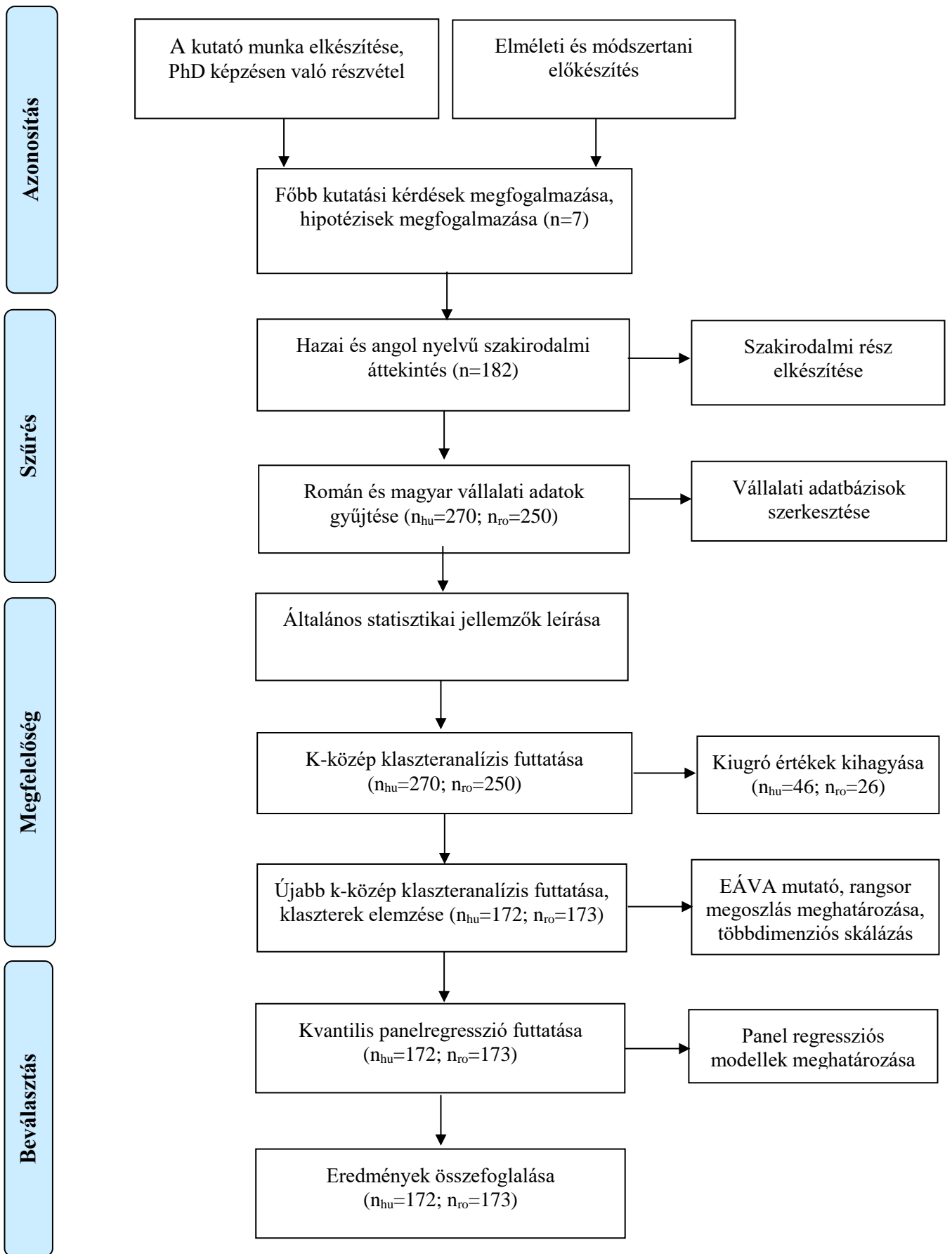
A vállalati pénzügyekkel foglalkozó szakkönyvek szinte mindegyikében találkoztam azzal, hogy a vállalat egyik kockázat mércéje, a kombinált tőkeáttételi fok (*DCL*), ami két alapvető részből áll, a működési tőkeáttételi fokból (*DOL*) és a pénzügyi tőkeáttételi fokból (*DFL*). Ugyanezen könyvek kockázattal foglalkozó fejezeteiben pedig azzal találkozhatunk, hogy a kockázat leggyakrabban használt mérőszáma a szórás, illetve az összehasonlításokban jobban használható a relatív szórás vagy szóródási együttható. Ezek alapján döntöttem úgy, hogy doktori disszertációm témájaként a vállalati kockázat témakörét választom. A szakirodalom és a módszertan tanulmányozása során jöttem rá, hogy ez nagyon sokrétű és bonyolult terület, ezért szűkítenem kellett a témát. Ennek megfelelően döntöttünk úgy témavezetőmmel, hogy alapvetően egy kiválasztott vállalati körre vonatkozóan azt vizsgálom meg, hogyan mérhető a vállalati kockázat a tőkeáttételi fok mutatók által, és mely pénzügyi mutatók lehetnek hatással a tőkeáttételi mutatókra.

Az előzőeket is figyelembe véve, kutatásom fő célja annak a kérdésnek a megválaszolása volt, hogyan lehetne meghatározni a vállalati kockázatot befolyásoló tényezőket és mi lehet az a vállalati kockázati mérce, amellyel a kockázat megfelelően kifejezhető. Ezért fő célkitűzésként a tőkeáttételi mutatók, mint vállalati kockázati mérőszámok vizsgálatát választottam, amely vizsgálathoz magyar és román vállalatokat használtam fel. E fő célkitűzéshez kapcsolódóan az alábbi hipotéziseket fogalmaztam meg:

1. A vizsgált vállalati adatokra mindkét országban nagymértékű heterogenitás jellemző.
2. A vizsgált évek között, a különböző mutatók vonatkozásában nincs szignifikáns különbség.
3. Létrehozhatók olyan homogénebb csoportok, amelyek keretében a vállalati kockázati mutatók értékei pénzügyi mutatókkal alátámaszthatók.
4. A pénzügyi mutatók felhasználásával meg lehet határozni olyan mutatószámokat, amelyek kapcsolatban vannak a tőkeáttételi mutatókkal.
5. A kockázatelemzés során nincsen különbség a szóródási és a tőkeáttételi mutatók alapján történő elemzés eredményei között.
6. A csoportosított adatok közötti különbségek többszintű regressziós modellel jobban leírhatók.
7. A panelregresszió felhasználható a vállalati keresztmetszeti és idősor-adatok kockázati összefüggéseinek feltárására.

A megfogalmazott hipotézisek megválaszolása érdekében kutatásom során az 1. ábrán bemutatott lépéseket követtem. Kutatásom főbb lépéseinek szemléltetésére a PRISMA folyamatábrát¹ használtam fel.

¹ Moher, D.- Liberati, A. –Tetzlaff, J. – Altman, D.G. (2009): The PRISMA Group. Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses: The PRISMA Statement. PLoS Med 6(7): e1000097. doi:10.1371/journal.pmed1000097



1. ábra.: A szisztematikus kutatás folyamatábrája a PRISMA ajánlás alapján

2. VÁLLALATI KOCKÁZATOK ÉS A KOCKÁZAT MÉRÉSE

2.1. A kockázat fogalma

Napjainkban, a gazdasági környezet legmeghatározóbb jellemzője az instabilitás, a változékonyság és a bizonytalanság. Nehéz olyan területet találni, amelyben a döntéshozatali folyamat, a gazdasági tevékenység folytatása kockázatmentes. A 2008-as pénzügyi válság különösen is felhívta a figyelmet a kockázat, a bizonytalanság és a változékonyság elemzésének fontosságára a vállalati döntések megalapozásában.

A kockázat a közgazdaságtan egyik legmeghatározóbb és egyik legvitatottabb jelensége. Az elmúlt években kialakult, és még napjainkban sem megoldódott gazdasági válság jelentős mértékű gazdasági és pénzügyi kockázatot idézett elő a gazdaságban, különösen a kis- és középvállalkozások (továbbiakban: KKV) esetében. Az egyes országokban bekövetkezett problémák jelentős mértékben megnövelték a mi régióink kockázatát is, ami vissza is tükröződött a piacok, illetve a piaci szereplők viselkedésében és teljesítőképességében. Komoly gazdasági problémákkal kellett szembenézniük a magyar és a román KKV-knak is.

Mindezeket figyelembe véve fontosnak tartom tisztázni a kockázat általános fogalmát, valamint a kockázat és a bizonytalanság közötti különbséget. Számtalan cikk és könyv foglalkozik a kockázat definiálásával, mégsem találkozhatunk egységes fogalmi meghatározással.

A kockázat szó az arab *“risq”*, valamint a latin eredetű *“riscum”* szóból ered. Az arab értelmezés szerint a *“risq”* szó nem más, mint *“valamilyen Istentől kapott ajándék, aminek segítségével profitra lehet szert tenni”*. A francia *“risqué”* szó azonban már pozitív és negatív irányú értelmezést is kapott. Egy francia közmondás szerint *‘qui de risque rien n’a rien’*, azaz *“aki semmit sem kockáztat, az semmit sem nyer”* (KEDAR, 1970). Gazdasági szervezetek többsége profitorientált, ezért működésük során szinte elengedhetetlen a kockázatvállalás.

A szakirodalomban különböző elméleteket találhatunk a kockázattal kapcsolatban, amelyek közül a legmeghatározóbbakat mutatom be. Az általános kockázat, a legismertebb meghatározás szerint, egy kedvezőtlen esemény bekövetkezésének a lehetősége. A

kockázatnak fontos jellemzője, hogy a kedvezőtlen esemény bekövetkezésének időpontja, annak következménye, hatásának súlyossága bizonytalan, előre nem jelezhető. BÉLYÁ CZ (2004, 1. o.) szerint “A kockázat és a bizonytalanság egyike a közgazdaságtan legvitatottabb jelenségeinek. Az sohasem képezte vita tárgyát, hogy mindkettő hatással van a gazdasági döntésekre, ...”.

ALASTAIR (2009) a kockázatot a veszteség bekövetkezésének esélyeként, valószínűségeként definiálja, és könyvében több definíciót is ad a kockázatra vonatkozóan, amelyek közül a leggyakrabban említettek: az eltérő eredmények valószínűsége, eltérés az elvárt eredményektől, a nyereség és a veszteség bekövetkezésének szimmetrikus esélye. GALLATI (2003, 8. o.) könyvében úgy definiálja a kockázatot, mint “egy helyzet, amelyben megvan annak a lehetősége, hogy a kapott eredmény eltérjen az elvárt, kívánatos eredménytől”. Szerinte szoros kapcsolat van a kockázat és az eltérés között. Legtöbbször, amikor a kockázatról beszélünk ezt az eltérést az elvárt eredménytől negatív értelemben használjuk, mint “... egy negatív esemény bekövetkezésének a valószínűségét”. GALLATI (2003) szerint az eltérés alatt pozitív vagy negatív jellegű eltérést kell érteni. Véleményem szerint is így kell a kockázatot értelmezni. Ha a kockázatos helyzetnek csak a negatív oldalát értelmeznénk, és nem számolnánk a pozitív jellegű kimenettel, akkor a befektetők és a vállalatvezetők sohasem kockáztatnának. Ez képtelenség lenne, mert a kockázat a gazdasági tevékenység motorja. Ha a döntéshozók nem kockáztatnának, megfelelő mértékű nyereséghez sem tudnának jutni.

Az egyik legismertebb elmélet a kockázatról a KNIGHT-féle elmélet, amely szerint a kockázat és a bizonytalanság között jelentős különbség van. KNIGHT vizsgálódása a kockázat és a bizonytalanság közötti megkülönböztetésre irányult. Véleménye szerint, a legfőbb eltérés a kockázat és a bizonytalanság között a mérhetőségben rejlik, pontosabban a kockázat mérhető, a bizonytalanság azonban nem. KNIGHT (1921) könyvében, elsőként tulajdonít közgazdasági jelentőséget a kockázatnak és bizonytalanságnak a közgazdaságtani irodalomban. Nevezetes vállalatelméleti művében, KNIGHT (1921) leírja azokat a kockázattal és a bizonytalansággal kapcsolatos elméleti következtetéseit, amelyekre kutatásai során jutott. Véleménye szerint a kockázat számszerűsíthető, ezért kezelhető, míg a bizonytalanság nem számszerűsíthető, ezért nem is kezelhető, és így nem lehet ellene védekezni. Más értelmezés szerint, KNIGHT a bizonytalanságnak két elemét különbözteti meg a csökkenthető, amit kockázatnak nevez és a nem csökkenthető, ami véleménye szerint a “valós bizonytalanság” (BÉLYÁ CZ, 2011-a).

KNIGHT kockázatfogalmának egyik legerősebb kritikája KEYNES-től (1937) származik, aki szerint “a gazdasági jövő bizonytalansága nem oldható fel a múlt értéklefutásának figyelésével”, valamint az, hogy “a jövőre vonatkozó emberi döntések (...) nem függhetnek szigorú matematikai várakozásoktól, mert az ilyen típusú számításoknak nincs alapjuk”. KEYNES és követői szerint, tehát a jövőbeli döntések alakulását nem befolyásolják a “szigorú matematikai várakozások” (BÉLYÁ CZ, 2011-b, 380. o.). KEYNES (1937) egyik ismert tanulmányában – amire BÉLYÁ CZ (2010) is hivatkozik - a következő megjegyzést teszi a KNIGHT-i elméletre vonatkozóan: “A ’bizonytalan’ ismeretével kapcsolatban megjegyezhető, hogy nem tennék különbséget a bizonyosan ismert s a csupán valószínű között. A rulett játék eredménye ebben az értelemben nincs kitéve bizonytalanságnak. A kifejezést abban az értelemben használom, hogy az európai háború kilátása bizonytalan, avagy a réz ára és a kamatláb húsz év múlva milyen lesz. Ilyen esetekben nincs tudományos alap bármilyen valószínűség számításához. Egyszerűen nem tudjuk.”. KEYNES (1921) a bizonytalanságot két részre bontja, egyrészt beszél a gazdasági környezetből származó bizonytalanságról, valamint a valóság megismerésének bizonytalanságáról (BÉLYÁ CZ, 2011-a, 291. o.).

A nehezen előre jelezhető gazdasági környezetnek egyik lényeges jellemzője a kockázatosság. A kockázat és a bizonytalanság közötti különbség különösen fontos a vállalati döntéshozatalban, ezért SZÁ SZ (2011) értelmezése szerint a kockázat olyan helyzetre utal, amelyben a döntéshozó valószínűséget rendelhet a véletlen eseményhez, míg a bizonytalanság esetében ez nem lehetséges, hanem az esélyek azok, amelyek azt jobban jellemzik. A bizonytalanság egyik legjellemzőbb összetevője a meglepetés, valamint a véletlenszerűség. Más szóval, amikor egy adott helyzetnek nem tudjuk meghatározni a lehetséges kimeneteleit, nem tudjuk, mire számíthatunk, melyek a várható következmények, mert azokat nem ismerjük, azt hívjuk bizonytalan helyzetnek. Napjainkban, a gazdasági események során, a vállalati szférában, a döntéshozók egyre nagyobb része szembesül azzal, hogy igazából a bizonytalanság a leginkább jellemző egy adott döntés várható eredményére, és az számára kockázattal jár. Ebből az a következtetés vonható le, hogy ami a döntéshozó számára bizonytalan eseményt jelent, az kockázatot is hordoz magában. Ezért azt gondolom, hogy a vállalati döntéshozatalban a két fogalom nem különböztethető meg, azok lényegében szinonim fogalmakként is használhatóak. A bizonytalanság abban az esetben, ha arról ismeretekkel rendelkezünk, akkor valamilyen szintig mérhető is, ha viszont nincsenek

ismereteink, akkor az nem bizonytalan, hanem – elfogadva a Keynes által is leírtakat - nem ismert, azaz nincsen kellő tudásunk azzal kapcsolatban megfelelő következtetéseket levonni..

KNIGHT kutatásai során arra a következtetésre jutott, hogy a mérhető kockázat és a profit növekedése között nincs összefüggés, és szerinte kizárólag a bizonytalanság generál profitot. Erre alapozva a tökéletlen versenynek az egyik összetevője a bizonytalanság és nem a kockázat (LEROY - SINGELL JR., 1987). Ha ez utóbbit, valamint a KNIGHT (1921) és SZÁSZ (2011) által megfogalmazottakat elfogadnánk, akkor a profit előrejelzése lehetetlen lenne, ami problémát okozna a vállalatértékelésben is. Napjainkban a vállalat eredmény-kategóriáinak elemzésekor a kockázat számszerűsítése elengedetlen. A vállalat növekedési útja pedig a vagyon és/vagy az eredmény alakulásával mutatható ki. Az előzőeket figyelembe véve, azt gondolom, hogy a jelenlegi instabil gazdasági környezetben, a vállalat növekedési ciklusában központi kérdés a profit és a kockázat közötti összefüggés vizsgálata.

Az 1930-as évek után több híres közgazdász, például HICKS (1931), MARSCHAK (1938) és STIGLER (1938) is foglalkozott a kockázat és a bizonytalanság megkülönböztetésével. A közgazdaságtan területén végzett kutatásaikba bevonták a kockázat, valamint a bizonytalanság problematikáját, ezzel próbálták hangsúlyozni a kockázat kiemelkedő szerepét a gazdasági életben. A kockázat figyelembe vétele a beruházási döntéshozatalban, a profitnövekedés vizsgálatában, valamint a finanszírozási döntések megalapozásában lényeges fordulópont volt a két fogalom dilemmájának tisztázásában (BÉLYÁ CZ, 2004).

KNIGHT kockázattal foglalkozó munkásságára napjainkban is építhetünk, mivel meghatározta a valószínűség tipológiáját. Véleménye szerint, a valószínűségnek három alapvető típusa van: a priori valószínűség, a statisztikai valószínűség, illetve a becslési valószínűség. Az első két valószínűség-típusnak nagy szerepe van a számszerűsíthető bizonytalanság (kockázat) meghatározásában, a becslés azonban leginkább a nem számszerűsíthető bizonytalanságra jellemző (KNIGHT, 1921). Knight szerint a “piori valószínűséget” abban az esetben lehet alkalmazni, amikor az azonos eseményeket homogén csoportokba lehet besorolni. A “statisztikai valószínűséget” az összefüggések gyakoriságának empirikus meghatározására használhatjuk. A “becslési valószínűség” esetében pedig nem lehetséges sem a számszerűsítés, sem a homogén csoportosítás (BÉLYÁ CZ, 2011-a, 294. o.). Véleményem szerint e három fogalom tisztázásának jelentős szerepe van a gazdasági statisztikai számítások levezetésében, valamint gazdasági előrejelzések készítésében. Meg

kell azonban azt is jegyezni, hogy a módszertan fejlődésével jelentősen megváltozott/változik a bizonytalanság kezelése is (pl. bayes-i statisztika, látens változók, stb.), és ma már az úgynevezett becslési valószínűség esetén sem lehet minden esetben egyértelműen kijelenteni, hogy az nem számszerűsíthető.

KNIGHT elméletére alapozva, 1920–1933 között KEYNES (1921), valamint két híres matematikus VON MISES (1928) és KOLMOGOROV (1933) szubjektív és objektív értelmezést tulajdonítottak a valószínűségnek. Az objektív értelmezés szerint, a valószínűség valós, igazi és logikai érvelés, és statisztikai számítások segítségével is feltárható. A szubjektív meghatározás szerint a valószínűség az emberi hiedelmeken, becsléseken alapul (HOLTON, 2004). Napjainkban a Bayes-féle statisztikában is sokszor találkozni a szubjektív valószínűség fogalmával (MARIN-ROBERT, 2014; WAKEFIELD, 2013; WICKMAN, 1999), sőt WICKMANN (1999) a könyvében interszubjektív véleményről ír, ami arra vonatkozik, ha több személy egyetért bizonyos dologban, de ezért az még nem nevezhető objektívnek.

KNIGHT kockázatról szóló munkásságát számtalan kritika érte, és legtöbbit a kockázat és a bizonytalanság általa használt megkülönböztetése miatt kapott. KNIGHT (1921) könyvéből az is kiderül, hogy a kockázat és a bizonytalanság közötti különbségeket, illetve azonosságokat többnyire a gazdasági szereplők döntései befolyásolják, mert ha a döntéshozó rendel az adott eseményhez valószínűséget, akkor egyértelműen kockázatról van szó, azonban, ha nem rendel (bár rendelhetne, csak másképp dönt), akkor bizonytalanságról beszélhetünk. Ebben a megközelítésben, teljesen a gazdasági szereplő tudásának és/vagy döntésének függvénye az, hogy egy adott eseményre a kockázat vagy a bizonytalanság a legjobban jellemző. Az 1930-as években induló szubjektivista valószínűségi hullám híres úttörői, RAMSEY (1931), DE FINETTI (1937) és DE SAVAGE (1954) azonban másképp vélekedtek erről. Szerintük ez egyáltalán nem objektív megközelítése a két fogalomnak, és ők úgy vélték, hogy semmilyen különbség nincs a kockázat és a bizonytalanság fogalmak között. A fentebb említett kritikusok szerint, a kockázat és bizonytalanság fogalmak elhatárolásában különbséget kell tenni az objektív és szubjektív valószínűség között. Míg KNIGHT a kockázat és a bizonytalanság közötti eltérést a mérhetőségben látja, addig a szubjektivista hullám követői az objektív és a szubjektív valószínűségeken látják a két fogalom közötti legfőbb eltérést. Munkáikban leírták, hogy a kockázat objektív valószínűségeken alapszik, a bizonytalanságra pedig szubjektív valószínűség jellemző. A mai ismereteink szerint azt gondolom, hogy

egyiküknek sem volt teljesen igaza. Ugyanakkor még ma is elég sok vita folyik az objektív és a szubjektív megközelítésről, főleg az előzőekben már említett Bayes-féle statisztika priori becsléseivel kapcsolatban. A ténylegesen szubjektív megközelítés az, ha maga a döntéshozó dönthet arról, hogy az adott eseményhez rendelhető-e valószínűség vagy sem. Ha egy adott eseményhez nem kapcsolható valószínűség, mivel az nem létezik, vagy nem ismert, akkor a bizonytalanság és a kockázat közötti megkülönböztetés teljesen más értelmezést kaphat. Ebben a szubjektív megközelítésben azzal is kell számolni, hogy a véletlen esemény bekövetkezési lehetősége emberektől függő és mindenki más valószínűséget rendelhet az esemény bekövetkezéséhez. Ezt nagymértékben befolyásolja az, hogy az emberek hogyan vélekednek az adott esemény bizonyosságáról, mennyire biztosak az adott esemény bekövetkezésében (RÉNYI, 2005). Ebben az esetben nagy szerepe van a tudás-, az ismeretbirtoklásnak, illetve az információszerzés lehetőségének. Tehát megint oda jutunk vissza, amit már KNIGHT is felvetett, hogy a bizonytalanság valójában ismeretelméleti probléma.

Más szerzők véleménye szerint a bizonytalanságot lehet úgy is értelmezni, mint információ-, tudás- vagy ismerethiányt. KEYNES (1937), és majd később LANGLOIS és COSGEL (1993) értelmezésében a bizonytalanság az információ hiányának, vagy részleges birtoklásának a következménye. KNIGHT (1921) szerint a bizonytalanság nem azonosítható a tudás teljes hiányával, hanem bizonyos mennyiségű adat hiányával. RÉNYI (2005) véleménye szerint a "nyomasztó bizonytalanság" sem azonosítható a teljes tudáshiánnyal, mivel az relatív. Az emberek legtöbbször, ha nem ismerik egy adott esemény kimenetelét teljes bizonyossággal, márpedig semmit sem tudhatnak teljes bizonyossággal, akkor azt gondolják, hogy semmit sem tudnak az adott eseményről, és az teljesen bizonytalannak vélik. E szerint csak a tökéletes informáltság esetében beszélhetnénk kockázatról. Ilyenkor az emberek nem számolnak a részleges tudás előnyével, ami ugyanakkor sok esetben lényeges és döntő lehet. A jövőre nézve azonban senki sem mondhatja el, hogy teljes bizonyossággal tudja mi fog történni, mi lesz az adott esemény kimenetele (BÉLYÁ CZ, 2011-b).

Az ismeretbirtoklási szintekre alapozva, SMITH és szerzőtársai (2006) a kockázat három kategóriáját különböztetik meg: ismert kockázat, ismert-ismeretlen kockázat, illetve ismeretlen-ismeretlen kockázat. Szerintük az első kategóriába tartoznak azok a kockázatok, amelyek bekövetkezési lehetőségeiről, valamint azok hatásairól a vállalat tudomást szerez. Az ismert-ismeretlen kockázatok közzé sorolják azokat a kockázatok, amelyekről a vállalat nem

rendelkezik teljes bizonyosságú ismeretekkel, de ezek bekövetkezésének valószínűsége, valamint hatása előre jelezhető. Az ismeretlen-ismeretlen kategóriába tartoznak azok az események, amelyeknek bekövetkezési valószínűségét, valamint lehetséges hatását még a legképzettebbek sem tudják prognosztizálni vagy elkerülni (például az időjárás).

KEYNES (1937) szerint a két fogalom megkülönböztetésében arra kell keresni a választ, hogy az adott eseményhez hozzárendelhető-e valószínűség vagy sem. A vállalatok esetében, különösen a fontos döntések megalapozása során, fontos szerepet játszik a döntéshozó informáltságának szintje. A XXI. században a vállalati működés egyik legfontosabb láncszeme a gyors és megalapozott döntéshozatal, ahol elengedhetetlen feltétel a nagyfokú informáltság. Ugyanakkor a vállalati szférára az információhiány, az információs aszimmetria a leginkább jellemző. FISHER (1906) a valószínűséget ugyancsak tudáshiánnyal magyarázza, amiből arra lehet következtetni, hogy a kockázat számszerűsítése lényegében a tudáson, az információszerzésen alapul (BÉLYÁ CZ, 2010).

Míg egyes szerzők a kockázat és a bizonytalanság közötti dilemmával foglalkoznak, GORDON (1959) szerint a kockázat azonosítható a bizonytalansággal, és csak akkor beszélhetünk bizonytalanságról, amikor nincsenek adataink, információink az eloszlásokról, illetve a valószínűségekről. Ha adott gazdasági esemény kimenete a valószínűség-számítás eszközeivel leírható, akkor az adott eseményre nem a bizonytalanság, hanem a kockázat jellemző, amit kevésbé negatív fogalomnak tekintenek.

Más szerzők szerint a kockázatnak két összetevője van, mégpedig a bizonytalanság és a változékonyság (MOLAK, 1997; CULLEN – FREY, 1999). WILSON és SHLYAKHTER (MOLAK, 1997) véleménye szerint a változékonyság az értékek időbeli, térbeli heterogenitását jelenti. Mivel a bizonytalanság az információ-, az ismeret-, illetve a tudáshiányhoz kapcsolható, ezért további információ, ismeret és tudás megszerzésével csökkenthető. Ugyanakkor a változékonyság további információ, ismeret és tudás megszerzésével nem csökkenthető. VOSE (2008) szerint a kockázat ugyancsak két részből tevődik össze, de ő a változékonyságot a bizonytalanság egyik speciális esetének tekinti. Ezt a típusú bizonytalanságot, illetve változékonyságot együtt VOSE teljes bizonytalanságnak nevezi. HOLTON (2004) szerint a kockázatnak két összetevője van: a kitettség és a bizonytalanság. Véleménye szerint akkor kockáztatunk, amikor olyan feladatnak, ügyletnek vagy üzletnek tesszük ki magunkat, amelynek a bizonytalanság alapvető jellemzője. A

külföldi szakirodalomban, egyre nagyobb teret foglal el a kockázat összetevőinek meghatározása, mintsem a kockázat és a bizonytalanság közötti megkülönböztetés (TARNÓCZI - FENYVES, 2010).

TAPIERO (2004) szerint a pénzügyi világválság kitörése nem az információ-, illetve a tudáshiány következménye, hanem annál inkább a befektetők, döntéshozók “mentális hiányosságainak”, mivel túlbecsültek bizonyos információkat és a válság keretében túlreagálták a gazdasági híreket (BÉLYÁ CZ, 2011-b). A világválság romboló hatására a hazai szakirodalomban megfogalmazódott olyan álláspont is, amely szerint a kockázat önmagában nem negatív eleme a gazdasági életnek, mert ha az időben és kellőképpen kezelve van, akkor nem jelent különösebb problémát a vállalatok számára. A bizonytalanság az, amelyik leginkább nehézségeket okozhat. Napjainkban, a bizalom is fontos szerepet játszik a gazdasági életben. Egy megbízható ügyfél, akivel a vállalat üzletet szeretne kötni, kisebb kockázatot hordoz, mint egy olyan ügyfél, aki bizonytalan a kötelezettségek kifizetésében. Tehát különböző bizalmi szintekhez hozzákapcsolhatók különböző kockázati szintek (GYŐRFFY, 2011). Tehát ebben az esetben is elkülönítésre kerül a kockázat és a bizonytalanság. A valóságban kockázat akkor keletkezik, ha bizonytalanok vagyunk valamely esemény valamely kimenetének a bekövetkeztében.

2.2. A gazdasági kockázat

A vállalati struktúrák komplexitása, a gazdasági verseny szabályainak dinamikája és a pénzügyi világválság rámutattak a gazdasági kockázat központi szerepére a vállalat működésében. CONKLIN (2002) szerint a gazdasági kockázat a vállalati output ingadozásaiban jelenik meg, amit a vállalat menedzsmentje képtelen előre jelezni. Számos kutató a gazdasági kockázat alatt a bevételek, a költségek, az eredmény, illetve a piaci részesedés negatív irányú változását érti. GABRIEL és BAKER (1980) úgy vélekednek, hogy a gazdasági kockázat a nettó működési eredmény², valamint a nettó cash flow dinamikájában jelenik meg. Szerintük a működési eredmény relatív szórása közvetlen összefüggésben van a gazdasági kockázat szintjével, tehát ha a mutató magas értéket mutat, akkor a gazdasági kockázat is magas.

² Leginkább az üzemi (üzleti) eredménynek feleltethető meg.

HOWEL és XIE (2000) a gazdasági kockázat meghatározásában olyan külső és belső tényezőkre koncentrálnak, amelyek hatással vannak a vállalat jövedelmezőségének az ingadozására. Ide sorolják a politikai, valamint a versenyképességi kockázatokat is.

KNIGHT (1921) szerint a gazdasági kockázat nem más, mint objektív módon kiszámítható, teljesítmény-alapú számviteli változók ingadozása. HALEY (2003) szerint a gazdasági kockázat egy többdimenziós koncepció, ami magába foglalja a makrogazdasági, az ágazati és a vállalatszintű változókat. Több makrogazdasági tényező is befolyásolhatja a gazdasági kockázatot, amelyek közül HALEY (2003) megemlíti a politikai (forradalom, háború), a szabályozási (pénzügyi reform, kormányzati szabályozás), valamint a makrogazdasági (infláció, árfolyam, alapkamat) változóknak a változását. Az iparági tényezők közé tartoznak a kereslet-, illetve a kínálatoldali, valamint a versenyhez kapcsolódó változók. A gazdasági kockázat jelentősen befolyásolhatja a vállalat különböző részlegeit, funkcióit, mint például a termelési, a technológiai, a pénzügyi, valamint a menedzsment funkciókat (HALEY, 2003).

A gazdasági kockázat abban tér el az általános kockázat definíciójától, hogy a váratlan esemény bekövetkezésének eredménye nagy valószínűséggel eltér a tervezett eredménytől. A vállalatnak mind pénzügyi, mind termelési, mind vezetési szinten pontosan meg kell fogalmaznia a célkitűzéseit. Ha a vállalat eredménye és/vagy a vagyongyarapodási dinamikája jelentősen eltér az elvárttól, a tervezettől, a vállalat gazdasági kockázattal szembesül.

HAMPTON (2009) könyvében a gazdasági kockázatot a vállalat egyik legjellemzőbb kockázatának tekinti. Szerinte gazdasági kockázat akkor jelentkezhet, amikor az alkalmazott technológia elavulttá válik, a vásárlók preferenciája változik, vagy amikor nehézségek lépnek fel a vállalat termékeinek és szolgáltatásainak értékesítésében.

HAMILTON (1996) szerint a vállalati kockázatnak két alaptípusa van, mégpedig a dinamikus és a statikus kockázat, amelyek között az a legfőbb különbség, hogy míg a dinamikus kockázatnak a negatív kimenetele nem teljesen biztos, addig a statikus kockázatnak a kimenetele csak negatív lehet. A dinamikus kockázat alatt egyértelműen a vállalat gazdasági környezetének folytonos változásait értjük, és ebbe a kategóriába tartoznak a piaci feltételek változása, az árak mozgása, a makrogazdasági tényezők ingadozása, az adózási szabályok változása, stb.

A gazdasági kockázatnak több típusát is említi a szakirodalom: pénzügyi kockázat, működési kockázat, reputációs kockázat, jogi/szabályozási kockázat. Dolgozatomban kizárólag a vállalati kockázatokra koncentrálok és ezek közül is leginkább azokra, amelyek a KKV-kra jellemzők. Lehetséges, hogy a felsoroltak közül adott KKV-ra mindegyik kockázat jellemző, véleményem szerint azonban ez csak különleges helyzetben fordulhat elő. A vállalat kockázatpalettája szoros összefüggésben van a vállalat tevékenységével, valamint a finanszírozási preferenciáival.

Dolgozatomban a vállalati kockázatok közül is kiemelten a működési és a pénzügyi kockázattal foglalkozok, mivel ezeknek különös jelentősége van a vállalatok esetében. A pénzügyi válság tükrében is hangsúlyosabb értelmet nyert a működési és a pénzügyi kockázat mind az elméletben, mind a gyakorlatban.

2.3. Vállalati kockázatok

Az előzőekben leírtaknak megfelelően a vállalati kockázatok közül csak azokat mutatom be, amelyek a kutatásom célkitűzésével összekapcsolhatók. Disszertációm empirikus kutatásában a vállalati kockázatok közül csak a legrelevánsabbakat szerepeltettem, mégpedig a pénzügyi és működési kockázatokat.

Számos angol nyelvű cikk és könyv foglalkozik a pénzügyi kockázattal, mégsem találunk egységes megközelítést erre vonatkozóan. THOMSON és szerzőtársai (2005) pénzügyi kockázatnak nevezik azt a kockázatesoportot, amelyik értékteremtő képességgel bír. Tehát, ha a kockázatvállalásért cserében a vállalat értéknövekedéshez jut, akkor pénzügyi kockázatról van szó. HORCHER (2005) szerint a nemzetközi pénzügyi piacok gyors gyarapodása előtérbe helyezte a pénzügyi kockázatok fontosságát. Az azonnali, bárhonnán elérhető információk felgyorsítják a nemzetközi piacokon végbemenő folyamatokat, amelyek az árfolyam-, a kamat- és az árváltozásokban gyors és váratlan reakciókat generálhatnak. STOCKHAMMER és GRAFL (2010) cikkében találkozhatunk a pénzügyi bizonytalanság fogalommal, ami a szerzők szerint azonos fogalom a pénzügyi piacokra jellemző bizonytalansággal, változékonysággal (*volatilitás*). THOMSON és szerzőtársai (2005) szerint a pénzügyi kockázat viszonylag tág fogalom, ami a vállalatokat érintő több kockázat-kategóriát

felöllehet: likviditási kockázat, hitelkockázat, árfolyamkockázat, kamatkockázat, jogi/szabályozási kockázat.

Nehéz találni olyan gazdasági tevékenységet, amelyhez ne kapcsolódna valamilyen formában a pénzügyi kockázatok valamely típusa. Az értékesítési, a beszerzési, a termelési, a befektetési és a hitelfelvételi folyamatok mindegyikét a pénzügyi kockázat valamelyik típusa kíséri. HAMPTON (2009) szerint a pénzügyi kockázat annak a valószínűsége, hogy a vállalat nem rendelkezik elegendő tőkével gazdasági tevékenysége folytatásához. Szerinte a probléma eredete az elégtelen kezdőtőke, illetve a vállalat tevékenységéből keletkező elégtelen cash flow. A vevők fizetési késedelmei, a vállalat túlzott eladósodottsága, a magas kamatköltségek, az árfolyam és az ár ingadozásai, a rövid lejáratú hitelek felhasználása hosszú lejáratú hitelek visszafizetésére különböző formában megjelenő pénzügyi kockázatokat eredményeznek. A felsorolt kockázati tényezőket figyelembe véve, a szakirodalom a pénzügyi kockázatnak több összetevőjét említi meg, többek között a piaci, a likviditási és a hitelkockázatot. A pénzügyi kockázat összetevőinek elhatárolása már a '60–70-es évek óta ismert. ARSDELL (1968) szerint a piaci kockázat olyan vállalati kockázat, amely a piaci feltételek változékonyságából eredően veszteségeket eredményezhet. A piaci kockázatot több tényező befolyásolhatja, mint például a kamatláb és az árfolyam ingadozása, az alapanyagok és a részvények árdinamikája (CROUHY et al., 2006). Ágazattól, tevékenységtől függően, a felsorolt piaci kockázatok jelentős nyereséghez, de ugyanúgy komoly veszteséghez is vezethetnek.

A kamatkockázat olyan kedvezőtlen esemény bekövetkezésének a valószínűsége, ami a kamatláb változásán keresztül a vállalat jövedelmezőségét, illetve eszközértékét csökkentheti. A kamatláb mind a gazdasági környezetnek mind a vállalatnak egyik legmeghatározóbb tényezője, ami nagymértékben meghatározza a vállalat finanszírozási és befektetési döntéseit, mivel a tőkeköltség egyik esszenciális összetevője.

Az export és/vagy import tevékenységet végező, vagy külföldi pénzügyi intézménnyel kapcsolatban álló vállalatok, különösen kiteszik magukat árfolyamkockázatnak. Minden olyan gazdasági esemény árfolyamkitettséget okozhat, aminek a tárgya külföldi fizetőeszközben kifejezett értékű termék vagy szolgáltatás megszerzése (HORCHER, 2005). A vállalat akkor is szembesülhet árfolyamkockázattal, ha devizahitelt vesz fel. A pénzügyi válság előtti időszakban a KKV-k - és a lakosság nagy része is - "az alacsony kamatozású deviza hitelek" csapdájába estek, amikor a válság után a hitel összegének a két- vagy háromszorosát kellett

visszafizetniük. Az árfolyamkockázat azért igényel különös figyelmet, mert jelentősen csökkentheti a vállalat profitját.

Likviditási kockázat meghatározása előtt definiálom a likviditás fogalmát, amely alatt a vállalat azon képességét értjük, hogy időben eleget tud-e tenni az esedékes fizetési kötelezettségeinek (MURPHY, 2008). ILLÉS (2007) szerint szűkebb értelmezésben a likviditás az “eszközök pénzre válthatóságát jelenti”. HORCHER (2005) a likviditás-fogalom alatt a vállalat pénzügyi kapacitását érti arra vonatkozóan, hogy eleget tudjon tenni a rövid lejáratú kötelezettségeinek. Szerinte a vállalat akkor szembesül likviditási kockázattal, amikor likvid eszközei nem elegendőek a mindennapi tevékenységei teljesítéséhez, ami jelentősen befolyásolhatja a vállalat növekedési képességét is.

A vállalat likviditási pozíciója a mérleg mindkét oldalán található tételek segítségével konszolidálható. A vállalatnak több lehetősége az eszközoldalon van a likviditási pozíció kiigazítására, ahol az eszközök lejáratú idejének megválasztását, a készletekkel való gazdálkodást és az értékesítésből befolyó készpénzt menedzselését lehet megemlíteni. Forrás oldalon a vállalatnak körültekintően oda kell figyelnie a kötelezettségek lejáratú idejére, a hitelek struktúrájára, valamint ezek érzékenységre (MAIN - WILSON, 2005). Likviditási gondok gyakran előfordulhatnak egy vállalatnál, ami még nem jelenti azt, hogy ténylegesen fizetésképtelenné válik és csődbe megy. Azonban annak bekövetkezése nem kizárt, hogyha a likviditási problémát nem észlelik időben, illetve nem kezelik megfelelően.

Napjaink bizonytalan gazdasági környezete előtérbe helyezi a vállalati likviditási kockázat figyelembe vételének és hatékony kezelésének a fontosságát. Az angol szakirodalomban a likviditási kockázat dupla értelmezést kapott, egyrészt a pénzeszközök hiányát, másrészt pedig pénzeszközök túlsúlyát is jelentheti. LORE és BORODOVSKY (2000) szerint a pénzeszközök hiánya, illetve túlsúlya is komoly likviditási problémákhoz vezethetnek. A pénzeszközök hiánya általában akkor jelentkezik, ha a gazdasági szereplő követeléseinek beszedési, valamint a kötelezettségeinek kifizetési ideje nem kellően szinkronizált. A gyakorlatban ez azt jelenti, hogy a kötelezettségek kifizetési ideje megelőzi a követelések beszedési idejét, amely eltérés átmeneti likviditási nehézségeket okozhat. A vállalatok gyakran szembesülnek azzal a szituációval, hogy a szállítói kötelezettségeiket csak akkor tudják kielégíteni, ha a végtermék értékesítésre kerül. A vevők bizalmán alapuló termelési-értékesítési ciklus még inkább mérsékli, csökkenti a likviditási csapda veszélyét. Ha a vállalat

amiatt nem tud eleget tenni fizetési kötelezettségeinek, mert az eszközei nehezen, vagy egyáltalán nem válthatóak át pénzeszközökre, a vállalat likviditási kockázatnak teszi ki magát. Melyik a kritikusabb, és melyik milyen következményekkel jár azt nehéz megmondani, de mindegyik vezethet fizetésképtelenséghez. A likviditási kockázat nem megfelelő kezelése a vállalat csődjét eredményezheti, ezért a vállalatnak, méretétől függetlenül körültekintőnek kell lennie ezen kockázat hatékony kezelésében. Amint már említettem, a pénzeszközök többlete is okozhat problémát, de véleményem szerint, ennek a súlya nincsen olyan jelentős, mint a likviditáshiányé. Igazából, amikor a vállalat szabad, lekötetlen pénzeszközzel rendelkezik, és azt nem köti le optimális módon, azaz nem fekteti be, akkor a vállalat elszalasztja a hozamszerzés lehetőségét.

Mérettől függetlenül a gazdasági szervezetek többségének mérlegében jelen vannak/lehetnek külső források, mivel általában ezek a vállalat fejlődésének előmozdítói. A kölcsönadónak szembe kell néznie a hitelkockázattal, ami a pénzügyi kockázatok közül az egyik legelterjedtebb és legismertebb. A hitelkockázat kezelése fokozott odafigyelést igényel mind a vállalati szektor mind a banki szektor tagjai részéről. A vállalati szektorban a (kereskedelmi) hitelkockázat akkor jelenik meg, amikor az üzleti partner nem hajlandó vagy képtelen eleget tenni szerződési kötelezettségeinek (JORION, 2003), ami nem kellő odafigyelés és ellenőrzés esetén komoly veszteségeket eredményezhet. TAPIERO (2004) szerint a hitelkockázatnak két okozója van, egyrészt az üzleti partner csődje, másrészt a jövőbeli cash flow jelenértékének a változékonysága, ami a pénzügyi környezet dinamikájának következménye.

Gazdasági tevékenység folytatásakor a vállalat sokszor teszi ki magát hitelkockázatnak a hitelezés, a hitelben való értékesítés vagy más szerződéses megállapodás esetén. A kölcsönnyújtás az a tevékenység, amelyik az egyik legismertebb hitelkockázat-hordozó, mert a vállalat bármilyen formájú pénzkölcsönözése esetén, nincs teljes biztosíték arra, hogy az ügyfél időben eleget tesz a kötelezettségeinek és teljes mértékben visszafizeti a tartozását. A kockázat csökkentése érdekében a vállalatok gyakran kérnek különböző garanciákat a kölcsönt igénylő ügyféltől. Bármely üzleti vagy más jellegű szerződéses megállapodás, amelyben a vállalat elhalasztott/jövőbeli kifizetéseknek az alanya, magával hordozza a hitelkockázatot. Amikor a vállalat hitelben értékesíti termékeit, ugyancsak kiteszi magát a (kereskedelmi) hitelkockázat veszélyének, mivel megbízik a vevő fizetőképességében (MURPHY, 2008). Napjainkban, amikor a gazdasági környezet legjellemzőbb tulajdonsága a bizonytalanság és a bizalmatlanság, a hitelkockázat kezelése különös figyelmet igényel.

A hitelkockázat jelen van a pénzügyi intézményeknél is, amelyek egyik fő tevékenysége a hitelezés. Hitelintézeteknél a hitelkockázat úgy definiálható, mint annak az esélye, hogy a hitelviszonyban álló partner nem képes időben teljesíteni a felvett hitellel kapcsolatos kötelezettségeit. Hitelintézeteknél a hitelkockázat egyrészt a kamat, valamint a tőke visszafizetésének elhalasztásában jelenhet meg (COLQUITT, 2007, 1. o.). A hitelkockázat szabályozása tekintetében bizonyos alapelveket a Bázeli Bankfelügyeleti Bizottság fektetett le. A hitelintézeteknek méretüktől és tevékenységüktől függően, a Bazel II tőkeegyezmény szabályaihoz kell igazodniuk és alkalmazkodniuk. A tőkeegyezmény három pillére épül, a “minimumtőke-követelmény, a hitel-, a piaci és a működési kockázathoz kapcsolódó felügyeleti ellenőrzés, a piac fegyelmező ereje” (LAMANDA - ZSOLNAI, 2010, 155. o.).

A vállalat életében a pénzmozgással járó gazdasági tranzakciók lebonyolítása során is megjelenhet a pénzügyi kockázat. A pénzügyi kockázat akkor is növekedhet, ha a vállalat származékos ügyleteket hajt végre. Köztudott, hogy a származékos ügyletek lényege az elhalasztott fizetés, mert az ügylet későbbi időpontban kerül teljesítésre, ami jelentősen befolyásolhatja a kockázat növekedését. A kockázat növekedése annak is függvénye, hogy a vállalkozás milyen származékos ügyletet használ, és milyen céllal használja azt. A spekulációs célú ügyleteknél nagyobb a kockázat, míg a fedezeti ügyleteknél általában kisebb. A kockázat növelésében nagy szerepe van a lejáratú időnek is, mert a lejáratú idő növekedésével a kockázati esemény bekövetkezésének a valószínűsége is növekszik (HORCHER, 2005).

HORCHER (2005) szerint a hitelkockázatnak több összetevője van: csőd-kockázat, ügyfél-kockázat, jogi kockázat, szuverén- vagy országgkockázat, és koncentrációs kockázat. A csőd-kockázat alapvetően hitelezéskor lép fel, amikor vállalat képtelen eleget tenni fizetési kötelezettségének, valamint értékesítéskor, amikor a partner gazdasági szervezet képtelen kifizetni a megvásárolt termékek ellenértékét. Az ügyfélkockázat leginkább azokra a vállalatokra jellemző, amelyek derivatív ügyletekkel foglalkoznak. Nemzetközi piacokon a pénzügyi intézmények közvetítésével kötött ügyletek nehezítik az elszámolást, a folyamat tisztázásáig pedig a vállalat komoly veszteségeket halmozhat fel. A nemzetközi ügyletek lebonyolítása azért is növelheti a kockázatot, mert jelentős eltérés lehet a jogi és a pénzügyi szabályokban, a kereskedési szokásokban, ami késlelteti az ügylet végrehajtását. Szuverén- vagy országgkockázat akkor lép fel, amikor eltérő szabályok, korlátozások befolyásolják az ügylet végrehajtását, amikor az elszámolás időpontja is elhúzódhat, ami fokozza a

hitelkockázatot. A koncentrációs kockázat akkor jelentkezik, ha a vállalat kizárólag egy ágazatban működő vállalatokkal köt üzletet. Ez még akkor is okozhat problémát, ha átmenetileg megéri az adott vállalatnak, mert éppen fellendülés jellemző arra az ágazatra. A gazdasági környezet változása negatív irányban is érintheti az ágazatot, ami komoly problémákat jelenthet a vállalat számára, mert jelentős mértékben kitette magát az ágazatot érintő hatásoknak, legyen az fellendülés vagy hanyatlás (HORCHER, 2005).

Az előzőekben felsorolt gazdasági kockázatok a könnyebben észlelhető kockázati kategóriákba tartoznak. Ezzel szemben a vállalatok és a pénzügyi intézmények tevékenységét körülveszik és negatívan érinthetik az úgynevezett rejtett kockázatok is, ami nehezebben észlelhető és még nehezebben kezelhető, kerülhető el. A Bázeli Bizottság definíciója szerint ilyen kockázat "az a potenciális veszteség, amely nem megfelelő rendszerbeli és ellenőrzési probléma, menedzsment és emberi hiba, valamint csalás következménye"³. Vannak szerzők, akik különbséget tesznek ezen kockázati tényezők között, mégpedig belső és külső kockázati tényezők formájában. Az ember, mint erőforrás nélkülözhetetlen a gazdasági tevékenység folytatásához, mert döntéshozói és kapcsolatteremtő tulajdonságokkal rendelkezik. A bázeli besorolás szerint az emberi hiba a külső kockázati tényezők közé tartozik. Az emberi hibák közé tartoznak mindazok a véletlenül vagy szándékosan elkövetett hibák, amelyek a tévedésnek, figyelmetlenségnek, tudáshiánynak, mulasztásnak a következményei (LAMANDA - ZSOLNAI, 2010).

A menedzsment-hibák nagy része szintén az emberi erőforrás-problémákhoz sorolható, mivel a menedzsment-döntéseket emberek hozzák, és az emberi gondolkodás logikája nem mindig hibátlan (CROUHY et al., 2006). A csalás is az emberi gyengeség egyik negatív következménye. Az emberek által elkövetett hibák két részre bonthatók, egyrészt a vállalat alkalmazottai által elkövetett hibák, másrészt pedig a rendszeren kívüli személyek által elkövetett hibák (MURPHY, 2008). Ez a megkülönböztetés a megelőzés szempontjából fontos, mert ha a vállalat ismeri alkalmazottait és esetleges szándékaikat, van lehetősége a megelőzésre, de ha a vállalat rendszerén kívüli emberekről van szó, ezeknek többnyire nem ismeri szándékait, ezért kevesebb a lehetősége a megelőzésre is. Egyértelmű, hogy alapvető biztonsági intézkedéseket tesz a vállalat, azonban nehéz felkészülni az ellen, amit nem ismer, amire nem is számít.

³ Basel Committee on Banking Supervision [2003]: Sound Practices for the Management and Supervision of Operational Risk.

A jó hírnév különösen fontos a vállalat számára, aminek a kockázati szerepe is egyre fontosabbá vált. A jó hírnév jelentősen befolyásolhatja a vevők lojalitását és az értékesítési bevételek megszerzését is. A jó hírnévvel rendelkező vállalat előnyben részesül az új piacok megszerzésekor és hitelfelvételkor is (NIMAL, 2008). A jó hírnév, valamint annak kockázata más értelmezést kapott több nevesebb vállalat (pl.: az Enron és a WorldCom) összeomlása után. A hírnév kockázat a tudáshiány egyik következménye, mert azok az ügyfelek, akik kapcsolatban vannak egy híres vállalattal, bizalommal fordulnak a vállalat felé, azonban a hírnév sok esetben az ellenkezőjét is takarhatja. Probléma akkor jelentkezik, ha az ügyfelek nem szereznek erről időben tudomást.

A jogi/szabályozási kockázat és a jó hírnév kockázat között szoros kapcsolat van. LORE és BORODOWSKI. (2000, 326. o.) szerint a jogi/szabályozási kockázat "annak a veszélye, hogy a vállalat jövedelmét, illetve tőkegyarapodását jogi szabályok, előírások, törvények, etikai normák megsértésével teljesíti". A szabályozási kockázatot jelentősen fokozza a törvények, előírások, szabályok szövegeinek értelmezhetetlensége, félreérthetősége. ALASTAIR (2009) szerint a szabályozási/jogi kockázat jelentősen növekszik azoknál a vállalatoknál, amelyek határon átnyúló ügyleteket bonyolítanak, mert ebben az esetben a két ország szabályai ütközésének, a jogszabályok félreérthetőségének lehetnek az alanyai, a nemzetközi szabályok harmonizációja ellenére is. CROUHY és szerzőtársai (2006) szerint a jogi/szabályozási kockázat akkor jelentkezik, amikor a vállalat úgy teljesíti ügyleteit, hogy igazából nincs tudomása az ügylet jogi szabályairól. Ebbe a kategóriába sorolhatók az ügyleteket érintő adójogi változások, valamint ezek hatásai az ügyfél piaci pozíciójára. Az ilyen jellegű jogi/szabályozási változásoknak komoly következményei lehetnek a vállalat teljesítményére nézve, mert növelhetik a vállalat veszteségét. JORION (2003) szerint a jogi/szabályozási kockázat abban nyilvánul meg, hogy a tranzakció végrehajtását jogi előírások megsértése, nem megfelelő dokumentáció, illetve jogosultsági problémák akadályozzák.

A pénzügyi kockázattal foglalkozó angol nyelvű szakirodalmakban a vállalati kockázat értelmezése viszonylag tág. Tekintettel, arra, hogy a vállalati kockázat, ezen belül a pénzügyi és működési kockázat tartalma szerzőnként viszonylag eltérő lehet, elengedhetetlennek tartom, tisztázni azt, hogy empirikus elemzéseimben milyen elméletekre építettem a vállalat teljes kockázatát képező működési és pénzügyi kockázat értelmezését.

A pénzügyi menedzsment egyik – és talán legfontosabb – tételének tekinthető a „hozam-kockázat egyensúly” (return-risk trade off), ami azt jelenti, hogy nagyobb kockázatot csak nagyobb hozam ígérete esetén szabad vállalni. Tehát a hozam (eredmény) és a kockázat között szoros kapcsolatnak kell lennie.

Modigliani és Miller II. tétele szerint, a tulajdonosi tőke hozamának a nagysága két tényezőtől függ, egyrészt az eszközök hozamától, másrészt a vállalat tőkeszerkezetétől:

$$r_e = r_a + \frac{D}{E} * (r_a - r_d) \quad (1)$$

1. összetevő 2. összetevő

ahol:

r_e – Tulajdonosi tőke hozama

r_a – Összes eszköz hozama

r_d – Idegen tőke költsége

D/E – Idegen tőke / Saját tőke arány

Az (1)-es képlet 1. összetevője lényegében a vállalat eszközoldalához kapcsolódik, és jelentősen befolyásolja a vállalat működésének mivolta, ezért működési tőkeáttételnek (*operating leverage*) nevezik, amit működési kockázatnak is tekinthetünk. A 2. összetevő meghatározó eleme a vállalat finanszírozási politikája, illetve az, hogy milyen költséggel tud a vállalat idegen tőkéhez jutni. Az (1)-es képlet 2. összetevője tartalmazza a D/E tőkeáttételi mutatót (*leverage*). A képletből az is látható, hogyha a vállalat nem használ idegen tőkét, akkor az r_e és az r_a megegyezik. Tehát a 2. összetevő csak akkor bír jelentőséggel, ha a vállalat finanszírozásában megjelenik az idegen tőke, így az nagyobb kockázati kitettséget is jelent. BERK és DEMARZO (2014, 489 o.) megközelítésében az 1. összetevő az idegen tőke nélküli, azaz tőkeáttétel nélküli (*unleveraged*) kockázatnak feleltethető meg, míg a 2. összetevő az idegen tőkét tartalmazó, úgynevezett tőkeáttételes kockázatnak (*leveraged*). Elfogadva a szakirodalomban leírtakat, a 2. összetevőt tekinthetjük pénzügyi kockázatnak (*financial leverage*) is. Az idegen tőke felvétele növelheti a vállalat saját tőkéjének a hozamát (ha $r_a > r_d$), de ezzel együtt növekszik a pénzügyi tőkeáttétel is, azaz a pénzügyi kockázat (ROSS et al., 2013, 532. o.).

Az előzőek alapján, szűkebb értelemben véve, a vállalat teljes kockázata két részre osztható, a vállalat eszköz oldalát érintő kockázatra, ami a vállalat működésétől függ, ezért működési kockázatnak nevezzük, illetve a vállalat tőkeszerkezete által befolyásolt kockázatra, amit az idegen tőke aránya határoz meg, ezért vállalati pénzügyi kockázatnak nevezzük (ROSS et. al., 2010, 518 o.). A fentiekhez, valamint THOMSON (2005) megközelítéséhez képest, a vállalati pénzügyi kockázat (*corporate financial risk*) viszonylag szűkebb értelmezést kap a vállalat teljes kockázatának másik fontos összetevője a vállalat működési kockázata (*corporate operating risk vagy business risk*) mellett. Dolgozatomban az előzőekben felvázolt vállalati kockázati megosztás figyelembe vételével végeztem az elemzést.

2.4. A makrogazdasági tényezők hatása

Makrogazdasági tényezők hatásait legtöbbször nemzetgazdasági vagy ágazati szinten vizsgálják, de a vállalati szférában is elengedhetetlen a figyelembevételük, mivel a kamat, az infláció, az árfolyam, a GDP, a monetáris és a fiskális szabályok alakulása nagymértékben hathatnak a vállalat gazdasági tevékenységére, teljesítményére is. Az elmúlt évtizedekben sok olyan esemény ment végbe, amelyek jelentős hatással voltak a közép-kelet európai országok gazdasági életére is: csatlakozás az Európai Unióhoz, az Európai Gazdasági és Monetáris Unió létrejötte, a nemzetközi pénzügyi piacok gyors fejlődése, a pénzügyi világválság, világhírű vállalatok és pénzügyi intézetek összeomlása. Ezek a nagyméretű és gyors változások lényegesen befolyásolták a makrogazdasági tényezők alakulását. A közelmúlt eseményei igazolták, hogy a makrogazdasági környezetben jelentős mértékben megjelent a kiszámíthatatlanság, a bizonytalanság, a változékonyság, ami veszélyeket hordoz a vállalati tevékenységre nézve is.

A gazdasági, pénzügyi instabilitás és a makrogazdasági kockázat jelentős hatást gyakorol a gazdasági körforgásra. MISHKIN (2009) szerint a pénzügyi válság tükrében, a gazdasági kockázatnak két alaptípusát érdemes figyelembe venni, az értékelési és a makrogazdasági kockázatot. Az értékelési kockázat alatt MISHKIN az értékpapírok érték meghatározási nehézségeit érti. A pénzügyi válság kiteljesedésével a piacok egyre komolyabb problémákkal néztek szembe az értékpapírok értékelésében is. A makrogazdasági kockázat tovább tudja fokozni a gazdaságban kialakult pénzügyi deformációkat (BÉLYÁ CZ, 2011-b).

ALASTAIR (2009) szerint a makrogazdasági kockázat abban tér el a gazdasági kockázat többi típusától, hogy a vállalat közvetlen módon nem tudja befolyásolni. Véleménye szerint a vállalat makrogazdasági környezetében több olyan tényező létezik, amelyekre leginkább a bizonytalanság a jellemző. Ezek közé tartoznak a szociális helyzetre és az életmódra vonatkozó trendek, valamint bizonyos technológiai változások, amelyek jelentősen befolyásolhatják a keresletet és a költségek alakulását. A gazdasági kockázatok vizsgálatakor a vállalatnak olyan tényezőkre is koncentrálnia kell, mint a gazdasági ciklus alakulása, a környezeti tényezők dinamikája, a politikai légkör változásai, valamint a különböző ágazatok fejlődése vagy visszaesése (ALASTAIR, 2009, 79-80. o.).

OXELHEIM és WIHLBORG (2008) könyve alapvető szakirodalom a makrogazdasági kockázat meghatározásában, amelyben a szerzők különbséget tesznek a makrogazdasági, a vállalat-specifikus, valamint az ágazat-specifikus kockázat között. SANTORO és GAFFEO (2009) véleménye szerint a vállalat sikerességét, illetve kudarcát jelentősen befolyásolja a makrogazdasági kockázat, de a hatás intenzitása ágazattól függően eltérő lehet. OXELHEIM és WIHLBORG (2008) a makrogazdasági környezet kockázati tényezőit három kategóriába sorolják: kamatkockázat, devizakockázat és országgkockázat. A kamatkockázat alatt a kamatláb váratlan és kiszámíthatatlan változásait értik, amelyek befolyásolják a tőke költséget, valamint termékkeresletet is. A devizakockázat az árfolyam és az inflációs ráta váratlan ingadozásait jelenti. Az országgkockázat alatt pedig az aggregált kereslet, a termelés és a termelési tényezők költségeinek változását értik, de ebbe a kategóriába sorolják a politikai, a monetáris és a fiskális szabályok változásait is. A makrogazdasági kockázat meghatározása és hatékony mérése során, a szerzők különbséget tesznek vállalatok között, a külföldön, illetve a belföldön végzett tevékenységeik szerint. A vizsgálat során meghatározzák azokat a csatornákat, amelyeken keresztül a vállalatok nagyobb mértékben teszik ki magukat makrogazdasági kockázatnak (OXELHEIM – WIHLBORG, 2008). Egyértelmű, hogy import- és exporttevékenységet végző vállalatok nagyobb mértékben teszik ki magukat a makrogazdasági kockázatoknak, azokhoz képest, amelyek kizárólag belföldi értékesítéssel és beszerzéssel foglalkoznak. A vállalati kockázatok csoportosításában, COLQUITT (2007) szerint, figyelembe kell venni a különböző ágazat-specifikus kockázatok is. A kockázat számszerűsítésében pedig lényeges lehet az ágazat-specifikus kockázatok meghatározása, mert ezek függvényében lehet kiválasztani a megfelelő kockázatomérési módszereket, illetve az ezeknek megfelelő mutatókat. Figyelni kell azokra a kockázati tényezőkre is, amelyek intenzívebben érintik a vállalatot, mert adott makrogazdasági tényező változása más-más

mértékben befolyásolhatja a különböző vállalatok működését (COLQUITT, 2007). Például a jegybanki alapkamat változása egyértelműen erősebben érintheti azokat a vállalatokat, amelyek részben banki hitelekkel finanszírozzák gazdasági tevékenységüket, mint azokat, amelyek kizárólag saját forrásból.

A dolgozat célkitűzését is figyelembe véve, releváns lehetne a makrogazdasági tényezők hatásának a vizsgálata. Tekintettel arra, hogy értekezésemben két ország KKV-inak kockázat-összehasonlítására törekszem, a makrogazdasági tényezők hatásának bevonása az elemzésbe egy sokkal összetettebb megközelítést igényelne és azt a két ország esetében külön-külön el kellene végezni, és ez jelentős mértékben megnövelné a disszertációm terjedelmét.

2.5. A kockázat mérése

A szakirodalomban egyre elterjedtebb az az álláspont, hogy a gazdasági, pénzügyi kockázat mérhető. Feltevődik azonban az kérdés, hogy a kockázat hogyan számszerűsíthető? Tény, hogy a kockázat számszerűsítése nem egyszerű feladat, mert nehéz meghatározni a kockázat elméleti változóját, aminek a segítségével az mérhetővé válna. KOVÁCS (2011) szerint közvetlen módon a kockázat nem is mérhető. A kockázat mérése során lényeges meghatározni azokat a gazdasági kockázati típusokat, amelyek ténylegesen számszerűsíthetőek. A gazdasági kockázat alfejezetben már több kockázat-kategóriát felsoroltam, azonban ezek közül némelyek kevésbé vagy nehezen mérhetőek. A számszerűsíthető kockázatok kategóriába sorolhatjuk a pénzügyi kockázatot, a működési kockázatot, valamint a makrogazdasági kockázatot.

A szakirodalomban számos mérési módszerről olvashatunk, de azok egyike sem közvetlen módon méri a kockázatot. MERNA és AL THANI (2008) szerint két kategóriába lehet sorolni a kockázatmérési módszereket, egyrészt beszélhetünk kvalitatív, másrészt pedig kvantitatív módszerekről. A kvalitatív módszerek lényege a kockázat legfőbb jellemzőinek a meghatározása, ami tulajdonképpen a kockázat felismerését szolgálja, aminek fontos szerepe volt a kvantitatív módszerek kidolgozásában is. A kockázat számszerűsítéséhez fontos feltérképezni azokat a valószínű eseményeket, amelyek lehetőségeket, illetve veszélyeket jelenthetnek, ami segíthet a különböző kockázatok kiszűrésében, megelőzésében. A

kvantitatív módszerek különböző számításokban, becslésekben testesülnek meg, amelyekhez gyakran használják a számítógépes modellezést (MERNA – AL THANI, 2008, 50. o.).

A vállalati pénzügyekben a kockázat mérése a potenciális hozam, a megtérülés, valamint a veszteség ingadozásának becslését jelenti. A tényleges hozamot vagy veszteséget csak az esemény bekövetkezésekor lehet teljes bizonyossággal megmérni. A mindennapi értelmezés szerint, a kockázat “egy kedvezőtlen esemény bekövetkezésének lehetősége”, azonban a pénzügyi szakirodalomban a kockázatot másképpen értelmezzük. E szerint a kockázat annak a valószínűsége, hogy az igazi, tényleges hozam, valamint a veszteség értéke eltér a várható, tervezett értéktől. Ezért a kockázat számszerűsítése során gyakran találkozhatunk a valószínűség fogalmával. Ez a megközelítés egyszerű, mégis hatékony módszer a kockázat mérésére (MUN, 2006). Egy esemény, legyen az pénzügyi vagy más területhez kapcsolódó, egyik fontos jellemzője, hogy ismeretlen a lehetséges kimenete, azonban hozzárendelhető több kimeneti lehetőség. A lehetséges kimenetekhez hozzárendelt valószínűségek halmaza hozza létre a valószínűségi eloszlást. Az esemény lehetséges kimeneteire vonatkozó valószínűségek szubjektív vagy objektív módon is meghatározhatók. Az objektív meghatározás a múltbeli eredményekre épül, a szubjektív meghatározás pedig szakértői véleményeken alapul (ILLÉS, 2002). Valószínűség-fogalom pénzügyi értelmezését több kritika is érte, például SZÁSZ (2011) szerint a közgazdaság, a pénzügy területén alkalmazott valószínűség-fogalomnak “nincs igazi értelmezése”. SZÁSZ a valószínűség-fogalomnak három típusára hívja fel a figyelmet: a relatív gyakoriság, amikor statisztikai adatokra lehet alapozni; az esélylatolgatás, ami a szubjektív valószínűségnek felel meg és a konzisztens súlyozás, amit a derivatív eszközök árazásakor alkalmaznak.

A valószínűség statisztikai számításának módszerei két csoportba sorolhatók, a frekventista (gyakorisági) szemléletű statisztikai módszerek és a bayes-i paradigmán alapuló módszerek. A két paradigma között jelentős különbségek vannak. A gyakorisági paradigma szerint adott esemény bekövetkezési valószínűségének a meghatározása a relatív gyakoriságokon alapul és a megfigyelések számának növelésével csökkenthető a kockázat. Ebben a megközelítésben az elemző semmilyen más információt nem vesz figyelembe (KOVÁCS, 2011, 351. o.). A Bayes-statisztika egyik nagy előnye, hogy lehetővé teszi előző elemzések eredményeinek felhasználását (priori valószínűségek), valamint lehetőség ad nem mintabeli adatok vagy egyéb fontos információk felhasználására is. Más szóval felhasználja a szubjektív valószínűségeket is. A legfőbb különbség a két paradigma között az új információk, adatok

alkalmazásában rejlik, míg a gyakorisági szemlélet szerint az új adatok a valószínűségi eloszlások finomítását szolgálják, addig a bayes-i megközelítésben az új információk hozzájárulnak a modell tökéletesítéséhez. A pénzügyi modellezésben gyakran alkalmaznak hagyományos (frekventista) statisztikai módszereket, valamint a két módszer kombinációját is. A bayes-i paradigma szerint, a priori és a posteriori valószínűségi eloszlásokat alkalmazva sem lehetséges a becslések teljes, tökéletes bizonyosságának az elérése (RAY, 2010, 119. o.). A bayes-i statisztika egyik nagy előnye, hogy viszonylag kis minta elemszámra is megfelelő becsléseket tud előállítani.

A kockázat mérésének egyik legismertebb és legmeghatározóbb módszere a variancia, valamint a szórás. A variancia, vagy szórásnégyzet a várható értékekhez tartozó valószínűségekkel súlyozott, négyzetes eltérések átlaga. Azonban sem a variancia, sem a szórás nem közvetlen mérési módszer, mert például a hozam varianciájával fejezhetjük ki a kockázat szintjét. Nem lehet egyenlőséget tenni a kockázat és a hozam-variancia között, mert a hozam varianciáját csak a kockázat proxy-jaként értelmezhetjük (HOLTON, 2004). A szórás nem más, mint a variancia vagy szórásnégyzet négyzetgyöke. Mind a variancia, mind a szórás magas értékei kockázatos, változékony eredményre utalnak, míg az alacsony értékek kevésbé kockázatos eszközt jellemeznek. A szórást és a varianciát gyakran alkalmazzák pénzügyi eszközök kockázatának meghatározásában is, de ezek a mércék a kockázat abszolút értékét fejezik ki, ezért csak azonos hozamú eszközök összehasonlítására alkalmasak (ILLÉS, 2002). A relatív szórás vagy variációs együttható az a mutató, amit a szakemberek leginkább ajánlanak a kockázat számszerűsítésére. A relatív szórás az eszköz szórásának és hozamának az aránya.

A fentebb említett kockázatmérési módszerek egyik nagy hiányossága, hogy ún. szimmetrikus kockázat-számítási módszerek, vagyis az átlaghozamtól való elmaradást, illetve túllépést egyformán kezelik, mivel az eltérésnégyzetekkel számolnak. Ezen kockázati mércék szerint, a vállalati profit ugyanolyan kockázatosnak minősül, mint a veszteség. Erre a problémára nyújt megoldást a szemi-variancia, illetve a szemi-szórás, ami csak az átlag alatti értékeket tekinti kockázatosnak és csak azokat veszi figyelembe. Ebben a megközelítésben, csak a vállalati veszteség tekinthető kedvezőtlen kimenetelű eseménynek, kockázatosnak, ezért mindkettő úgynevezett egyoldali vagy aszimmetrikus mutatónak tekinthető. A variancia, illetve a szemi-variancia, mint kockázati mérőszámok egyik gyengesége, hogy viszonylag érzékenyek a kiugró (*outlier*) értékekre (EFTEKHARI et al., 2000). Erre a problémára nyújthat megoldást

az átlagos abszolút eltérés, ami a kockázat meghatározásában az átlagtól számított abszolút eltérések számtani átlagával számol. Bár előnynek számít az, hogy az átlagos abszolúteltérés kevésbé érzékeny a szélsőséges értékekre, de BUGÁR – UZSOKI (2006) szerint ez inkább hátránynak mondható, és válságos időszakban nem igazán alkalmazható, mert alábecsüli a nagymértékű veszteségek bekövetkezési eshetőségét. A varianciához és szóráshoz hasonlóan, az átlagos abszolúteltérés szóródási mutató is szimmetrikus, kétoldali mutató. A fentebb említett mutatókon kívül dolgozatomban a középeltérés is kiszámításra került, ami a mediántól számított eltérések abszolút értékeinek számtani átlaga.

A '90-es években a pénzügyi kockázat mérésében jelentős fordulat következett be, amikor a J. P. MORGAN kidolgozta a kockázatot érték (*Value-at-Risk, VaR*) kockázati mérőeszközt. Akkor ezt a kockázatomérési módszert a központi bankok használták nagy sikerrel (CHEN, 2007), majd később a módszer alkalmazása elterjedt a pénzügyi intézmények körében is. Napjainkban, azonban már a vállalatok is használják a pénzügyi kockázatok számszerűsítésében, a piaci, a hitelezési és a likviditási kockázat esetében. A VaR-t gyakran használják az árfolyamkockázat becslésére is, de alkalmas a portfólió kockázatának a mérésére is. A VaR kockázatomérési módszer a piaci tényezők változékonyságából eredő, adott valószínűségi szinthez tartozó, maximális veszteség értékét határozza meg (HORCHER, 2005). Az az optimális befektetés, pénzügyi eszköz, amelynek a VaR értéke kisebb (MUN, 2006). A VaR nagy előnye, hogy jól kiegészíthető más kockázatomérési módszerekkel, mint például a szcenárió-elemzés, a stress testing vagy az érzékenységelemzés. A VaR meghatározása háromféleképpen történhet: múltbeli adatokra építve, a variancia-kovariancia vagy parametrikus bázison, illetve Monte Carlo szimuláció segítségével (HORCHER, 2005). A parametrikus megközelítésnek nagy előnye, hogy az alkalmazása gyors és egyszerű, de a múltbeli adatokra épülő, illetve a Monte Carlo szimulációs módszer pontosabb eredményeket biztosít, és szélesebb körben alkalmazható. A múltbeli adatokra épülő VaR számítása azt feltételezi, hogy a múltbeli adatok, események nagymértékben meghatározzák a jövőbeli eseményeket. A Monte Carlo szimulációra épülő VaR becslési módszer sokkal rugalmasabb, ezért gyakran alkalmazzák a pénzügyi modellezésben. A Monte Carlo szimuláció alkalmazásának sikeressége az alkalmazott értékelési módszer sikerességétől, valamint a szimulációban felhasznált paraméterektől függ (RAY, 2010).

A VaR kockázatomérési módszer egyik hátránya, hogy extrém, sokkszerű helyzetekben, mint például pénzügyi válság, nem alkalmazható. A kockázati tényezők hirtelen és szignifikáns

ingadozásai nagymértékben ronthatják a módszer eredményességét. Ezen probléma kiküszöbölése érdekében, ARTZNER és szerzőtársai (1999) kidolgozták az *Expected Shortfall (ES)* kockázati mércét⁴, amely a feltételes várható veszteséget mutatja, ami meghaladja a VaR módszer által kapott veszteség értékét (YAMAI – YOSHIBA, 2002). Az 'ES' kockázatomérési módszer egyik nagy érdeme, hogy figyelembe veszi a VaR-ral kiszámolt várható veszteség értékét meghaladó veszteségeket is (KERKHOF, 2003). Annak ellenére, hogy a két kockázatomérési módszer között szoros kapcsolat van, a gyakorlat azt mutatja, hogy az ES-szel szemben a VaR módszer alkalmazása korlátozott, ezért a szakemberek ES alkalmazását javasolják, mert az a VaR-ral szemben teljes mértékben koherens kockázati mércének tekinthető (ARTZNER et al., 1999). CUOCO és szerzőtársai (2001) kutatásaik során, arra következtetésekre jutottak, hogy a VaR és az ES többszörös alkalmazása egyenlő eredményekhez vezet (CHRISTOFFERSEN, 2003). A VaR és az ES mérési módszer hasznosságáról szakmai vélemények lényegesen megoszlanak, de az kétségtelen, hogy mindkét módszernek megvannak az erősségei és korlátai is, ugyanakkor tökéletesen ki is egészíthetik egymást.

2.6. A tőkeáttételi fok, mint vállalati kockázati mérőszám

A pénzügyi döntések egyik – és talán legfontosabb – axiómájának tekinthető a „hozam-kockázat egyensúly”, ami azt jelenti, hogy nagyobb kockázatot csak akkor szabad vállalni, ha ahhoz nagyobb hozam is tartozik. Tehát a vállalatoknak a pénzügyi döntéseik meghozatala előtt tisztában kell lenniük a döntéseik kockázatával is. A vállalati kockázatoknak két nagyon fontos – esetenként több részkockázatot is magukba foglaló - területe a működési és a pénzügyi kockázat. A finanszírozási és a befektetési döntések meghozatalát mindig meg kellene előznie a hozam, illetve a kockázat mérésének. Napjainkban a kockázat mérése összetettebb, komplexebb megközelítést igényel, mert a vállalatok nagy részét egyszerre több kockázat is fenyegetheti, és ezért a kockázat mérése szisztematikus, holisztikus megközelítésű eljárást követel meg, amely figyelembe veszi a gazdasági kockázati tényezők közötti összefüggéseket is (RAY, 2010).

⁴ Nevezik CVaR-nak is (Conditional Value at Risk). Lényegében a VaR utáni értékek átlagának korrigált értékét adja meg.

Modigliani és Miller II. tételére, valamint az ahhoz tartozó 2.3 alfejezetben is szerepeltetett (1)-es képletre alapozva, a vállalat teljes kockázatának két összetevője van, a működési (*operating leverage*) és a pénzügyi tőkeáttétel (*financial leverage*), kockázat. A vállalat kockázatát egyrészt a vállalat működése és költséggazdálkodása, másrészt a külső finanszírozási források típusai és feltételei befolyásolják. A vállalati eredmény az, amiben az áttétel, a felnagyító hatás megjelenik, ezért a kockázat számszerűsítésében gyakran használják a **működési áttételfok (DOL)**, valamint a **pénzügyi áttételfok (DFL)** mutatókat. A DOL és a DFL mutatóknak kiemelt fontossága van a vállalati növekedés és a kockázat közötti kapcsolatban, mert mindkét rugalmassági mutató az eredményre gyakorolt hatásokat fejezi ki. A szakirodalomban a DOL, valamint a DFL mutatókat a rugalmassági mutatók kategóriába sorolják. A tőkeáttételi mutatók vizsgálata lényegében átfogó eredmény-kimutatás elemzést is biztosít, mivel a működési tőkeáttétel az eredmény-kimutatás tetejével, a pénzügyi tőkeáttétel pedig annak aljával foglalkozik (TAKÁCS et al., 2012).

A DOL olyan elaszticitási mutató, amely az árbevétel változásának és az üzemi/üzleti tevékenység eredmény (ÜÜTE) változásának az arányát fejezi ki. BREALEY et al. (2014) szerint a működési tőkeáttételi fok mutató (*DOL*) az alábbi képlet segítségével írható le:

$$DOL = \frac{\frac{\Delta EBIT}{EBIT_0}}{\frac{\Delta S}{S_0}} \quad (2)$$

ahol,

EBIT (*Earnings Before Interest and Taxes*) – a magyar számviteli terminológia szerint leginkább az Üzemi/Üzleti tevékenység eredményének feleltethető meg.

$$\Delta EBIT = EBIT_1 - EBIT_0$$

S (Sales) – Árbevétel

$$\Delta S = S_1 - S_0$$

Mivel a DOL mutató azt fejezi ki, hogy az árbevétel 1 %-os változása hány százalékos változást okoz az ÜÜTE-ben, ezért az árbevételnek a gazdasági ciklusokra, a makrogazdasági szabályok változására vonatkozó érzékenysége jelentősen befolyásolhatja a vállalat eredményét. Továbbá megállapítható az ÜÜTE változásának a mértéke, azaz, hogy az állandó költségek szintjének változására milyen érzékenyen reagál az ÜÜTE változása. Az összköltségen belüli nagyobb állandó költség arány nagyobb ÜÜTE érzékenységet

eredményez, ami nagyobb működési kockázatra utaló magasabb DOL értékhez vezet (DAMODARAN, 2015, 117 o.).

A változó, illetve az állandó költségeknek az összes költségen belüli aránya meghatározó hatással van a működési eredményre (ÜÜTE), ezért az állandó költségek arányának változása azonos irányú változást idéz elő a DOL értékében is. Azt is mondhatjuk, hogy a DOL értéke a vállalat állandó költségeinek a függvénye (TARNÓCZI – FENYVES, 2010). Azoknál a vállalatoknál, amelyeknél a változó költségek bírnak jelentősebb aránnyal a költség-szerkezeten belül, az árbevétel-változás kisebb mértékben befolyásolja a működési eredményt, mivel a változó költségek együtt mozognak az értékesítési árbevétellel. Ezzel szemben, sokkal magasabb működési kockázat figyelhető meg azoknál a vállalatoknál, amelyek növekedési céljaikat az állandó költségek növelésével próbálják elérni. Az állandó költségeknek jól ismert az úgynevezett felnagyító tulajdonsága vagy másképpen tőkeáttételi hatása, mert növekedésük jelentősebb mértékű változást okozhat a működési eredményben, és ezzel együtt növelheti a működési tőkeáttételt is (SOENEN - TARNÓCZI, 1995).

BREALEY és szerzőtársai (2014) bemutatnak egy tanulmányt, amelyben különböző ágazatokban tevékenykedő vállalatok átlagos DOL értékeivel foglalkoznak. A vizsgálatba bevont USA-beli cégek különböző tevékenységet folytató nagyvállalatok. A vizsgálat 20 éves időintervallumot ölelt fel, 1990 és 2010 között. A szerzők két nagy csoportba sorolták a vállalatokat, az egyik csoportot az alacsonyabb DOL értékkel rendelkező vállalatok képezték, míg a másodikat a nagyobb DOL-lal működő cégek. Az eredményekből kiderül például, hogy az áramszolgáltató (0,39), az élelmiszeripari (0,97) és a ruházati ágazatban (1,14) tevékenykedő vállalatokra kisebb átlagos DOL érték a jellemző, míg az acéliparban (2,31), a papíriparban (1,50) és a gépiparban (1,49) működő nagyvállalatokra a nagyobb átlagos DOL érték, és így a magasabb működési kockázat volt a jellemző.

Fontos megjegyezni, hogy a DOL mutató nagyon érzékeny a külső körülmények változására. A felnagyító hatás pozitívan és negatívan is hathat a vállalkozásra, fellendülés esetén jelentős növekedést, míg hanyatlás esetén jelentős csökkenést idézhet elő, ezért nevezik a szakirodalomban kétélű fegyvernek is. Az előzőekből következően, a DOL esetében a kockázatkezelés egyik fontos feladata az állandó költségek optimális szinten való tartása.

Szoros kapcsolat van a DOL mutató és a fedezeti pont között, ami fontos lehet a vállalati döntések megalapozásában, különösen akkor, ha a vállalat új termékcsoporthoz szeretne bevezetni. Az új termékcsoporthoz bevezetése jelentősen növelheti vagy csökkentheti a kockázatot és egyben a tőkeáttételi hatást is. A fedezeti pont elemzése során tulajdonképpen az árbevétel, a fix és a változó költségek közötti összefüggést vizsgáljuk. A fedezeti pont az a "holt pont" a vállalat működésében, ahol az árbevétel teljes mértékben fedezi a működési költségeket anélkül, hogy nyereséget generálna. ILLÉS (2007) szerint több összefüggés fedezhető fel a fedezeti pont és a működési tőkeáttételi fok között. Egyrészt a fedezeti pontban a működési tőkeáttételi fok nem értelmezhető, valamint a fedezeti pont közelében nagy a valószínűsége annak, hogy a működési tőkeáttételi fok magas értéket vesz fel, ami magasabb működési kockázatot jelent. Ezzel ellentétben, amennyiben a vállalat eladási mennyisége a fedezeti pont felett van, a vállalat kisebb DOL értékkel számolhat, ami egyértelműen kedvezőbb a vállalat számára. Tulajdonképpen, a fedezeti pont elemzése azt mutatja meg, hogy árbevétel 1%-os változása mennyivel és milyen irányban változtatja a működési áttételt (ILLÉS, 2007)⁵.

A DFL megmutatja, hogy az ÜÜTE változása hány százalékos változást idéz elő az adózott eredményben. ROSS et al. (2013) szerint a pénzügyi tőkeáttételi fok (DFL) az alábbi képlettel írható le:

$$DFL = \frac{\frac{\Delta EPS}{EPS_0}}{\frac{\Delta EBIT}{EBIT_0}} \quad (3)$$

ahol:

EPS (*Earning per Share*) - Egy részvényre jutó adózott nyereség;

$$\Delta EPS = EPS_1 - EPS_0$$

EHRHARDT és BRIGHAM (2017) az alábbi képlettel határozzák meg a pénzügyi tőkeáttételi fokát:

$$DFL = \frac{EBIT}{EBIT - I} \quad (4)$$

ahol:

⁵ Elemzéseimben az Árbevétel / Fedezeti Árbevétel mutató, a DOL fedezeti pont alapú képletéből került kifejezésre, aminek a képlete a következő: $DOL = S / (S - S^*)$, ahol az S - Árbevétel, S* - Fedezeti Árbevétel

I (*Interest*) - Kamatköltség

A DFL második, (4)-es képlete talán még szembe tűnőbbé teszi a pénzügyi tőkeáttétel fok és az idegen tőke költsége közötti szoros kapcsolatot. Amennyiben a vállalat tőkestruktúrájában nem szerepel idegen tőke, a DFL mutató értéke 1, ami azt jelzi, hogy ÜÜTE 1%-os változása az adózott eredményt 1%-kal változtatja meg, azaz nincsen áttétel. Amennyiben az eredménykimutatás második felében, a Pénzügyi műveletek ráfordítás sorában megjelenik a kamatköltség, a DFL értéke 1-nél nagyobb értéket mutat, ami magasabb pénzügyi kockázatot is jelent. Az értekezésemben elvégzett elemzések során a (4)-es képletet nem használtam, mivel a magyar egyszerűsített éves beszámoló eredménykimutatás részében nem jelenik meg a kamatköltség (*I - Interest*).

A DFL-nek akkor van igazán jelentősége, ha a vállalat olyan finanszírozási forrást használ, amihez fix kötelezettségek kapcsolódnak, mint például a hitel (ILLÉS, 2007). Ebből következően a DFL értékét nagymértékben a kamatköltségek határozzák meg. Az idegen tőke költsége és a DFL értéke között közvetlen, azonos irányú kapcsolat van, ezért a magasabb kamatköltség nagyobb DFL értékhez vezethet.

A hiteltől való finanszírozás számos előnyt nyújt, aminek egyike, hogy hatása van a jövedelmezőség változékonyságára, de mindezt csak egy bizonyos pontig teheti kedvező irányba (TAKÁCS et al., 2012). A pénzügyi tőkeáttétel foka alapvető eszköz lehet a hitelfelvételi korlát megállapításában és a vállalható kockázati szint meghatározásában, mert ezek túllépése komoly veszélyeket jelenthet a vállalat teljes tevékenységére és finanszírozási politikájára nézve is.

Mivel a két tőkeáttételi fok mutató az eredménykimutatáson alapul úgy, hogy a működési tőkeáttétel az eredménykimutatás tetejével (az ÜÜTE-ig), a pénzügyi tőkeáttétel pedig annak aljával (az ÜÜTE-től) foglalkozik. Erre is alapozva, EHRHARDT és BRIGHAM (2017) a működési tőkeáttételi fok mutatót első fokú, a pénzügyi tőkeáttételi fok mutatót pedig másodfokú mutatónak nevezik.

A nagyobb DFL érték kedvező körülmények esetén, lehetőséget biztosít a vállalati profit erőteljesebb növekedéséhez, ha az eszközök hozama mutató (ROA) nagyobb, mint az idegen tőke költsége. Ugyanakkor ez a vállalat pénzügyi kockázatának a növekedéséhez is vezet.

DAMODARAN (2015) szerint kedvező körülmények között az idegen tőke költsége növelheti az EPS-t. Ugyanakkor az idegen tőkével rendelkező cégek esetében, az EPS változékonysága jelentősebb az EBIT hatására, ami növeli a vállalatba való tőkebefektetés kockázatát (DAMODARAN, 2015, 119 o., BERK - DE MARZO, 2014, 496 o.).

KUMAR (2017) az indiai acélipari vállalatokat vizsgáló tanulmányában arra keresi a választ, hogy van-e összefüggés a pénzügyi tőkeáttételi fok (DFL) és az egy részvényre jutó adózott eredmény között (EPS). Az elemzésekhez felhasznált adatbázist az acélipari vállalati beszámolók képezték 10 évre vonatkozóan (2006-2015), és a DFL és az EPS közötti kapcsolat vizsgálatára korrelációt alkalmazott. Az eredmény azt mutatja, hogy az indiai acélipari vállalatok esetében erős közepes, de ellentétes irányú összefüggés (-0,7779) van a DFL és az EPS között. Ez azt jelzi, hogyha nő a pénzügyi tőkeáttétel foka, vagyis növekszenek az idegen tőke költségei, akkor csökken az egy részvényre jutó nyereség. Ami alátámasztja azt, hogy a DFL-nek hatása van a vállalatok jövedelmezőségére.

A (2)-es és a (3)-as képletekből – amelyeket én is használtam - látható, hogy a szükséges adatok rendelkezésre állnak az egyszerűsített éves beszámolóban is. Ugyanakkor jelenthet némi leegyszerűsítést, hogy a magyar és a román eredmény-kimutatásokban megjelenő üzemi/üzleti tevékenységek eredménye, illetve működési eredmény nem felel meg 100%-ban az angolszász mutatókban szereplő EBIT-nek (adó- és kamatfizetés előtti eredmény), de mindkét országban ez a használat terjedt el. A felhasznált értékek vonatkozásában, a két vizsgált ország esetében, nem volt jelentős különbség az elemzett időszakban. Az elemzések elkezdése előtt, a kapott eredmények összehasonlíthatósága érdekében ezt ellenőriztem.

Modigliani és Miller II. tétele ((1)-es képlet) választ ad arra a kérdésre, hogy idegen tőke igénybevétele esetén, milyen feltételek mellett nő a tulajdonosi tőke hozama. Ahogy az az (1)-es képletből is látható, a tulajdonosi tőke hozama lineárisan nő az adósság / összes eszköz mutató arányával (ILLÉS, 2002). A növekedés mértéke az eszközök hozama és az idegen tőke költségének különbségétől, valamint az idegen tőkének az osztóknál belüli arányától függ. A saját tőke hozamának többszöröződése csak akkor következik be, ha az eszközök hozama és a hitel költségének a különbsége pozitív, azaz az eszközök hozamának nagyobb kell lennie az idegen tőke költségénél. Az előzőekből az is megállapítható, hogy gazdasági tevékenység végzése során az idegen tőke bevonása fontos lehet a vállalat fejlődése, növekedése szempontjából, de annak mértéke és költsége fokozott figyelmet igényel a hozzákapcsolódó

költségek és kockázatok miatt. Ha az idegen tőke költsége meghaladja az eszközöktől elvárt hozamot, az romboló hatással lehet vállalati értékre vonatkozóan, és jelentős kockázatot jelenthet a vállalat pénzügyi helyzetére nézve.

A pénzügyi tőkeáttétel értékének nagyságát tehát jelentősen befolyásolja a vállalat tőkeszerkezete, mert minél nagyobb arányt képvisel az idegen tőke, annál magasabb lesz az állandó tőkeköltség, ami növeli a pénzügyi kockázatot. Ezzel szemben, ha a vállalat kellőképpen odafigyel tőkeszerkezetére, illetve a pénzügyi tőkeáttétel mértékére, a jövőbeli döntéseiben nagyobb szabadságot élvezhet az eredmény felhasználását illetően.

A DFL értékének meghatározásában fontos szerepet kaphat a kamatfedezeti mutató is, mert azzal összekapcsolható. A kamatfedezeti mutató megmutatja, hogy a vállalati ÜÜTE az adott év kamatfizetési kötelezettség hányszorosát képes fedezni. A szakirodalomban az olvasható, hogy a vállalat pénzügyi helyzete elfogadható, ha a DFL értéke nem haladja meg az 1,5-öt, és jónak mondható, ha 1,33 alatt van (TARNÓCZI – FENYVES, 2011, 4. o.). Ha a vállalat pénzügyi tőkeáttételi foka 1,50 és az ÜÜTE értékét 1 egységnek vesszük, a (4)-es képletből levezetve, a kamatköltség az ÜÜTE-nek a 33,33%-át teszi ki, ami még elfogadhatónak minősíthető.

$$\text{Kamatfedezetimutató} = \frac{\text{ÜÜTE}}{I} \quad (5)$$

ahol:

ÜÜTE – Üzemi/üzleti tevékenység eredménye

I – Éves kamatfizetési kötelezettség

Az 1,5-ös DFL érték 3-as kamatfedezeti mutatót jelent. Ennél alacsonyabb kamatfedezeti mutató a pénzügyi kockázat szempontból már veszélyes helyzetre utalhat. Már a 3-as érték is viszonylag magasabb kockázatot jelent, egyrészt a vállalatra nézve, mivel ronthatja fizetőképességét, másrészt a hitelező bankra vonatkozóan is, mivel növeli a hitelkockázatot. A legtöbb bank elvárja ügyfeleitől, hogy az ÜÜTE legalább 5-szöröse legyen az éves kamatköltségnek (SOENEN – TARNÓCZI, 1995, 41. o.).

A vállalatnak azzal is számolnia kell, hogy a kamatfizetési kötelezettségen túl tőketörlesztési kötelezettsége is van, amit az adózott eredményéből kell megfizetnie. 3-as kamatfedezeti mutató esetében, nagy valószínűséggel, az eredményen kívül a vállalatnak egyéb forrást is be

kell vonnia az idegentőke törlesztésébe. Az adózott eredmény felhasználása után, a tőke-törlesztéshez ideiglenesen felhasználhatja a felhalmozódott értékcsökkenést is. Ugyanakkor, ha a vállalat nem tudja időben pótolni a felhasznált értékcsökkenést, az gondot okozhat az eszközeinek a megújításában. Ha nem tudja a felhasznált értékcsökkenést pótolni, újabb hiteleket kell felvennie, hogy megújíthassa a tárgyi eszközeit. Ez a megoldás egyszerűnek tűnhet, de megvannak a veszélyei: újabb hitel, újabb kamatfizetési kötelezettség, újabb tőke-törlesztés, stb., amivel elkezdődhet egy úgynevezett 'ördögi kör', amiből nehéz vagy képtelenség visszalépni, mert magával sodorhatja a vállalatot a csőd felé. Ezért a döntéshozóknak fontos mérlegelniük milyen esetben folyamodnak idegenforrás igénybe vételéhez. A vállalatvezetőknek számolniuk kell azzal a ténnyel is, hogy a pénzügyi tőkeáttételi mutatónak felnagyító tulajdonsága van, ami a kamatköltségek hatására aktivizálódik. Ez a hatás lehet pozitív vagy negatív irányú is, az ÜÜTE előjelétől függően. Az ÜÜTE alakulása egyrészt a vállalati működést tükrözi, másrészt a gazdasági ciklusok (expanzió vagy recesszió) határozzák meg. Ezért a DFL mutató is értelmezhető 'kétélű fegyverként', mert ennek többszörözési hatása lehet pozitív, de lehet negatív is, ami veszélybe sodorhatja a vállalatot. A DFL-hez kapcsolódó összefüggéseket figyelembe véve, a vállalatnak csak abban az esetben szabad idegen tőkét igénybe vennie, ha annak felhasználásával, a vállalat ROA értéke meghaladja az idegen tőke költségét, és a DFL értéke nem haladja meg az 1,5-öt.

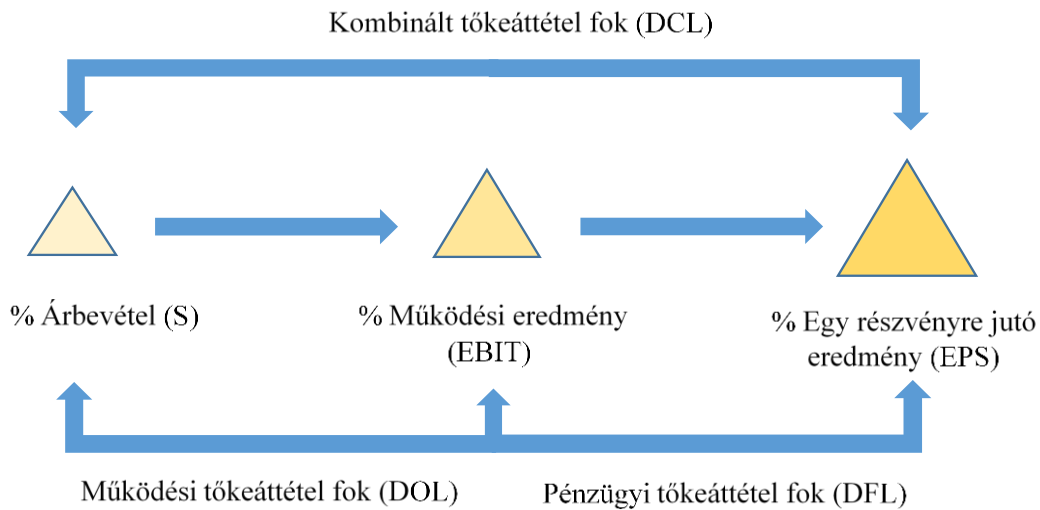
A már fentebb is említett okokat figyelembe véve, értekezésemben a kamatfedezeti mutatót a (6)-os képlet segítségével határoztam meg, amit a (4)-es képletből vezettem le:

$$\text{Kamatfedezetimutató} = \frac{DFL}{DFL - 1} \quad (6)$$

A teljes vállalati kockázatot a kombinált áttételi fok (**DCL**) mutatja, ami a működési és a pénzügyi áttételi fokok szorzataként határozható meg és megmutatja az eladási forgalom 1%-os változásának hatását az egy részvényre jutó adózott eredményre (EPS), amit a 2. ábra is jól szemléltet.

A három tőkeáttételi fok mutató interpretálása különbözhet, mivel azok teljesen iparág- és tevékenységfüggők (PÁLINKÓ – SZABÓ, 2006). A három tőkeáttételi fok mutató iparágankénti elemzésének lehetnek előnyei, de ha az elemzéseimhez felhasznált két ország vállalati mintáit e szerint felosztanám, a létrejövő alacsony elemszámú minták jelentősen

megnehezítenék az egyes módszerek (pl.: k-közép klaszteranalízis) alkalmazhatóságát, és nagy eséllyel rontanák az eredmények hitelességét.



2. ábra: A működési áttétel fok (DOL), a pénzügyi áttétel fok (DFL) és a kombinált áttétel fok (DCL) kapcsolata

Forrás: Saját szerkesztés Keown, A. J. – Martin, J. D. – Petty J. W. (2014): *Foundations of Finance - The Logic and Practice of Financial Management, Eighth Edition, Pearson Education, Inc., 392 o. alapján*

2.7. A tőkearázasi modellek szerepe a kockázat mérésében és kezelésében

A pénzügyi eszközök kockázatának mérésében kulcsszerepet játszik a béta együttható (β), amely SHARPE (1961), LINTNER (1965) és TREYNOR (1961) által kifejlesztett CAPM (Capital Asset Pricing Model) modell jellemző paramétere, ami a szisztematikus, nem diverzifikálható, piaci kockázat szintjét méri. A CAPM modell kifejlesztésére legfőképpen a modern portfólió elmélet volt meghatározó hatással, ami Markowitz nevéhez köthető. A portfólió-elmélet lényege a diverzifikáció, mint portfólió-kockázat csökkentési módszer hatásának a bemutatása. A CAPM modell kidolgozása új iránymutatást adott a hozam és a kockázat közötti kapcsolatra. Markowitz portfólió-elméletére alapozva, SHARPE (1961), LINTNER (1965) és TREYNOR (1961) kutatásaik során arra a következtetésre jutottak, hogy szoros összefüggés van a piaci kockázat és a várható hozam között.

A szisztematikus kockázat, a piaci portfólió hozama és a kockázatmentes hozam függvényében kapjuk meg egy eszköz elvárt hozamát. A béta együttható (β) megmutatja a pénzügyi eszköz érzékenységét a viszonyítási piaci portfólió mozgásaihoz képest. A

magasabb érték magasabb kockázatra, és magasabb hozamra is utal (MUN, 2006). Matematikailag a béta értéke az “adott eszköz és a piaci portfólió közötti kovariancia, illetve a piaci portfólió varianciájának a hányadosa” (ILLÉS, 2002, 141. o.). Ha a béta értéke egyenlő 1-el, az azt jelenti, hogy az eszköz hozama közelít a piaci hozamhoz. Az 1-nél kisebb béta értéke alacsonyabb érzékenységre utal, vagyis a piaci tényezők változásai kismértékben befolyásolják az eszköz hozamának alakulását. Ha a béta értéke meghaladja az 1-et, az azt jelenti, hogy az eszköz érzékeny a piaci változásokra, ezért a piaci kockázati tényezők változása jelentősebb változást idéz elő a hozamok alakulásában (AVEN, 2010, 45. o.). A béta együttható értékét több tényező is befolyásolja, közöttük az adott gazdasági ágazat teljesítménye is (LO NIGRO – ABBATE, 2011).

A CAPM modell kétváltozós regresszió segítségével írja le a piaci kockázat és a várható hozam közötti összefüggést (SAUNDERS – ALLEN, 2010, 152. o.). A CAPM modell alkalmazását számos kritika érte, mivel szakértők szerint képtelenség a szisztematikus, makrogazdasági kockázati tényezők hatását egyetlen értékkel jellemezni. A CAPM modell kifejlesztői azt feltételezték, hogy a pénzügyi piac tökéletes egyensúlyban van, a befektetőknek homogén várakozásaik vannak, azonban a jelenlegi gazdasági környezet, valamint a kialakult pénzügyi turbulenciák ezt erősen cáfolják. Elég komoly gyengesége még a modellnek az is, hogy teljesen statikusnak tekinti a piacot, valamint annak makrogazdasági kockázati tényezőit (ALTÁR, 2002, 70-71. o.). Azt gondolom, hogy az utóbbi időszak makroszintű pénzügyi változásai megerősítették azt, hogy szükséges olyan dinamikus modellek alkalmazása, amelyek figyelembe veszik a kockázati tényezők változékonyságát is.

A CAPM modellre alapozva, 1976-ban ROSS kidolgozta az *Arbitrált árfolyamok elméletét* (*Arbitrage Pricing Theory - APT*), ami az egytényezős CAPM modell továbbfejlesztését jelentette és egyúttal a kritikáját is. Az elmélet gyakorlati alkalmazásában komoly szerepet játszott ROLL, valamint CHEN is. Az 1983-ban CHEN által faktoranalízis segítségével végzett tőzsdei elemzés bebizonyította az APT modell fontosságát, valamint hasznosságát a CAPM modellel szemben. CONNOR és KORAJCZYK (1988) APT modellalapú kutatásai hasonló eredményeket mutatnak (PRIESTLEY, 1996). Az APT modell lényege az értékpapírokra ható kockázatok és a várható hozam közötti összefüggés leírása, akárcsak a CAPM modell esetében. A legfőbb különbség a két modell között az, hogy az APT modell már nem egytényezős lineáris függvény segítségével írja le a kockázat és a hozam közötti összefüggést, hanem több faktor hatását veszi figyelembe a portfólió elvárt hozamának

kiszámításához. Minden faktorhoz – kockázati tényezőhöz – más-más bétát rendelnek. A CAPM modellhez hasonlóan a béta koefficiens itt is az eszköz hozamának az adott faktorial szembeni érzékenységét méri. Az eszközre ható kockázat két részre bontható: egyedi vagy specifikus kockázatra, ami az APT modellben a hibatényező, valamint piaci kockázatra, ami több faktor hatásából tevődik össze. Ha a portfólióbeli eszközökre ugyanazok a faktorok hatnak, lényeges meghatározni mindegyik eszköznek az érzékenységi szintjét a közös faktorial szemben, mert lehetnek olyan eszközök, amelyek hozamát kevésbé befolyásolja egy adott kockázati tényező. Adott eszköz hozamának érzékenysége eltérő lehet ugyanarra a kockázati faktorra vonatkozóan. ROSS (1976) szerint, az APT alkalmazásakor három alapfeltételt kell figyelembe venni. Egyrészt, hogy a piac nem engedélyezi az arbitrázs lehetőségét, másrészt, hogy az eszköz hozama különböző faktorok függvényében modellezhető, valamint azt, hogy a kockázat diverzifikáció által kiküszöbölhető (KELSEY – YALCIN, 2006, 92. o.). A feltételek teljesülését nagymértékben befolyásolja az eszköz jellege, valamint a gazdasági konjunktúra alakulása. Az APT modell felépítése, valamint alkalmazása, SEBESTYÉN (2006) szerint három lépésre bontható: a faktorok becslése, a faktorprémiumok, valamint a faktorsúlyok vagy faktorbéták meghatározása.

Az APT modellben szereplő faktorok meghatározása három módszer szerint történhet (GRINBLATT – TITMAN, 1998). Az első - és véleményem szerint a leghatékonyabb - módszer a faktorok meghatározásában a faktoranalízis. A szerzők két másik módszert is megemlítenek, például különböző számszerűsíthető makroökonómiai tényezők felhasználását, mint például a bruttó hazai termék (GDP), az inflációs ráta, az alapkamat, az árfolyam. A harmadik módszerként faktor-érzékenység szerint különböző vállalati csoportok létrehozását javasolják, ahol a faktorok értékét a szélsőséges csoportok különbözete adja. Az utolsó két módszer esetében körülményesebb a faktorok számszerűsítése, ugyanakkor sokkal intuitívabbak, mint a statisztikai módszerek. Az APT modell egyik erős kritikája, hogy nem határozza meg a faktorokat, az elemzőre bízva, hogy melyik tényezők hatását veszi figyelembe az adott vizsgálatban.

A faktorprémiumok meghatározhatók, mind hagyományos módszerek felhasználásával, a múltbeli adatokra alapozva, mind a vállalat működési ciklusát jellemző mutatók alapján (SEBESTYÉN, 2006). Ez utóbbi egy alternatív és ugyanakkor újszerű módszer, aminek a használatát több szerző is támogatja (BLANCHARD, 1993; CAMPBELL, 1987; BARLVERS et al., 1990). A múltbeli adatokra (hozam és prémium) építve, az eszközök bétái

regresszió-számítás segítségével kerülnek kiszámításra. A portfólióban lévő eszközök érzékenységi szintjei különbözhetnek adott faktor esetében, ezért az érzékenységi fokot mindegyik eszköz esetében külön-külön kell meghatározni, mert az adott faktor változása más-más mértékben befolyásolja az adott eszközök jellemzőinek alakulását.

Az APT modell alkalmazhatóságáról, HUBERMAN – ZHENYU (2005) azt írja, hogy sikeresen lehet alkalmazni három területen, mégpedig eszközallokációra, tőkeköltség-számításra és tőketeljesítmény mérésre. 1994-ben, ELTON és szerzőtársai az APT modellt felhasználva összefüggést mutattak ki a New York-i elektromos közszolgáltatási bizottság tőkeköltsége és a különböző makrogazdasági faktorok, mint például az alapkamat, az inflációs ráta, a GDP, az árfolyam alakulása között (HUBERMAN – ZHENYU, 2005).

BÉLYÁ CZ (2009) szerint a portfólió hozamának meghatározásában hasznos lehet az APT és a CAPM modell kombinációja. Míg a CAPM modell esetében az eszköz jellemzőjét csak a béta értéke határozza meg, addig az APT modell esetében az eszköz jellemzőjét a faktorra való érzékenységi szint adja meg (BÉLYÁ CZ, 2009).

A makrogazdasági kockázati tényezők gyors és kiszámíthatatlan változása megköveteli a makrogazdasági kockázat újraértékelését. Nemzeti és nemzetközi gazdasági környezetünk gyors dinamikája előtérbe helyezte a makrogazdasági kockázat számszerűsítésének fontosságát. OXELHEIM és WIHLBORG (2008) könyvükben kiemelten foglalkoznak az árfolyam- és a kamatkockázat mérésével. Munkájukban a várható pénzáramok jelenértékére alapozva, érzékenység-vizsgálatok segítségével számszerűsítik az árfolyam kockázatot, és az árfolyamkitettség mérése során, az árfolyam váratlan mozgásainak a jövőbeli pénzáramok jelenértékére gyakorolt hatásait mérik. Az árfolyam-kitettség érzékenységi mutató, amelynek vizsgálatában a szerzők különös hangsúlyt fektetnek a vállalat esedékes pénzáramainak forrásaira, és ezért a pénzáramok alakulását két részre bontják, a gazdasági eseményekből és a pénzügyi eseményekből származó pénzáramokra. A gazdasági pénzáramok a beszerzési, valamint az értékesítési tevékenységből, a pénzügyi pénzáramok pedig a hitelezésből és a pénzügyi műveletekből származó pénzüsszegek.

2.8. A kockázatmenedzsment

A vállalati kockázat menedzsment (*Entreprise Risk Management – ERM*) koncepcióról már a '90-es évek óta olvashatunk a szakirodalomban, ami napjainkra már nélkülözhetetlen eszközzé vált (kellene válnia) a gazdasági tevékenység végzése során, valamint a kockázat minimalizálásában. A kockázatmenedzsment a vállalat egyik legértékesebb eszköze, ami jelentős mértékben hozzájárulhat az értéknövekedéséhez, valamint központi szerepet játszhat (kellene játszania) a menedzsment-folyamat tökéletesítésében. A kockázatmenedzsment egyik fő célja megteremteni az egyensúlyt a vállalat növekedési céljai és a vele járó kockázatok között (MOELLER, 2007). MODIGLIANI – MILLER (1958) tétele szerint a vállalat és annak értéknövekedése független a vállalat tőke- és kockázati szerkezetétől. Az M&M tétel azonban csak a tökéletes piac keretében érvényesülhetne, ahol a piaci résztvevőknek a tranzakciós költségen kívül, semmilyen más költségük nincsen (CROUHY, 2006). A valóság azonban nagymértékben eltér a tökéletes piac elvétől, mert napjaink pénzügyi piacain inkább a tökéletlen piac jellemzői érvényesülnek. Azt is fontos észrevenni, hogy a vállalat tőke- és kockázati szerkezete csak addig közömbös a befektetők számára, amíg az a döntésüket érdeemben nem befolyásolja.

A pénzügyi kockázatok nagy részét a bevétel és az eredmény ingadozásával azonosítják. A hatékony kockázatmenedzsment csökkentheti ezen tételek nagymértékű változékonyságát, ami kedvező lehet a vállalkozások számára. A kockázatmenedzsment minősége befolyásolhatja a vállalat tőkeszerkezetét, valamint tőkeköltségét is. A magas adósságszolgálat, a likviditáshiány gyakori probléma a vállalatoknál, ezért kiemelt fontosságú a vállalati tőkeköltség nagysága. A magas tőkeköltség magas kockázatot hordoz magában, ezért a vállalati kockázati menedzsernek fel kell hívnia a figyelmet a magas, illetve alacsony költségű külső források arányára a finanszírozási tételek között (CHRISTOFFERSEN, 2003).

HAMPTON (2009) a vállalati kockázatmenedzsment alatt a “főbb kockázatok azonosítását, vállalatra gyakorolt hatásainak felmérését, szisztematikus kockázatkezelési terv készítését, a kockázatok szisztematikus kezelését, valamint a kockázatkezelésért felelős személyek alkalmazását és oktatását” érti.

A *Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission (COSO)* szerint, a vállalati kockázatmenedzsment-folyamat során nyolc, szorosan összefüggő feladatot kell

figyelembe venni. A vállalat főbb célkitűzéseinek figyelembe vétele elengedhetetlen a kockázat menedzselése során. Fontos meghatározni azokat az eseményeket is, amelyek a kockázat megjelenését okozhatják. A kockázatos események meghatározása után, fontos felmérni az esemény bekövetkezésének valószínűségét, valamint feltérképezni a kockázatra vonatkozó lehetséges reakciókat. A vállalat dönthet a kockázatelkerülés, a kockázatcsökkentés, a kockázatáthárítás, valamint kockázatelfogadás mellett (MAIN - WILSON, 2005).

Gyakran egyenlőséget tesznek a kockázatkezelés (*risk assessment*) és a kockázatmenedzsment (*risk management*) fogalmak között. Az *International Electrotechnical Commission (IEC)*⁶ szerint a kockázatmenedzsment tágabb, összetettebb fogalom, amely magába foglalja a kockázat kezelését is. A kockázatmenedzsment-folyamat három főtevékenységre bontható: a lehetséges kockázatok feltérképezése, a kockázatok elemzése, valamint a kockázatok csökkentése, míg a kockázatkezelés csak az első kettőt jelenti (SCHUBERT, 2008).

A szakirodalom meghatározza a kockázatmenedzsment alap feladatrendszerét, a vállalat pedig tevékenységétől, méretétől, kockázati kitettségétől függően eldöntheti, hogyan szeretne azon bővíteni, módosítani. Minden vállalat egyedi, ezért mindegyik sajátos kockázatmenedzsment-rendszert igényel. Tisztában kell lenni azonban azzal is, hogy adott időszakban sikeresnek minősülő kockázatmenedzsment-stratégia megfelelő lesz-e a következő időszakban is, amikor a vállalat belső vagy külső környezete megváltozik. A vállalat külső és/vagy belső környezetének mozgásai megkövetelik a kockázatmenedzsment-rendszer ahhoz történő illesztését.

A kockázatmenedzsment sikeressége nemcsak a tevékenységrendszer hatékony összeállításában rejlik, hanem ugyanannyira fontos a kockázatmenedzser felkészültsége, tapasztalata és képessége. Alapvetően a vállalat vezérigazgatójának (CEO), pénzügyi igazgatójának (CFO) a feladata - a tulajdonosi érdekeknek megfelelően - a vállalat értéknövelése és azzal együtt a kockázatok hatékony menedzselése (BARTON et al., 2002). CROUHY és szerzőtársai (2006) szerint a fő kockázatmenedzser (*chief risk officer* - CRO) legtöbbször az igazgatóság tagja. HAMPTON (2009) szerint a nagyobb vállalatoknál

⁶ IEC (International Electrotechnical Commission), 300-3-9, 1995. Dependability management - part 3: Application guide - section 9: Risk analysis of technological systems. IEC 1995.

elengedhetetlen kockázatmenedzsmentért felelős személyek (CRO), illetve stratégiai menedzserek (*chief strategy officer - CSO*) kinevezése.

JORION (2003) szerint a kockázatmenedzsment során nem elegendő azonosítani a pénzügyi kockázatokat, hanem figyelembe kell venni a kockázatok közötti összefüggéseket is. Adott pénzügyi kockázat hatása más pénzügyi kockázat megjelenése esetén növekedhet is.

CROUHY és szerzőtársai (2006) korábban a kockázatmenedzsmentet izolált folyamatnak tekintették, de ma már elismerik, hogy a kockázat-menedzsment hatalmas változásokon megy keresztül, és mára a kockázatmenedzsment a vállalat eredményességének egyik meghatározó tényezőjévé vált és a vállalati menedzsment egyik központi összetevője is lett (CROUHY et al., 2006). Az ECONOMIST INTELLIGENCE UNIT (1995)⁷ meghatározza a kockázatmenedzsment új paradigmáját, ami szerint, a kockázatmenedzsment integrált, a vállalat összes részlegét átfogó, folyamatos tevékenységrendszer. BARTON (2002) szerint a kockázatmenedzsment olyan holisztikus és integrált tevékenységrendszer, amely a vállalat minden részlegére hatással van és nem kizárólag a vállalat menedzsmentjéhez köthető (BARTON, 2002).

A szakirodalomban egyre többet találkozhatunk a pénzügyi kockázatmenedzsmenttel (*Financial Risk Management - FRM*). HORCHER (2005) szerint a pénzügyi kockázatmenedzsment az a folyamat, amely a pénzügyi piacok bizonytalanságából származó kockázatok kezelésével foglalkozik. Véleménye szerint, a kockázatmenedzselés kevésbé statikus folyamat, mert egyaránt foglalkozik a vállalat külső és belső környezetében lévő tényezők elemzésével, amelyek mozgásai kiszámíthatatlanul és hirtelen következnek be.

HORCHER (2005) szerint a pénzügyi kockázatmenedzsment több lépésből áll. Az első lépés a főbb pénzügyi kockázatok azonosítása és azok fontosság szerinti rangsorolása. A vállalat külső környezetében található kockázati tényezők közé tartoznak az üzleti kapcsolatok minősége, valamint a gazdasági, a szociális és a fiskális előírások hatásai (CONDAMIN et al., 2006). MERNA és AL THANI (2008) szerint a kockázat azonosításában lényeges a kockázati inputok és outputok figyelembe vétele is. Az input részben a különböző termékek, szolgáltatások leírását, illetve a statisztikai adatokat fontos vizsgálni, míg az output részben a

⁷ Economist Intelligence Unit, in cooperation with Arthur Andersen & Co (1995): *Managing Business Risks - An Integrated Approach*, New York: The Economist Intelligence Unit

kockázat forrásait, a kockázatos eseményeket kell figyelembe venni (MERNA – AL THANI, 2008). A következő lépés a kockázati toleranciaszint meghatározása. Véleményem szerint, a kockázatok rangsorolását a lehetséges veszteség függvényében kell elvégezni, és fel kell mérni a veszteség bekövetkezésének a valószínűségét is. Ezután a vállalat vezetőinek meg kell határozniuk azt a kockázati szintet, amit a vállalat még mer vállalni, ami nem veszélyezteti a fejlődését és az életképességét. A harmadik lépés a kockázatkezelési stratégia kidolgozása és alkalmazása, valamint a kockázat mérése, jelentése, az alkalmazott stratégia monitorozása és szükség esetén pontosítása.

TIROLE (2006) a pénzügyi kockázatok biztosítása, mint kockázatcsökkentési stratégia alatt két módszert ért, egyrészt a vevőkövetelések portfólió diverzifikálását, valamint a kockázat átruházását. Miközben a kockázat átruházása lényegében nem változtatja meg az aggregált kockázat mértékét, addig a vevői portfólió diverzifikálása meg tudja azt változtatni, és a csökkenés irányába mérsékelheti a kockázati kitettséget (TIROLE, 2006).

Jól ismert pénzügyi kockázatcsökkentési módszer a diverzifikáció, ami szoros összefüggésben van a portfólió-elmélettel, és ami által csak a vállalat-specifikus kockázatok csökkenthetők. Véleményem szerint, a kockázat-diverzifikálás tágabb értelemben kiterjeszhető a vállalatok ügyfeleire is (vevőkre, szállítókra), és általa a kockázat többféleképpen csökkenthető, például, a pénzforgalmi lehetőségek diverzifikálásával. A diverzifikálás úgy is megvalósulhat, hogy a vállalat több ügyféllel dolgozik, változatos ügyleteket kezdeményez, valamint többféle finanszírozási lehetőséget is figyelembe vesz. A vállalatot körülvevő kockázati tényező-hordozók önmagukban nem biztosítják a veszteségek csökkenését, de nagymértékben hatással van a vállalatra ezen ügyfelek, ügyletek működése, minősége.

A kockázat átruházása egy harmadik ügyfelet igényel, amelyik adott összeg ellenében vállalja a kockázat pozitív, illetve negatív következményeit, de nem vállalja a kockázat menedzselésének a felelősségét. A pénzügyi kockázatok közül az árfolyam-, a kamat-, valamint a hitelkockázat esetében valósítható meg a kockázat átruházása. A kockázat-menedzsment módszerei közé tartozik a kockázat származékos ügyletek segítségével történő átruházása is. A termékek áringadozásainak biztosítására, a vállalat fedezeti ügyleteket köthet futures és opciós ügyletek alkalmazásával, amely ügyletek lényegében a szerződés megkötésékor érvényes árfolyam rögzítését jelentik, és így a vállalat elkerülheti vagy csökkentheti az árfolyamváltozásból származó veszteségeket (MERNA – AL THANI, 2008).

A kockázatos esemény gyakorisága és a kockázat által okozott várható hatás nagysága függvényében, CHONG (2004) négy kockázati kategóriát határoz meg: alacsony gyakoriságú és jelentős hatású, magas gyakoriságú és jelentős hatású, alacsony gyakoriságú és alacsony hatású, valamint magas gyakoriságú és alacsony hatású kockázatokat. Az alacsony gyakoriságú és jelentős hatású kockázatok esetében javasolja KOVÁCS (2011) a biztosítást. A magas gyakoriságú és jelentős károkat okozó kockázatok esetében véleménye szerint érdemes mellőzni a biztosítást, mivel az legtöbbször csak nagyon magas áron érhető el, így ezeknek a kockázatoknak a bekövetkezését igyekezni kell elkerülni. Az alacsony hatású, enyhe negatív következményekkel járó kockázatok esetében, KOVÁCS (2011) szerint, a Markowitz-féle portfólió elvet célszerű alkalmazni, azaz “ne tarts minden tojást egy kosárban”. Szerinte lehetséges olyan köztes helyzet is, amelyekre közepes intenzitású kárszint és közepes gyakoriságú előfordulás a jellemző, amely esetben a kockázatvállalónak, de a kockázatmenedzsernek is döntenie kell arról, hogy melyik oldalt próbálja minimalizálni, a következmény oldalt, a bekövetkezés gyakoriságát vagy pedig mindkettőt (KOVÁCS, 2011).

TAPIERO (2003) szerint a kockázat-menedzselési stratégiák körébe tartozik a prevenció, a kockázat-megelőzés is, mint kockázat-csökkentési módszer, amelynek egyik fontos feltétele az informáltság, valamint előrejelzési eszközök alkalmazása. A vállalati pénzügyi előrejelzések általában az éves beszámoló kulcsadatait próbálják prognosztizálni, több külső tényezőt is figyelembe véve (MERNA – AL THANI, 2008).

A kockázatmenedzsment-stratégia eredményességének, valamint sikertelenségének értékelésében lényeges a monitorozás, amely során a vállalat meg tudja határozni az alkalmazott stratégia előnyeit és hátrányait.

Már a válság előtti időszakban is sokat foglalkoztak a kockázatmenedzsmenttel, de még inkább a válságmenedzsmenttel, ami KING és szerzőtársai (2005) szerint szoros összefüggésben van a kockázat-, valamint az üzleti folytonosság-menedzsmenttel. Ez utóbbiak a kockázat-menedzsmentnél tágabb fogalmakat takarnak és a vállalatirányítás egyik komponenseként jelennek meg. A válságmenedzsment tükrében a kockázatkezelés elsősorban a kockázat következményeinek és az okozott hatások időtartamának figyelembevételében jelenik meg (KING et al., 2005). Válságmenedzsment esetén a kockázatkezelési folyamatban alapvető fontosságú az üzleti hatáselemzés (*business impact analysis* - BIA), ami segít

azonosítani azokat a külső kockázati tényezőket, amelyek negatív hatással lehetnek a gazdasági tevékenység folytonosságára (KING et al., 2005).

TRICHET (2008) szerint a válság kialakulásához jelentősen hozzájárult a pénzügyi, gazdasági kockázatok nem megfelelő kezelése, menedzselése. Szerinte a modern pénzügyi eszközök alkalmazása megköveteli a gazdasági egység holisztikus szemléletű kockázatmenedzselési rendszerének kialakítását. Ellenkező esetben komoly problémák léphetnek fel, mert alulbecsülik az új pénzügyi instrumentumokra jellemző kockázatokat (BÉLYÁ CZ, 2011-b). A nemzetközi pénzügyi piacok gyors fejlődése és szorosabb összekapcsolhatósága, a makrogazdasági tényezők hirtelen és kiszámíthatatlan változékonysága, a technológiai fejlődés, a verseny fokozódása, valamint a vállalatok belső rendszereinek dinamikája megkövetelik a vállalatok maximális felkészültségét. Ezért a gazdasági tevékenységtől, a mérettől függetlenül a vállalatnak különös figyelmet kell szentelnie a vállalati célok megfogalmazására, a kockázati tényezők azonosítására, számszerűsítésére, a kockázatcsökkentési stratégiák kialakítására és a kockázatmenedzsment-rendszer fejlesztésére, tökéletesítésére.

3. A MÓDSZERTAN ÉS AZ ADATBÁZIS BEMUTATÁSA

3.1. A k-közép klaszteranalízis

A klaszteranalízis olyan többváltozós elemzési módszer, amely lehetőséget biztosít elemek homogénebb csoportokba történő rendezésére. A klaszteranalízist számos területen alkalmazzák, mint például a természettudományok, az orvostudomány, a közgazdaságtudomány, stb. (HÄRDLE – SIMAR, 2011). A módszer egyik nagy érdeme, hogy a megadott szempontokat figyelembe véve feltérképezi egyedek közötti azonosságokat, illetve különbözőségeket. Minél nagyobb a hasonlóság a csoporton belüli elemek között, illetve minél jelentősebb a különbség a klaszterek között annál jobb a klaszterezés (az osztályokba sorolás). A klaszteranalízis két nagy típusait ismerjük, a hierarchikus, illetve a nem hierarchikus (particionáló vagy felosztó) klaszterezést, amelyek abban különböznek egymástól, hogy a hierarchikus a klasztereket egymásba ágyazva rendezi fastruktúrába, a particionáló pedig az elemeket nem átfedő, nem egymásba ágyazott módon rendezi össze (ELEK, 2005). A hierarchikus klaszterezési eljárásnak a lényege, hogy az elemzés során összevonja a két legközelebbi csoportot és ezáltal csökkenti a csoportok számát, amelynek szemléltetésére gyakran használják a dendogram ábrát.

A nem hierarchikus eljárás abban különbözik a hierarchikustól, hogy a hierarchikus módszer esetében azok az elemek, amelyeket egyszer összevontunk már nem kerülhetnek át másik csoportba, míg a nem hierarchikus módszer esetében lehetőség van az adott csoportban lévő elem(ek) későbbi áthelyezésére. Ezért a nem hierarchikus eljárás rugalmasabbnak tekinthető. Ha az elemző a hierarchikus klaszterezést választja, az összes megfigyelési egység páronkénti távolságmátrixát is ki kell számolnia. Ez a lépés bonyolulttá válhat sok megfigyelés esetén, ezért nagyszámú megfigyeléseknél ajánlott valamely nem hierarchikus eljárást alkalmazni (JOHNSON – WICHERN, 2014). A nem hierarchikus klaszteranalízis kategóriába tartozó módszerek gyorsabbak, mint a hierarchikus módszerek. A nem hierarchikus módszerek közül, az egyik legismertebb a k-közép klaszterezési (K-Means Clustering) módszer, amelynek segítségével a minta elemei – az elemző által meghatározott - k-számú csoportba kerülnek beosztásra (SZŰCS, 2002). A k-közép módszerrel szemben, a hierarchikus klaszterezés egyik tulajdonsága, hogy nem szükséges megadni, hány klaszterbe szeretnénk rendezni az

elemeket⁸. A k-közép módszer, a nem hierarchikus klaszterezés egyik legrégebbi és leggyakrabban alkalmazott módszere, amelynek kidolgozása STEINHAUS (1956), MACQUEEN (1967), illetve HARTIGAN (1975) nevéhez fűződik. A módszer, a többi nem hierarchikus klaszterezési eljáráshoz hasonlóan iterációs elven működik. A módszer algoritmusa egyszerű és 3 lépésre bontható:

1. A k-számú centroid meghatározása, illetve a kezdő k-klaszterre történő felosztás.
2. Az adatbázis minden egyes elemének a legközelebbi középponthoz (klaszter-átlaghoz) történő hozzárendelése.
3. Mindegyik klaszter középpontjának újraszámolása, addig ameddig a klaszterátlagok változnak (JOHNSON –WICHERN, 2014), majd folytatás a 2. ponttól.

A k-közép klaszterezés esetében az elemző határozza meg a kívánt klaszterek, csoportok számát. Az első lépés kiemelkedően fontos, mert a k-közép módszer eredménye lényegesen változhat, annak függvényében, hogy hány klaszterbe szeretnénk felosztani a sokaságunkat. Mivel a módszer fokozottan érzékeny a megadott kezdő klaszterek számára, javasolt többszöri próbálkozást végrehajtani vagy a korábban említett hüvelykujj-szabályt használni (RENCHER, 2002). A sokaság elemeit a módszer a véletlenszerűen meghatározott k-középpont körül helyezi el, majd újraszámolja a klaszterközéppontokat és újra megkeresi a centroidhoz legközelebb található elemeket. Az iteráció során a létrehozott klasztereken belüli változékonyság csökkentésére, illetve a klaszterek közötti szórás növelésére törekszenek (LEPŠ - ŠMILAUER, 2003). Az iterációs folyamatot mindaddig folytatódik, ameddig a centroidok változnak, illetve a klaszterekben elhelyezkedő elemek nem váltanak helyet. A szoftverek nagy részének alapbeállítása, hogy maximum 10 iterációt hajtson végre, de a gyakorlat azt mutatja, hogy a legtöbb esetben a klaszterezés végbemegy az első néhány iteráció során. A k-közép módszer esetében is kulcsfontosságú a távolság fogalma. Az elemek csoportosítása során a távolságmérések legtöbbször az euklideszi távolság szerint történnek. A vizsgálandó adatok milyenségétől függően a távolságmérés típusa változhat. A klaszterezés minőségét, illetve megbízhatóságát a célfüggvény mutatja, ami az elemek közötti, illetve az elemek és a középpont közötti négyzetes távolságot méri. Az iterációs folyamat a célfüggvény értékének minimalizálására törekszik. Ha az elemek közötti távolság megítélése az euklideszi

⁸ Meg kell azonban jegyezni, hogy nagy egyedszám esetén a hierarchikus módszernél, a jobb elemezhetőség érdekében vágásra van szükség, azaz egy adott szinten a fastrukturát el kell vágni, és ennek a szintnek a meghatározása szintén az elemző feladata. A k-közép klaszteranalízisnél is szokták hüvelykujj-szabályként alkalmazni azt, hogy a klaszterek száma $\sqrt{\frac{n}{2}}$, ahol n az egyedek száma.

távolságfüggvény szerint történik, akkor célfüggvényként jól alkalmazható a klasztereken belüli eltérés-négyzetösszeg (*SSE - sum of the squared error*). Ebben az esetben a célfüggvényt minden egyes pont hibája, eltérése, vagyis az elemek és a középpont (klaszterátlag) közötti euklideszi távolságok teljes összege jelenti. Azt a klasztert részesítjük előnyben, amelyik célfüggvény értéke a legkisebb (TAN et al., 2002). Az eltérés-négyzetösszeg csökkentésének egyik módja lehet a klaszterek számának növelése.

A k-közép módszer egyik nagy érdeme, hogy adattípusok széles skálájára jól alkalmazható. RENCHER (2002) szerint, a k-közép módszer jól kiegészítheti, illetve továbbfejlesztheti a hierarchikus módszerek alkalmazása által kapott eredményeket, ha az első lépésben hierarchikus klaszterezést alkalmazunk, majd az ott kapott klaszterközéppontokat felhasználjuk a k-közép eljárásnál, amely engedélyezi az elemek áthelyezését más-más klaszterbe. Egyik nagy hátránya, hogy nem tudja kezelni a hibás, illetve kiugró értékeket, ezért ezeket célszerű eltávolítani.

A klaszterszám meghatározását illetően, a szakirodalomban található vélemények megoszlanak. Míg egyes kutatók szerint a kezdő klaszterszám véletlenszerű meghatározása elfogadott (HARTIGAN - WONG, 1979), addig mások megfelelő módszerekkel alátámasztott klaszterszámot javasolnak. A Hartigan-féle módszer minőségének javítása a klaszterek számának a növelésével érhető el. BLASHFIELD és ALDENDERFER (1978) kimutatták, hogy a jól meghatározott kezdeti klaszterszám javíthat az eredmények megbízhatóságán. MILLIGAN (1981) bebizonyította, hogy a hierarchikus átlagos láncmódszer által kapott klaszterszámot beépítve a k-közép eljárásba, hatékonyabb eredményeket kapunk, mintha csak hagyományos iteratív, illetve hierarchikus eljárásokat használnánk.

Napjainkban a klaszteranalízis elvégzésére az elemzők számára számos program áll rendelkezésre (EVERITT et al., 2011). Dolgozatomban a számításokat a szabad forráskódú R statisztikai programrendszer *stats* moduljának *kmeans* függvényével végeztem. Az R statisztikai programban a k-közép klaszterezést több algoritmus szerint is elvégezhető (Hartigan-Wong, Lloyd, Forgy, MacQueen), de alapértelmezett beállításként az elsőt használja, ami egyúttal a leggyakrabban alkalmazott módszer is.

3.2. Többdimenziós skálázás

A klaszterek közötti különbségek jobb átláthatósága érdekében többdimenziós skálázást (multidimensional scaling - MDS) alkalmaztam, amit TORGERSON-GOWER skálázásnak is neveznek (TORGERSON, 1958). A szakirodalomban a többdimenziós skálázás széleskörű alkalmazásáról olvashatunk, de a gazdasági elemzésben legelőször a pénzügy és a számvitel területén alkalmazták (NEOPHYTOU - MAR MOLINERO, 2001). A többdimenziós skálázásnak két alaptípusát említi a szakirodalom, a klasszikus metrikus, illetve a nem metrikus skálázást. A többdimenziós skálázás olyan statisztikai eljárás, ami a vizsgált adatok közötti hasonlóságok és különbségek szemléltetésére legalább két-dimenziós összefüggésrendszerben szerepelteti a vizsgált objektumokat. Mind a számítási algoritmus tekintetében, mind fogalmi szempontból szoros összefüggés van a többdimenziós skálázás és más adatelemzési statisztikai eljárások között. A szakirodalomban a leggyakrabban a főkomponens-elemzést említik a többdimenziós skálázással szoros összefüggésben lévőnek, mert mindkettő az euklidészi távolságszámításra épül (TORGERSON, 1965), és csak a kutatási célokban térnek el. Míg a főkomponens-analízis során az elemző többnyire a dimenziókra koncentrál és a variancia legjobb illeszkedésére törekszik, addig a többdimenziós skálázás az ábrázolt objektumok közötti kapcsolatokra, hasonlóságokra, illetve különbségekre összpontosít (HOUT et al., 2012).

Más módszerekkel szemben, a többdimenziós skálázás egyik nagy érdeme, hogy a vizsgált elemek közötti hasonlóságokat, illetve különbségeket vizuálisan jeleníti meg. A vizsgált elemek pontok formájában jelennek meg az ábrán és a vizsgált egyedek közötti hasonlóságot, illetve különbséget a pontok közötti távolság jelzi (KRUSKAL – WISH, 1978). A többdimenziós skálázási eljárás YOUNG és HOUSEHOLDER (1938) nevéhez fűződik, ők dolgozták ki a módszer alapjait. Kutatásaik során arra a megállapításra jutottak, hogy a vizsgált objektumok közötti hasonlóságok és különbségek szemléltetésére az euklidészi távolságszámítás a legalkalmasabb. SHEPARD (1962) arra a következtetésre jutott, hogy új objektumok hozzáadásával nő az azokhoz kapcsolódó feltételek száma, ami jelenős mértékben csökkentheti a meglévő objektumok mozgásterét (HAMAR, 2003).

Dolgozatomban a többdimenziós skálázás metrikus formáját alkalmaztam, mert a skálázáshoz felhasznált mutatók arányskálán kvantifikált változók. Más statisztikai eljárásokkal szemben, a többdimenziós skálázás (MDS) egyik előnye, hogy nem köt ki semmilyen követelményt az

adatokkal szemben, kivéve azt, hogy az eljárásban szereplő adatok ugyanabban a mértékegységben legyenek kifejezve, illetve hordozzanak valamilyen információt, köthetők legyenek valamilyen jellemzőhöz. Az eljárás másik előnye, hogy a hatékonyságát nem rontják a kiugró értékek, az eloszlás típusa, illetve az adatok közötti korreláció sem (KRISTÓF, 2008). TAKÁCS (2013) szerint az euklideszi távolságokat alkalmazva, a klasszikus többdimenziós skálázás adja az optimálisabb megoldást és ábrázolást.

R statisztikai programrendszerben több alkalmazás is rendelkezésre áll a többdimenziós skálázás futtatására. Dolgozatomban a klasszikus két-dimenziós skálázást alkalmaztam, amit az R statisztikai programrendszerben a *cmdscale* függvényével futattam le.

3.3. Panel adatok elemzése

A komplex gazdasági összefüggések modellezésében nagy segítséget nyújthat a panel adatelemzés, ami a hagyományos keresztmetszeti és idősoelemzés kombinálásával jött létre. A panel-adatelemzés az ökonometriai adatelemzés egyik legkorszerűbb és legátfogóbb modellépítési lehetőségének tekinthető. Az eljárás egyik nagy érdeme, hogy a mintabeli keresztmetszeti változók több időpontban kerülnek megfigyelésre (WOOLDRIDGE, 2010). A panel-adatelemzés többszintű, hierarchikus modellezésként is felfogható, mert tartalmilag lényegesen eltérő és különböző szintű változók vizsgálatát teszi lehetővé. A hagyományos adatelemzési módszerekkel szemben, a panel-adatelemzés egyik érdeme, hogy nagyon heterogén változók is bekerülhetnek a mintába (BALTAGI, 2005). Az időhatás figyelembe vétele mellett, a panel adatok elemzésén keresztül, lehetővé válik különböző folyamatok ok-okozati vizsgálata is. A módszer sajátossága, hogy lehetőséget biztosít a függő- és a független változók közötti összefüggés részekre bontására, ún. idioszinkratikus, illetve egyedi hatásra. A társadalomtudományok területén széleskörűen alkalmazott módszer nagy érdeme az ún. idioszinkratikus hatás bevezetése, ami lényegében a függő változóra ható egyedi és időbeli együttes hatást jelenti (TARNÓCZI et al., 2015, 2 o.). A hagyományos keresztmetszeti és idősoelemzéssel szemben, a panel-adatelemzés előnyei közzé sorolható, hogy újabb adatbevitellel növelhető a szabadságfok és csökkenthető a magyarázó változók közötti multikollinearitás, ami egyértelműen javítja az ökonometriai becslés hatékonyságát. A panel-elemzés felhasználásával olyan összetett gazdasági kérdések, problémák megválaszolása válik

lehetővé, amelyek hagyományos módszerekkel nem lenne lehetséges (HSIAO, 2003; BALTAGI, 2005).

A panel-adatelemzést különböző szempontok szerint lehet csoportosítani. A mintabeli megfigyelések milyenségét illetően, a panelmodellt két nagy csoportba lehet osztani, kiegyensúlyozott (*balanced*) és kiegyensúlyozatlan (*unbalanced*) panel. A kettő között az a különbség, hogy a kiegyensúlyozott panelben nincsenek hiányzó adatok, míg a kiegyensúlyozatlanban megengedettek a megfigyelt változókra, illetve a vizsgált időszakra vonatkozó hiányzó adatok (STOCK – WATSON, 2011).

A paneladatok elemzése során alkalmazott módszer szerint három alaptípust lehet megkülönböztetni: rögzített hatású modell (*fixed effect modell*), a „közbulső” hatású modell (*between effect modell*), illetve véletlen hatású modell (*random effect modell*). A rögzített hatású modellt akkor érdemes használni, amikor a megfigyelt, illetve a vizsgált egyedek különböznek egymástól, de időben változatlanok, állandóak. A „közbulső” hatású modellt abban az esetben alkalmazzák, amikor a megfigyelt változók között nincsenek eltérések, de időben változást mutatnak. A véletlen hatású modell az előző két modellnek a kombinációjaként is felfogható és az az alapfeltételezése, hogy a megfigyelt változók időben változatlanok, de egymás között különböznek, illetve ennek az ellenkezője, azaz az egyedek időben eltérnek egymástól, de egymás között konstansok (MADARAS, 2009).

A rögzített (7) és a véletlen hatású modellek (8) az alábbi összefüggések szerint írhatók le:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}^T x_{it} + u_{it} \quad (7)$$

ahol

y_{it} = függő változó

x_{it} = független változó

$i = 1, \dots, n$ a vizsgált egyed indexe

$t = 1, \dots, T$ az idő indexe

u_{it} = az egyed (x_i) hibatagja

Az egyedi hatások modellezése esetén azt feltételezzük, hogy a modell hibatagjának két különálló része van, amiből az egyik az egyedtől függ és időben nem változik.

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}^T x_{it} + u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

ahol

ε_{it} = az idioszinkratikus hibatag

A modell megoldására alkalmazott algoritmus a két hibatag tulajdonságaitól függ. Az ε_{it} idioszinkratikus hibatagra vonatkozó alapfeltételezés, hogy az teljesen független az x_{it} független változótól és az u_{it} egyedi hibatagtól is. Ezzel ellentétben, az egyed u_{it} hibatagja lehet független vagy korrelálhat a független változóval. A modell becslésére alkalmazott módszert lényegében az határozza meg, hogy az egyedi u_{it} hibatag és a független változó között van-e valamilyen kapcsolat (GREENE, 2012, 383 o.).

Amennyiben van kapcsolat az egyedi u_{it} hibatag és a független változó között, akkor rögzített hatású modellről vagy más néven dummy változós legkisebb négyzetek modellről (*Least squares dummy variables*) van szó, amelynek megoldására a közönséges legkisebb négyzetek (*OLS - Ordinary Least Squares*) módszerét szokták alkalmazni (WALDINGER, 2014). Ha az egyed u_{it} hibatagja nem korrelál a modellben használt független változóval, akkor véletlen hatású modellt célszerű alkalmazni, aminek a becslése az általánosított legkisebb négyzetek módszerével (*Generalized Least Squares - GLS*) vagy annak módosított változatával (*Feasible Generalized Least Squares - FGLS*) történik, ami a becült variancia-kovariancia mátrixot használja (CROISSANT – MILLO, 2008).

A véletlen hatású modell egyik előnye, hogy a fentebb említett két módszer segítségével képes kezelni az összetett hibatagok ($v_{it} = u_{it} + \varepsilon_{it}$) közötti autokorrelációt (WOOLDRIDGE, 2013). A rögzített hatású modellel szemben, a véletlen hatású modell becslése bonyolultabb, mert a megfigyelt változó és az u_{it} hibatag korrelátlansága mellett, szigorú exogenitási feltételnek is teljesülnie kell (BOLLEN – BRAND, 2008). A szigorú exogenitás feltételnek megfelelően kizárható annak a valószínűsége, hogy a mintába került adatok jelenlegi értékeit múltbeli hibák befolyásolják (ARELLANO, 2004; BRÜDERL, 2015). Ebből az következik, hogy a véletlen hatású modellel szemben, a rögzített hatású modell kevésbé restriktív.

Az elemzett mintára legjobban illeszkedő modell kiválasztásához a HAUSMAN (1978) által kidolgozott teszt adhat segítséget. A Hausman-teszt alternatív hipotézise (**1. táblázat**) szerint a rögzített hatású modell konzisztens, a véletlen hatású modell pedig inkonzisztens.

1. táblázat: A Hausman-teszt hipotézisei

	H₀ igaz	H₁ igaz
RE becslés	Konzisztens Hatékony	Inkonzisztens
FE becslés	Konzisztens Nem-hatékony	Konzisztens

Forrás: Tarnóczy, T. – Fenyves, V. – Bács, Z. – Böcskei, E. (2015)

A Hausman-teszt nullhipotézise szerint a hibatag és a független változó közötti korrelálatlanság mellett, a legkisebb négyzetek (OLS), a dummy változós legkisebb négyzetek (LSDV) és a valószínű legkisebb négyzetek (FGLS) módszerek a konzisztensek, de az első nem hatékony. Az alternatív hipotézis szerint a dummy változós legkisebb négyzetek (LSDV) módszere a konzisztens, a valószínű legkisebb négyzetek (FGLS) módszere pedig nem konzisztens (GREENE, 2012, 420 o.). Ha a Hausman-teszt p-értéke 0,05-nél nagyobb, akkor az alternatív hipotézis elvethető, tehát a véletlen hatású modell konzisztens.

A panelmodellek illeszkedési jóságának tesztelésére, a lineáris regresszióhoz hasonlóan, a determinációs együtthatót (R^2) szokták használni. A determinációs együttható a függő változó összes varianciájának azt a részét jelenti, ami a létrehozott modellel magyarázható (ANDREß et al., 2013; PARK, 2011). A determinációs együttható, mint relatív illeszkedési mérce 0 és 1 közötti értéket vehet fel, és az 1-hez közeli érték a függő és független változók közötti szoros összefüggésnek a jelzője.

HUNYADI (2000) cikkéből kiderül, hogy az R^2 mutató jelentősége, értelmezése szerzőnként viszonylag ellentmondásos. Míg egyes szerzők szerint (MOKSONY, 1998) szociológiai kutatásokban az R^2 mutató nem állja meg a helyét és annak alacsony értékét nem kell komolyan venni, „kis értéke nem lehet a modell rossz voltának mérőszáma, sőt ez esetleg még jó is lehet”, addig HUNYADI (2000) szerint a regresszió számításnál, az alacsony R^2 mutatót igenis fokozott óvatossággal kell kezelni. HUNYADI (2000) „mélységesen nyugtalanító”-nak nevezi MOKSONY (1998, 8 o.) azon állítását, ami szerint az, hogy „valamely modell jó vagy rossz, elméleti érveléssel dönthető csak el; az R^2 -nek ebbe nincs beleszólása”. HUNYADI (2000) kiemeli, hogy idősoros elemzések esetén a 0,999 erősségű determinációs együttható is viszonylag gyakori, míg keresztmetszeti elemzésekben ez az érték lényegesen kisebb is lehet. Meghatározó HUNYADI (2000) azon álláspontja, amely szerint a nagyon kis értékű R^2 (0,1

alatt) gyenge, rossz illeszkedésre utal és abban az esetben „*a modellnek igen kevés köze van a valósághoz*”. A szerző megjegyzi, hogy a regressziós modell használhatóságának, illeszkedési jóságának a megítélésében nem lehet egyedül az R^2 mutató magas értékeire hagyatkozni, de tisztában kell lenni azzal, hogy az R^2 nagyon alacsony értéke veszélyeket hordoz, és nagy valószínűséggel azt jelzi, hogy a modell rossz.

A panel adatelemzés esetén az adatbázis nagyságától függően, az illeszkedési, illetve a becslési módszerek figyelembe vételével az elemző több program közül választhat (BLANCHARD, 1996). Dolgozatomban, a működési és pénzügyi tőkeáttételi fok és a pénzügyi mutatók közötti összefüggés panel-regressziós vizsgálatát az R statisztikai rendszer *plm* moduljával végeztem el. Az elemzés során mind a rögzített, mind véletlen hatású panel-regressziót lefutattam, illetve azoknak az egyirányú és a kétirányú változata is kiszámításra került. Az egyirányú vagy ”egyedi” véletlen hatású panelelemzéssel (*one-way random panel analysis*) szemben, a kétirányú panelregresszió (*two-ways random panel regression*) sajátossága, hogy az egyedi hatás mellett képes feltérképezni az időhatást is (BALTAGI, 2008). Az R rendszerben a véletlen hatású panelregresszió több variancia-becslési módszerrel is elvégezhető: az alapértelmezett a swar (SWAMY – ARORA, 1972), valamint a walhus (WALACE – HUSSAIN, 1969), az amemiya (AMEMIYA, 1971) és a nerlove (NERLOVE, 1971) módszerekkel. Ezek közül a swar és az amemiya véletlen hatású panel regressziót alkalmaztam. A vizsgálatba bevont mintára legjobban illeszkedő panel modell kiválasztására a Hausman-tesztet használtam.

3.4. Az elemzésekhez felhasznált adatbázisok bemutatása

Dolgozatomban, a pénzügyi kockázat összehasonlító elemzése Magyarország és Románia két szomszédos megyéje KKV-inak az egyszerűsített éves beszámolóin alapszik. Választásom azért esett erre a vállalati körre, mert az Európai Unió országokban a KKV szektornak gazdaságilag meghatározó szerepe van. Mind Magyarországon, mind Romániában, a KKV-k kulcsfontosságú funkciót töltenek be, ami egyrészt a magas GDP hozzájárulásban, másrészt a magas foglalkoztatási arányban nyilvánul meg.

A kutatási tervet bírálók javaslatára, a magyar és román KKV-k pénzügyi kockázatának vizsgálatát, a két szomszédos ország két szomszédos megyéjére szűkítettem, így a magyar-

országi Hajdú-Bihar megye és román Bihor megye vállalkozásai képezik az elemzés vállalati adatbázisát.

A romániai adatgyűjtés során azzal szembesültem, hogy a Romániai Nemzeti Adóigazgatási Hivatal által közzétett, nyilvános vállalati mérleg- és eredmény-kimutatás adatok a kutatásom szempontjából alig használhatók. A Romániai Nemzeti Adóigazgatási Hivatal hivatalos oldalán (<http://www.mfinante.gov.ro/pjuridice.html?pagina=domenii>) elérhető vállalati mérlegek és eredmény-kimutatások adatai inkább tájékoztató jellegűek, ezért azok jelentős mértékben korlátozták volna értekezésem elején megfogalmazott kutatási kérdések érdemben való megválaszolását. Szeretném kiemelni, hogy a Romániai Nemzeti Adóigazgatási Hivatal hivatalos weboldalán található kimutatások a mérleg oldalon csak a Forgóeszközöket bontja le külön tételekre, sem a Befektetett eszközöket, sem a Kötelezettségeket nem, ami azonban a kockázatelemzésekhez szükséges lenne. Az eredmény-kimutatás kizárólag az Árbevételt, az Összes bevételt, az Összes ráfordítást, az Adózás előtti eredményt, az Adót és az Adózott eredményt jeleníti meg. A vállalatok kockázat elemzése során kiszámolt pénzügyi mutatókhoz ezek az adatok nem lettek volna elegendők. 2013 nyarán kérvényt nyújtottam be a Nagyvárad székely Adó- és Államháztartási Közigazgatóságához, amelyben kutatási célból 500 Bihor megyében bejegyzett, különböző ágazatokban tevékenykedő KKV egyszerűsített éves beszámolóját igényeltem, szerkeszthető formátumba, 5 évre visszamenőleg.

A Román Statisztikai Hivatal közleményei szerint, 2008-ban 18 798 olyan vállalkozás működött Bihor megyében, amelyek foglalkoztatottainak a száma nem haladta meg a 249 főt. A Bihor megyei KKV-k 39%-a a kereskedelemben, 16,09%-a az ingatlanügyletekben és egyéb szolgáltatásokban, 11,92%-a a feldolgozóiparban, 10,06%-a pedig a szállítás, raktározás és kommunikáció területén folytatta tevékenységét. Az adatkérés során a felsoroltak közül, két iparágat választottam ki, a kereskedelmet és a feldolgozóipart, mert országos szinten, az árbevétel összetételét figyelembe véve, ez a két iparág képviseli a legnagyobb arányokat. A kereskedelmi vállalatok globális árbevétele közel 50%-át, a feldolgozóipari vállalatoké pedig közel 20%-át teszi ki a román KKV-k teljes árbevételenek. 2013 végére az Adó- és Államháztartási Közigazgatóság több bihor megyei vállalat egyszerűsített éves beszámolóját bocsátotta rendelkezésemre 2008-2012-es évekre vonatkozóan. Az adatbázis az igényelt 5 év mindegyikében más-más elemszámú sokaságot tartalmazott, és az egyes vállalati beszámolók semmilyen azonosító információval nem voltak ellátva. Az elemezhető bihor megyei adatbázis kialakítása elég időigényes volt, mert az

adathalmazból az árbevétel nagyság szerint, a Romániai Nemzeti Adóigazgatási Hivatal hivatalos weboldalát felhasználva, egyrészt azonosítanom kellett minden egyes vállalatot, másrészt ki kellett választanom azokat a vállalatokat, amelyeknek a beszámolója mind az öt évre elérhető volt. A bihor megyei KKV-k kockázatelemzéséhez így összesen 250 vállalat egyszerűsített éves beszámolóját tudtam felhasználni. A romániai adatbázis időbeli kibővítése érdekében, 2015-ben újabb kérvényt nyújtottam be a helyi Adó- és Államháztartási Közigazgatósághoz, azonban arra semmilyen választ nem kaptam. Ezért a kutatásomhoz a két ország pénzügyi kockázatának összehasonlító vizsgálatát kizárólag a 2008-2012 évekre tudtam elvégezni. Tisztában vagyok azzal, hogy a vizsgálatokhoz felhasznált két megye adatbázisai (2008-2012) nem a legfrissebbek, azonban tölem teljesen független okok miatt, az adatbázis további frissítésére nem volt lehetőségem. Mint az már megemlítésre került, Romániában a vállalati beszámolók teljes mértékű közzététele nem kötelező (kivételesen a tőzsdén jegyzett cégeknek a tőzsde oldalán), ezért a vizsgálatokhoz felhasznált romániai adatok tényleges gyűjtését is számos kérvénybenyújtás és igazolás felmutatás előzte meg, azonban sajnos az utóbbi (2015) eredménytelenül zárult.

A 250 beszámolóból 51-et ki kellett vennem az elemzésből, mert a k-közép klaszteranalízishez szükséges mutatók kiszámítása során hiányosnak minősültek, ezért 199 vállalat maradt a vizsgálandó adatbázisban. A k-közép klaszteranalízist azonban mindössze **173 bihor megyei székhelyű KKV egyszerűsített éves beszámolója** alapján végeztem el, mert a módszer túlzottan érzékeny a kiugró értékekre, ezért 26 céget még ki kellett hagynom az elemzésből. Az adatbázisban megmaradt román vállalatok jelentős része, 135 vállalkozás (78,03%) a kereskedelemben, illetve 38 vállalkozás (21,97%) a feldolgozóiparban tevékenykedik. Disszertációmban, a kiugró értékek azonosítása és kiszűrése a két tőkeáttételi fok mutatóra (*DOL* és *DFL*) elkészített boxplotdiagram segítségével történt, amit szintén az R rendszerben végeztem el a *boxplot* függvény használatával. Ahogy arról a feltáró adatelemzési (pl.: TUKEY, 1977; BALOGH et al., 2012) statisztikai módszerekkel foglalkozó szakirodalomban is olvashatunk, annak megfelelően az elemzéseimben én is az ún. számított alsó korlát ($Q1 - 1,5 * IQR$) alatt, illetve a számított felső korlát ($Q3 + 1,5 * IQR$) felett elhelyezkedő adatokat tekintettem kiugró értékeknek (*outlier*).

A magyarországi pénzügyi kockázatelemzéshez, 270 hajdú-bihar megyei KKV beszámolóját gyűjtöttem össze. A vállalatok kiválasztása az OPTEN cégtárban történt. Az elemzésbe bevont vállalati egyszerűsített éves beszámolók, az Elektronikus Beszámoló Portálról (e-

beszámoló) kerültek letöltésre, ahol ezek „html”⁹ formátumba elérhetőek. A vállalati beszámolóokban szerepeltetett adatok 5 évre – a romániai adatbázis időtávjának megfelelően – kerültek összegyűjtésre. A k-közép klaszteranalízis futtatásakor, a pénzügyi mutatók kiszámítása során, hiányosságok miatt 52 vállalat beszámolóját ki kellett hagynom az elemzésből, így 218 vállalattal folytattam a számításokat. A k-közép klaszteranalízis használatához, a korábban említetteknek megfelelően, a kiugró értékek miatt 46 vállalat beszámolóját ki kellett hagynom az elemzésből, így **172 hajdú-bihar megyei székhelyű vállalat beszámolója** képezte a ténylegesen felhasznált mintát.

A KSH adatai szerint, 2008-ban Hajdú-Bihar megyében összesen 32 774 olyan vállalkozás működött, amelynek kevesebb, mint 249 alkalmazottja volt. A hajdú-bihar megyei KKV-k esetében a legnagyobb arányt a kereskedelemben tevékenykedő vállalkozások képviselik (22,24%), majd ezt követik a szakmai, tudományos, műszaki tevékenységet végző cégek (12,24%). A harmadik helyet az építőipari vállalkozások foglalják el 10,36%-kal, majd ezt követik a feldolgozóipari cégek 6,84%-kal. Magyarországon a KKV-k globális árbevételének jelentős része az ipar, illetve a kereskedelem, gépjárműjavítás iparágakban tevékenykedő vállalatoktól származott. 2008-ban, a két iparág vállalkozásainak árbevétele a teljes árbevétel több mint 68%-át tette ki.

Az elemzéshez szükséges vállalati adatbázis összeállításakor fontos szempont volt a 2008-as évi nettó árbevétel nemzetgazdasági ágazonkénti megoszlása, illetve a romániai adatbázis összetétele. Ennek megfelelően a hajdú-bihar megyei vállalati adatbázis nagy részét kereskedelemben (128 vállalat - 74,42%) és a feldolgozóiparban (44 vállalkozás - 25,58%) tevékenykedő KKV-k egyszerűsített éves beszámolóit képezték. Értekezésem empirikus elemzéseiben az alkalmazott módszerek mindegyikénél (k-közép klaszteranalízis, többdimenziós skálázás, többszintű regresszió-számítás, panel-regresszió) a fentebb említett elemszámú (173 román KKV és 172 magyar KKV beszámolója) mintákat használtam fel.

Az elemzéshez felhasznált mutatók rövid bemutatását a **2. melléklet** tartalmazza.

⁹ A „html” formátum lehetővé teszi az adatok gyorsabb, programozott kinyerését és táblázatos formába rendezését.

4. A ROMÁN ÉS A MAGYAR KKV-K FŐBB JELLEMZŐI

A pénzügyi kockázat összehasonlító vizsgálata a romániai Bihar megye és a magyarországi Hajdú-Bihar megye KKV-inak beszámolóin alapszik, ezért fontosnak tartom a két ország KKV szektora általános jellemzőinek rövid ismertetését, illetve a megyékben bejegyzett KKV-k helyzetének rövid bemutatását.

Magyarországon és Romániában is gazdaságilag meghatározó szerepet töltenek be a KKV-k. A '90 évek kezdetén, a rendszerváltás utáni időszakban, ezen vállalati szektor fontossága még jobban felerősödött, ami Magyarországra és Romániára is egyaránt jellemző volt. A KKV-k fogalmát, a tagállamok sajátos módon határozhatják meg, azonban a gyakorlat azt mutatja, hogy a KKV-k meghatározása kevésbé tér el a 361/2003/EK EU Bizottság javaslatától (**2. táblázat**). A KKV-k meghatározása négy szempont szerint történik: a foglalkoztatottak száma, a nettó árbevétel nagysága, a mérlegfőösszeg értéke és a tulajdonosi önállóság. A tagállamok maguk dönthetik el, hogy a felsorolt négy kritériumból, melyiket alkalmazzák.

A **2. táblázatnak** megfelelően, Magyarországon KKV-nak minősíthető minden olyan vállalkozás, amelyik kevesebb mint 250 főt foglalkoztat, az éves nettó árbevétele legfeljebb 50 millió eurónak megfelelő forintösszeg vagy a mérlegfőösszege kevesebb mint 43 millió eurónak megfelelő forintösszeg, illetve, amelyekben az állam, az önkormányzat tulajdonosi részesedése nem haladja meg 25%-ot.

2. táblázat: A kis- és középvállalkozások definíciója az EU ajánlása szerint

Vállalati méretek	Foglalkoztatott létszám	Nettó árbevétel (maximum)	Mérleg főösszeg (maximum)	Állami, önkormányzati tulajdonarány
Mikro	<= 10	2 millió euró	2 millió euró	<= 25%
Kis	<= 50	10 millió euró	10 millió euró	<= 25%
Közép	<= 250	50 millió euró	43 millió euró	<= 25%

Forrás: European Commission 2003/361/EC (2003): Recommendation concerning the definition of micro, small and medium-sized enterprises, p. 4

Romániában, a fentebb is említett, 361/2003/EK EU bizottsági javaslat törvénybe iktatása 2004. július 14-én megtörtént, a 346 sz. „A kis- és középvállalkozások létrehozásának és

fejlesztésének ösztönzéséről” szóló törvény által. Ennek megfelelően, Romániában, KKV-nak tekinthető minden olyan vállalkozás, amelyik kevesebb, mint 250 főt foglalkoztat, az éves nettó árbevétele legfeljebb 50 millió eurónak megfelelő lej vagy a mérlegfőösszege kevesebb, mint 43 millió eurónak megfelelő lej, illetve, amelyekben az állam, az önkormányzat tulajdonosi részesedése nem haladja meg 25%-ot.

Mivel a magyar és román KKV-k meghatározása egységes az EU-s szabály értelmében, empirikus kutatásomban, az adatbázisok igénylése és összeállítása során, ugyanazt a szabályt vettem figyelembe. Gyakorlatilag ugyanazt tekintetem KKV-nak mindkét ország esetében, mint a 361/2003/EK EU bizottsági javaslat.

4.1. A román KKV-k főbb jellemzői

Bihar megyében a foglalkoztatottak számát szerint, a vállalatok nagy része a mikro-, illetve a kis- és középvállalkozás kategóriába sorolható. A 2008-ban kialakult pénzügyi válság változásokat hozott a KKV-k bevétele, eredményét és teljesítményét illetően. Romániában az árbevétel az a mutató, amely elérhető a hivatalos statisztikákban. A **3. táblázat** mutatja be a romániai KKV-k globális árbevételének szektoronkénti megoszlását 2008 és 2012 között. A táblázatból látható, hogy 2012-ben a globális árbevétel közel 71%-a a feldolgozóiparban, illetve a kereskedelemben tevékenykedő KKV-któl származik. A szektoronkénti árbevétel alakulását nézve látható, hogy a mezőgazdaság, erdőszet és halászat szektoron kívül, az összes többi szektorban működő vállalat jelentős árbevétel-csökkenést regisztrált 2009-ben. Az építőipari és szolgáltató cégeknél az árbevétel 2010-ben is tovább csökkent. Ezekben az ágazatokban működő vállalatok érzékenyebbnek és sérülékenyebbnek mutatkoztak a többi vállalattal szemben. Az árbevétel megyei megoszlását figyelembe véve, Bihar megye azon megyék közé tartozik, amelyek KKV-inek a teljes árbevétele legalább 4%-át jelenti a romániai KKV-k teljes árbevételének.

A **4. táblázatban** a globális árbevételnek a vállalatok mérete szerinti megoszlását mutatom be, amelyből megállapítható, hogy a mikro-, kis- és középvállalkozások jelentős mértékben, közel 70%-kal járulnak hozzá a nemzeti árbevételhez.

3. táblázat: Romániai mikro-, kis- és középvállalkozások árbevételének ágazonkénti megoszlása 2008-2012 között (milliárd lej)

Iparág	2008	2009	2010	2011	2012
Mezőgazdaság, erdészet és halászat	12 240	13 879	16443	23979	27 406
Feldolgozóipar és energia	135 921	129 197	141 248	151 270	163 612
Építőipar	72 510	63 130	58 222	62 178	62 836
Kereskedelem	347 214	307 414	323 957	363 807	385 259
Szállítás	30 459	27 670	29 921	33 842	37 403
Szállodák és éttermek	10 066	9 561	9 233	9 678	10 474
Egyéb szolgáltatások	79 238	71 834	73 786	78 413	87 253
Összesen	687 648	622 685	652 810	723 167	774 243

Forrás: Saját feldolgozás a Romániai Statisztikai Hivatal adatai alapján (www.insse.ro)

A **4. táblázatból** az is jól látható, hogy 2009-ben a pénzügyi válság hatására mind a mikro-, mind a kis- és középvállalkozások teljes árbevétele csökkent. Legnagyobb mértékben azonban a nagyvállalatok árbevétele csökkent, közel 14,42%-kal, majd ezt követi a középvállalkozások árbevétele 10,96%-kal, valamint a kisvállalkozások árbevétele 10,39%-kal. Ez egyrészt annak köszönhető, hogy azok a romániai KKV-k, amelyek pénzügyi gondokkal küzdöttek csődbe mentek, másrészt a még működő vállalatok bevételei is jelentősen lecsökkentek. A táblázat szerint, 2010-ben, a felsorolt vállalattípusok mindegyikénél szerény fellendülés figyelhető meg.

4. táblázat: A romániai vállalatok árbevételének alakulása 2008-2012 között a foglalkoztatottak száma szerint csoportosítva (milliárd lej)

Megnevezés	2008	2009	2010	2011	2012
0-9 foglalkoztatott	188 977	177 296	184 218	201 193	222 125
10-49 foglalkoztatott	240 512	215 521	227 695	250 490	275 758
50-249 foglalkoztatott	258 159	229 868	240 897	271 484	276 360
250 foglalkoztatott fölött	286 645	245 299	269 933	312 067	320 083
Összesen	974 293	867 984	922 743	1 035 234	1 094 326

Forrás: Saját feldolgozás a Romániai Statisztikai Hivatal adatai alapján (www.insse.ro)

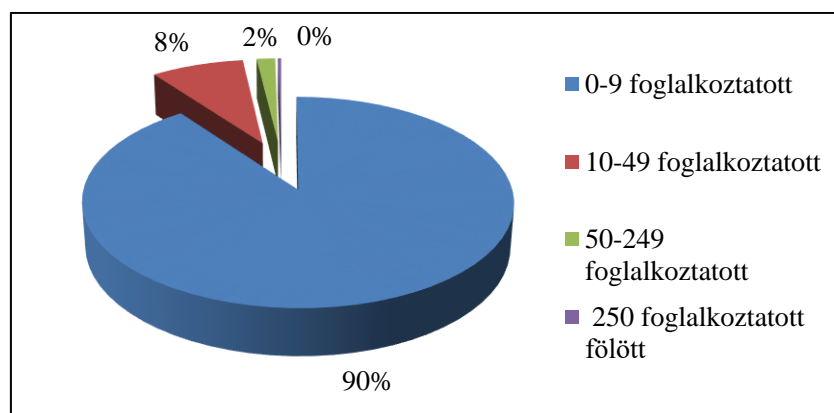
A romániai KKV-k számának a változását az **5. táblázatban** mutatom be, amiből jól látható, hogy 2009-ben a válság következményeként, a Bihar megyei cégfelfüggesztések száma 13-szorosára, a felszámolások száma 6-szorosára, a cégtörlések száma pedig 3-szorosára nőtt az előző évhez viszonyítva. Ezzel szemben a cégregisztrációk száma 23%-kal csökkent 2008-hoz képest. A felfüggesztések és felszámolások számát nézve, a következő évek adatai enyhe javulást mutatnak. Az **5. táblázatból** az is látható, hogy a legjelentősebb változás a felfüggesztések esetében volt, ami azt bizonyítja, hogy a válság által okozott bizonytalanság arra kényszerítette a cégeket, hogy függesszék fel tevékenységüket. A legtöbb román vállalkozás esetében, ez jelentette a legmegfelelőbb alternatívát.

5. táblázat: A Bihar megyei kis- és középvállalkozások számának változása 2008-2012 között

Megnevezés	2008	2009	2010	2011	2012
Regisztráció	4 872	3 743	4 250	4 526	4 498
Felfüggesztés	417	5 659	2 735	821	1 265
Felszámolás	187	1212	107	244	589
Törlés a cégnyilvántartásból	571	1758	3 550	2 130	2 382

Forrás: Saját feldolgozás a Romániai Kereskedelmi és Iparkamara adatai alapján (www.onrc.ro)

A Bihar megyében foglalkoztatottak számát figyelembe véve, a vállalatok nagyrésze a mikro-, illetve a kis- és középvállalkozás kategóriába sorolható. Ahogy az a **2. ábrán** is látható, a Bihar megyei vállalkozások jelentős része (90%-a) kevesebb, mint 9 főt, 8%-a pedig 10 és 49 fő között foglalkoztat, és alig a cégek 2%-a alkalmaz több mint 50 főt.



3. ábra: Bihar megyei vállalkozások csoportosítása a foglalkoztatottak száma szerint 2008-ban (%)

Forrás: Saját feldolgozás a Romániai Statisztikai Hivatal adatai alapján (www.insse.ro)

A pénzügyi válság komoly negatív következményekkel járt a munkahelyekre nézve is. A KKV-k szintjén kezdeményezett újrastrukturálási intézkedések negatív hatással voltak a foglalkoztatottak számára. 2009-ben, Romániában a KKV-kban foglalkoztatottak száma több mint 11%-kal csökkent, 2010-ben pedig több mint 16%-kal. A romániai Nemzeti Előrejelzési Bizottság (www.cnp.ro) egyik közleménye szerint, 2010-ben, a romániai KKV-kban foglalkoztatottak 3,26%-a a bihor megyei KKV-kban tevékenykedet, és ezzel az aránnyal a megye a hetedik helyet foglalja el a megyénkénti megoszlásban.

4.2. A magyar KKV-k főbb jellemzői

A KSH Közleményei szerint, 2009-ben a Magyarországon foglalkoztatottaknak több mint 70%-a KKV-kban tevékenykedett. A KKV-k jelentős szerepe nemcsak a magas arányú foglalkoztatásban nyilvánul meg, hanem a bruttó hozzáadott érték előállításában is, mert 2009-ben a bruttó hozzáadott értéknek közel 56%-át állították elő. A magyarországi vállalkozói árbevétel közel 61%-át a KKV szektor adta, ami magasnak mondható (KSH, 2011, 18. és 20. o.).¹⁰ A 2008-ban kialakult pénzügyi válságnak Magyarországon is komoly hatásai voltak a KKV szektor teljesítmény-mutatóira nézve.

A **6. táblázatból** látható, hogy tevékenységtől függetlenül, a vállalatok többségénél 2009-re az árbevétel csökkent. Az is látható, hogy a leginkább érintettek a kereskedelmi és gépjárműjavítással foglalkozó KKV-k voltak, mert ezek árbevételének a változása a legjelentősebb. 2009-ben kevésbé sérülékenynek minősültek az Információ, kommunikáció iparágban tevékenykedő cégek, illetve a Szakmai, tudományos, műszaki tevékenységet folytató vállalkozások. Ezeknél a vállalatoknál negatív hatások 2010-ben alig jelentkeztek. Az Építőipari és Ingatlanügyleti vállalkozások tekinthetők a legérzékenyebbeknek, mert a válság hatására ezek árbevétele 2010-ben is tovább csökkent. A **6. táblázatból** az is látható, hogy Magyarországon, a KKV-k globális árbevételének nagy része két iparágból származik, mégpedig az Ipar, illetve Kereskedelem, gépjárműjavítás. 2012-ben Magyarország teljes árbevételének több mint 68,45%-át a két iparágban tevékenykedő vállalkozások árbevétele tette ki.

¹⁰ Központi Statisztikai Hivatal (2011): A kis- és középvállalkozások helyzete a régiókban, www.ksh.hu, 18. és 20. o.

6. táblázat: A magyarországi mikro-, kis- és középvállalkozások árbevételének ágazatonkénti megoszlása 2008-2012 között (milliárd Ft)

Iparág	2008	2009	2010	2011	2012
Ipar	12 056	10 699	10 825	11 625	12 075
Építőipar	3 695	3 203	2 977	2 868	2 604
Kereskedelem, gépjárműjavítás	19 556	15 470	15 573	16 884	17 329
Szállítás, raktározás	2 261	2 075	2 233	2 383	2 338
Szálláshely-szolgáltatás, vendéglátás	686	643	653	678	695
Információ, kommunikáció	1 604	1 771	1 544	1 658	1 687
Ingatlanügyletek	1 747	1 515	1 447	1 408	1 342
Szakmai, tudományos, műszaki tevékenység	2 533	2 621	2 536	2 501	2 397
Egyéb szolgáltatás	2 343	2 308	2 372	2 508	2 491
Összesen	46 482	40 305	40 159	42 513	42 959

Forrás: Saját feldolgozás a Központi Statisztikai Hivatal adatai alapján (www.ksh.hu)

A KSH közleményei szerint 2008-ban, Hajdú-Bihar megyében bejegyzett társas vállalkozások abszolút értékben 2 307,1 milliárd Ft nettó árbevételt realizáltak, ami a magyarországi globális árbevétel több mint 3%-át teszi ki. A Hajdú-Bihar megyei vállalkozások nettó árbevételének nagy része (83,5%) belföldi értékesítésből származik. Hajdú-Bihar megye teljes árbevételének ágazatonkénti megoszlását megvizsgálva látható, hogy annak alakulásában meghatározó szerepe van a kereskedelem, a feldolgozóipar és a villamos-energia-, gáz-, gőz-, vízellátás szektoroknak. 2008-ban a felsorolt ágazatokban tevékenykedő KKV-k árbevétel-hozzájárulása a megye teljes árbevételéhez 76,7% volt, ami jelentősnek mondható.

A Hajdú-Bihar megyei KSH tájékoztató szerint, 2013-ban megyei szinten, a nemzetgazdasági ágazatok közül a legjelentősebb súlyt a kereskedelmi vállalatok (26%) képviselték, majd a tudományos és műszaki tevékenységgel foglalkozó vállalatok (14%), ezt követően az építőipari (10%), és végül a feldolgozóipari vállalatok (8%)¹¹.

A **7. táblázatban** bemutatom a vállalkozások globális árbevételének a foglalkoztatottak létszáma szerinti megoszlását. Megállapítható, hogy globális szinten a vállalati árbevétel

¹¹ Központi Statisztikai Hivatal (2013): Statisztikai tájékoztató – Hajdú-Bihar megye 2013/4, 6. o.

2009-ben csökkent, majd 2010-ben gyengén növekedett. Az árbevételnek a foglalkoztatottság alapján számított vállalkozói méret szerinti megoszlásából jól látható, hogy Magyarországon is jelentős szerepet tölt be a KKV szektor, mivel 2008-ban a globális árbevétel több mint 61%-át termelte meg. A KKV szektoron belül, az árbevétel jelentős részét a mikrovállalkozások, illetve a 10-49 főt foglalkoztató vállalatok állították elő. Az árbevétel alakulását megfigyelve látható, hogy 2009-ben a KKV-k árbevétele csökkent, azonban legjelentősebb árbevétel csökkenés (15,43%) az 50-249 főt foglalkoztató vállalatoknál volt, majd a 10-49 főt foglalkoztatóknál, amelyeknél 12,88%-os volt a csökkenés, azokat követik a mikrovállalkozások 11,62%-os csökkenéssel. 2010-ben a mikro- és középvállalkozásoknál az árbevétel tovább csökkent, míg a kisvállalkozások árbevétele kis mértékben növekedett, ami nagy valószínűséggel annak a következménye, hogy a már 2008-ban pénzügyi gondokkal küzdő mikro- és középvállalkozások 2010-re csődbe mentek. Ez alapján elmondható, hogy a KKV-k közül a középvállalkozások tekinthetők a legrugalmasabbaknak, mert az árbevétel-növekedés náluk jelentkezett a leghamarabb. Szintén kevésbé érintettek voltak a nagyvállalatok, amelyeknél az árbevétel-csökkenés mértéke a legalacsonyabb (9,88%) volt, és már 2010-től kezdődően növekvő tendenciát mutatott.

7. táblázat: A magyarországi vállalatok globális árbevételének megoszlása a foglalkozottak száma alapján 2008-2012 között (milliárd Ft)

Megnevezés	2008	2009	2010	2011	2012
0-9 foglalkoztatott	17 224	15 222	14 669	15 678	15 562
10-49 foglalkoztatott	13 240	11 535	12 266	12 827	11 851
50-249 foglalkoztatott	16 019	13 548	13 224	14 007	15 546
250 foglalkoztatott fölött	29 641	26 713	29 131	31 735	31 628
Összesen	76 123	67 019	69 290	74 248	74 587

Forrás: Saját feldolgozás a Központi Statisztikai Hivatal adatai alapján (www.ksh.hu)

A **7. táblázatban** bemutatom a hajdú-bihar megyei vállalkozásoknál bekövetkezett létszám-változást 2008 és 2012 között. A táblázatból látható, hogy 2009-ben a működő vállalkozások száma az előző évhez képest 444-gyel csökkent és az újonnan regisztrált vállalatok száma is 365-tel volt kevesebb, ami nagy valószínűséggel a válság negatív hatásának tudható be. 2008-hoz képest 2009-ben a megszűnt vállalkozások száma kisebb, és 2010-től kezdődően jelentős növekedést mutat, ami 2012-re eléri az 5 433-ot, ami magasnak mondható. Míg 2010-ben az

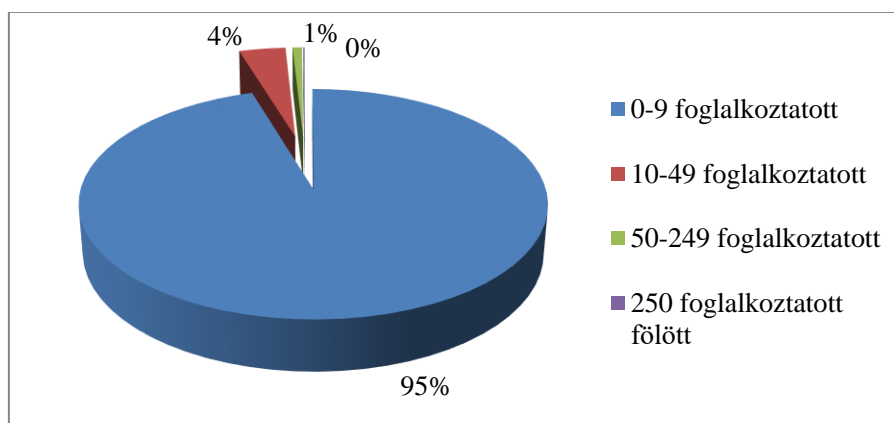
új vállalkozások száma növekedett, a következő két évben azonban már egyre kevesebb új vállalkozás jött létre és emellett a működő vállalkozások száma is csökkenést mutatott. A fent említett tendenciákat is figyelembe véve elmondható, hogy a 2008-as pénzügyi válságnak komoly negatív hatásai voltak a hajdú-bihar megyei vállalkozások számának a változására nézve is.

8. táblázat: A hajdú-bihar megyei vállalkozások számának változása 2008-2012 között

Megnevezés	2008	2009	2010	2011	2012
Működő vállalkozások	32 809	32 365	32 926	32 521	30 571
Új vállalkozások	3 401	3 009	3 501	3 188	2 680
Megszűnt vállalkozások	3 354	2 899	3 416	4 526	5 433

Forrás: Saját feldolgozás Központi Statisztikai Hivatal adatai alapján (www.ksh.hu)

A **4. ábra** a hajdú-bihar megyei KKV-k foglalkoztatott létszám szerinti megoszlását mutatja, amiből jól látszik, hogy a KKV-k nagy részének (95%) kevesebb, mint 10 alkalmazottja van, 4%-uk 10-49 főt foglalkoztat és alig 1%-uk foglalkoztat 50 és 249 fő között.



4. ábra: Hajdú-Bihar megyei vállalkozások csoportosítása foglalkoztatottak száma szerint 2008-ban (%)

Forrás: Saját feldolgozás a Központi Statisztikai Hivatal adatai alapján (www.ksh.hu)

Nemzeti szinten, 2009-ben a KKV-kban foglalkoztatottak száma 7,23%-al csökkent az előző évhez képest. 2010-ben a foglalkoztatott létszám már csak kismértékű csökkenést (0,98%) mutatott, ami arra utal, hogy a magyarországi KKV-k a válság komoly negatív hatásai ellenére is, viszonylag gyorsan tudták „normalizálni” tevékenységüket.

A NAV Hajdú-Bihar megyei Igazgatósága 2009. és 2011. évi „Top 100 cég Hajdú-Bihar megye”¹² című kiadványai szerint a megyében 2008-ban adóbevallást benyújtó vállalkozások 98 658 főt foglalkoztattak, ami a magyarországi vállalkozások foglalkoztatottainak a 4,13%-a. A válság hatására 2009-ben megyei szinten a foglalkoztatottak száma 2008-hoz képest 5,17%-kal csökkent. 2010-ben a foglalkoztatottak száma 1,41%-kal növekedett, ami azt jelzi, hogy a vállalkozások az időben megtett kiigazító intézkedések hatására viszonylag hamar vissza tudtak állni a megfelelő teljesítményt biztosító szokásos működésre.

Hajdú-Bihar megyében a 2008-as adatok szerint a feldolgozóipar vállalkozásai biztosították a legtöbb munkahelyet, lefedve a teljes foglalkoztatottság 28,01%-át. A második legtöbbet foglalkoztató iparág a szolgáltatás (24,26%), majd ezt követi a kereskedelem 19,09%-kal. A megyében a foglalkoztatottak 8,49%-a mezőgazdasági vállalkozásokban dolgozik. A foglalkoztatottak iparágankénti megoszlását is figyelembe véve látható, hogy a megyében jelentős szerepet töltenek be a feldolgozóipari és kereskedelmi vállalkozások.¹³

¹² Nemzeti Adó- és Vámhivatal Észak-alföldi Regionális Adó Főigazgatósága - Hajdú- Bihar Megyei Kereskedelmi és Iparkamara (2009, 2011): Top 100 cég Hajdú-Bihar megye 2009 (20. o.) és 2011 szám (17. o.) <http://nav.gov.hu/>

¹³ Nemzeti Adó- és Vámhivatal Észak-alföldi Regionális Adó Főigazgatósága - Hajdú- Bihar Megyei Kereskedelmi és Iparkamara (2009): Top 100 cég Hajdú-Bihar megye 2009 (19 o.) <http://nav.gov.hu/>

5. A VIZSGÁLATBA BEVONT ROMÁN ÉS MAGYAR KKV-K KOCKÁZATI ELEMZÉSE

Egy adott sokaság statisztikai vizsgálatához viszonylag homogén adatbázisra van szükség. Tisztában vagyok azzal, hogy a viszonylag szó problémát okozhat. Mivel az értékelést az elvégzett vizsgálatok ismeretében írom, és egyértelműen kiderült, hogy teljesen homogén csoportok létrehozása csak nagyon kis elemszám mellett lenne lehetséges (néha még így sem), ami viszont a statisztikai értékelésnél okozna problémát. Valós gazdasági adatoknál nagyon nehéz elegendő adatot tartalmazó homogén csoportokat létrehozni. Ezért csak minél nagyobb fokú homogenitásra próbáltam törekedni és ezért használom a viszonylag homogén kifejezést.

A vállalati adatokból képzett mutatószámok heterogenitásának a bemutatására használtam a **4.** (Románia) és az **5.** (Magyarország) **ábrákon** található heterogenitási diagramokat. Az ábrákon a pontok az évenkénti átlagértékeket, a függőleges vonalak pedig a szóródások terjedelmét jelzik. Az ábrákon látható, hogy egyes mutatók szóródásának a terjedelme eléggé jelentős, és az is megállapítható, hogy az átlagok és a szórások az egyes években – mutatóként eltérő mértékben – különbözőek. Összességében látható, hogy a vizsgált mutatószámok igen jelentős heterogenitást mutatnak. Ugyanezt támasztják alá a **3. és az 5. mellékletekben** lévő, az egyes évek pénzügyi mutatóinak statisztikai jellemzőit tartalmazó táblázatok is, amelyekből látható, hogy Románia vonatkozásában, a 10 pénzügyi mutató és a 4 év során csak 8 esetben volt a relatív szórás kisebb mint 100%, vagyis a vizsgált tételek 80%-ánál ennél magasabb volt (min.: 43,59%; max.: 1040,50%). A magyar vállalatok esetében a relatív szórás értékek rosszabbak, mint a román vállalatok esetében. A 40 tételből 36, azaz 90% volt 100%-nál magasabb (min.: 92,92%; max.: 1724,63%).

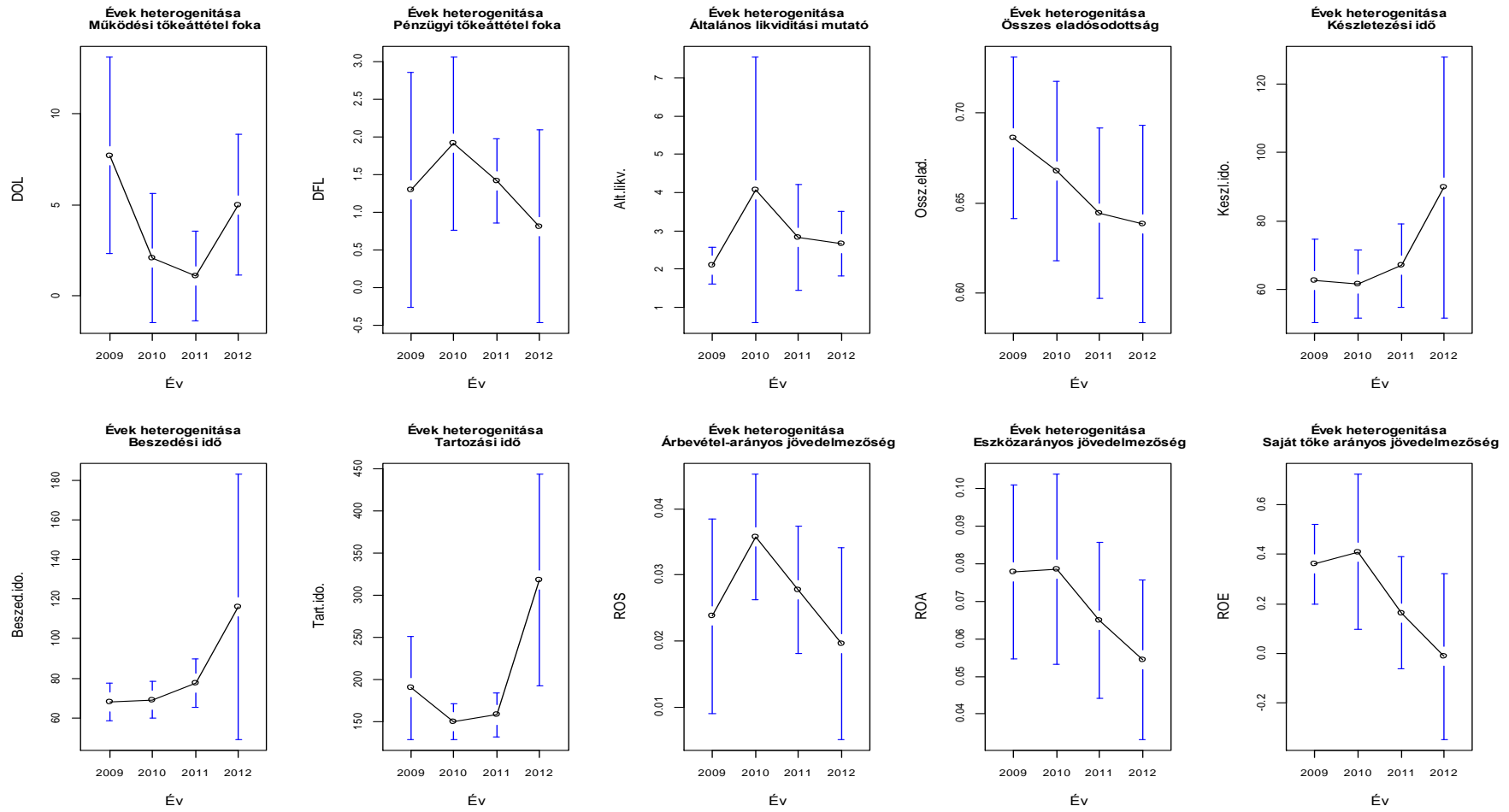
Az 5. és a 6. ábrák, valamint a 3. és az 5. mellékletek alapján egyértelműen megállapítható, hogy a vizsgált pénzügyi mutatók mindkét országban, mind a négy évben igen magas szórással jellemezhetők, ami azok igen erős inhomogenitását jelzi.

A pontosabb kép kialakítása érdekében a következő fejezetben – az **5. és a 6. ábrák**, valamint a **3. és az 5. mellékletek** felhasználásával részletesebben is bemutatom a két ország kiválasztott pénzügyi mutatóinak főbb statisztikai jellemzőit, amelyek segítséget nyújthatnak a kockázatok feltárásában.

5.1. A vizsgált román és magyar vállalatok általános statisztikai jellemzői

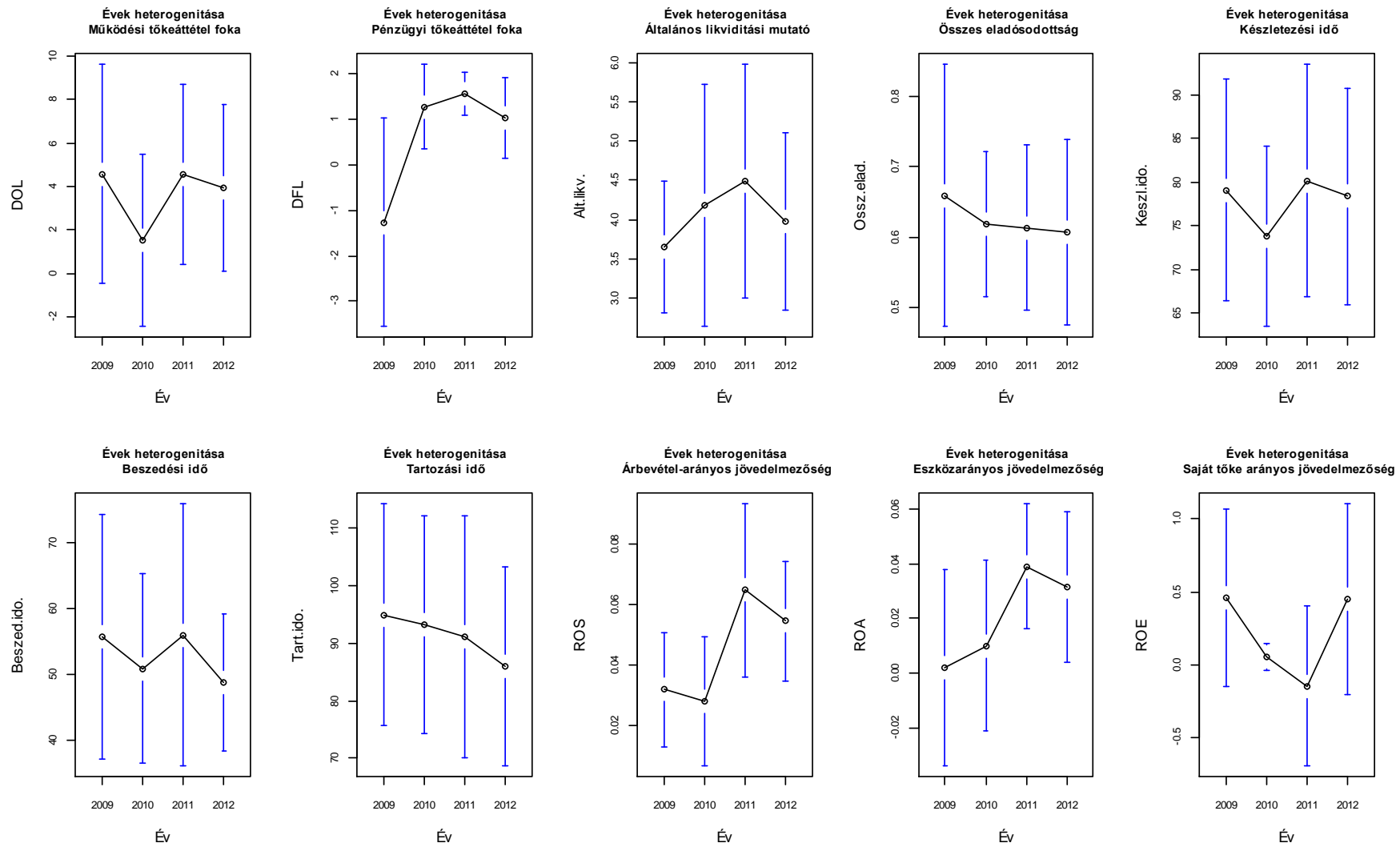
Ha a két ország KKV-inak kockázatelemzése során figyelembe vesszük a MOLAK-féle (1997) megközelítést, ami szerint a kockázatnak egyik fontos összetevője a változékonyság, ami az értékek időbeli és térbeli heterogenitását is jelenti, fontosnak tartom a két ország vállalati mutatóinak általános statisztikai vizsgálatát. A két ország vállalkozásainak általános statisztikai jellemzőit a **3.** és az **5. mellékletekben** mutatom be. A pénzügyi mutatók segítségével összehasonlítom a két ország vállalatait.

Az **általános likviditási mutató** időbeli alakulását vizsgálva, megállapítható, hogy az átlagos likviditási helyzet 2009-hez képest 2010-ben javult mindkét ország esetében. Magyar oldalon a növekedés 2011-ben is folytatódott, és az átlagos likviditási mutató elérte a 4,49-es értéket, majd lecsökkent 3,97-re. A román vállalkozások esetében már 2011-től kezdődően csökkenni kezdett a likviditási mutató átlagértéke, és 2009-et kivéve, a terjedelem viszonylag nagy, amit a magas kiugró értékek okoznak. Román vállalkozások esetében kimagaslóan nagy értéket láthatunk 2010-ben, ami jelentős kockázatot jelez. Mindkét ország esetében a relatív szórás is nagyon magas, ami a térbeli heterogenitásra is felhívja a figyelmet. A ferdeség és csúcsosság értékek alapján az általános likviditási mutatók nem normál-eloszlásúak. Az átlag és medián eltérése is arra utal mindkét ország esetében, hogy az általános likviditási mutató aszimmetrikus eloszlást követ. Mindkét ország esetében a ferdeségi értékek balra ferdülő eloszlást jeleznek, valamint a pozitív értékű csúcsosság azt jelzi, hogy a mutató eloszlása laposabb alakú, azaz az értékek széles sávban helyezkednek el. A **3.** és **5. mellékletek** alapján elmondható, hogy a két ország vállalkozásainak likviditási mutatói elég széles tartományban helyezkednek el, ami azt jelenti, hogy a mutató tekintetében jelentős térbeli heterogenitás jellemzi a sokaságot. Az időbeli heterogenitás vizsgálatára kétmintás t-próbát használtam, aminek az eredményeit a **11.** és a **12. mellékletekben** mutatok be. A t-próba p értékei mindkét ország vállalkozásai esetében 0,05-nél nagyobb értéket mutatnak, ami alapján a nullhipotézis - az egyes évek általános likviditási mutatóinak átlaga megegyezik – elvethető, azaz a vizsgált években a likviditási mutatók átlagértékei szignifikánsan eltérnek egymástól. Ez alapján megállapítható, hogy a likviditási mutató értékeit nem csak térbeli, hanem mindkét ország esetében az évek közötti időbeli heterogenitás is jellemzi.



5. ábra: A vizsgált romániai vállalkozások számított kockázati és pénzügyi mutatóinak évenkénti heterogenitása

Forrás: Saját számítások alapján



6. ábra: A vizsgált magyarországi vállalkozások számított kockázati és pénzügyi mutatóinak évenkénti heterogenitása
Forrás: Saját számítások alapján

Az **összes eladósodottság mutató** elemzéséből kiderül, hogy a vizsgált időszakban a román vállalkozások kicsit jobban el voltak adósodva, mint a magyarok, de mindkét országnál csökkenő tendencia figyelhető meg 2009 és 2012 között. A román vállalkozások esetében ennél a mutatónál látható a legalacsonyabb értékű relatív szórás, amit az is okozhat, hogy az eladósodottságot tekintve nincsen jelentős eltérés az egyes vállalkozások között. Ha figyelembe vesszük, hogy a 2008-as válságot követő időszak került elemzésre, amikor a román vállalkozások banki hitelezési feltételei szigorúbbakká váltak, megmagyarázható az alacsonyabb relatív szórás. Ez a relatív szórás sem tekinthető alacsonynak, mert meghaladja a 30%-os még elfogadható értéket. Bár az egyes években kissé alacsonyabb mértékű eladósodottság figyelhető meg a magyar vállalkozások esetében, de a relatív szórás meghaladja a 100%-ot, ami nagyobb mértékű kockázatra hívja fel a figyelmet. Az **5. mellékletből** is látható, hogy a magyar vállalkozásoknál a vizsgált időszakban a minimum, az 1. kvartilis, a medián és a 3. kvartilis értékei között nincsen jelentős távolság, míg a maximum értékek jóval távolabb esnek. A 3. kvartilis és a maximum érték közötti nagy távolság arra utal, hogy alapvetően ez a negyed felel a magas relatív szórásért, azaz a magas heterogenitásért. A ferdeség és a csúcosság vizsgálatából kiderül, hogy a román vállalkozások mutatói közel normális eloszlást követnek, mert a két jellemző mind a négy évben 0-hoz nagyon közeli értékeket mutat. A magyar vállalkozások esetében ennek az ellenkezője tapasztalható. A **11. és a 12. mellékletekből** látható, hogy a vizsgált években mindkét ország vállalkozásainál a mutató értékei szignifikánsan eltérnek, ami jelzi az adatok időbeli heterogenitását.

A vizsgált első két évben a román vállalkozások **készletezési idő** átlagértékei alacsonyabbak, ami hatékonyabb készletgazdálkodásra utalhat. 2011 és 2012-ben ellentétes értékeket láthatunk a két ország vállalkozásai esetében, míg Románia esetében 2012-ben csökkent a készletezési idő, addig a magyar vállalkozások esetében növekedett. Míg a román vállalkozásoknál a készletezési idő összességében növekedett a vizsgált időszakban, addig a magyar vállalkozásoknál eléggé trendszerű alakulás látható. Az adatok megoszlásából látható, hogy mindkét ország esetében, a 3. kvartilis és a maximum közötti értékek nagyon távol esnek egymástól, ami arra utal, hogy a vállalkozások utolsó negyedénél nagyon hosszú a készletezési idő, amit a magas relatív szórás okozója is. A két ország készletezési idejét összehasonlítva, elmondható, hogy a román vállalkozások készletezési ideje jelentősebb kockázatra utal, mert a relatív szórások is magasabbak. A vizsgálat utolsó évében a terjedelem rendkívül nagy, ami egy szélsőségesen magas készletezési időnek tudható be. Az **5. ábra** és

az **3. mellékletből** látható, hogy a román vállalkozások készletezési idejének eloszlása kissé aszimmetrikus, és a pozitív értékek alapján balra ferdülő eloszlásról van szó. A ferdeség mutató értékei alapján látható, hogy a magyar KKV-k helyzete kicsit jobb, mert az értékek 0-hoz közelebb vannak. A csúcsosság mutatók a román vállalkozások esetében 0-tól jóval távolabb eső értékűek, ami laposabb eloszlásra utal. Az általános statisztikai jellemzők alapján elmondható, hogy az egyes években az adatok ennél a mutatónál is inhomogének. A készletezési idő mutató évek közötti összehasonlításából megállapítható, hogy a különböző évek adatai szignifikánsan eltérnek, mert a kétmintás t-próba p értékei 0,05-nél jóval nagyobb értékeket mutatnak.

A **3.** és az **5. mellékletek** alapján megállapítható, hogy a román vállalkozások átlagosan hosszabb idő alatt szedik be követeléseiket, mint a magyarok, ami kedvezőtlennek tekinthető. A magyar vállalkozásoknál alacsonyabb átlagértékek vannak, de az időbeli alakulást megvizsgálva látható, hogy a mutató eléggé változékony. A román vállalkozások beszédési ideje nagyobb, és a vizsgált időszakban növekedett is, ami a követelésmenedzsment minőségének gyengülését jelentheti. Meg kell említeni azt is, hogy az első három évben a magyar vállalkozások esetében sokkal nagyobb relatív szórások vannak, ami nagyobb kockázatra hívja fel a figyelmet. Az utolsó évben ennek az ellenkezője tapasztalható, mert a román vállalkozások relatív szórása meghaladja a 380%-ot, ami rendkívül nagy kockázatra utalhat. Az utolsó évben látható, hogy nagyon magas a relatív szórás, illetve az előző évekhez képest nagyon nagy a terjedelem is a nagyon magas maximum értéknek köszönhető, ami arra utal, hogy van néhány rossz követelésmenedzsmentet folytató vállalkozás, és valószínűleg nagyon hosszú időre nyújt hitelt a vevőinek vagy a vevői fizetési fegyelme rossz. Ezt a helyzetet a 2012-es magas csúcsossági érték is jelzi, ami szintén arra utal, hogy a beszédési idő mutató értékei elég széles sávban helyezkednek el. Az előző éveket megvizsgálva látható, hogy a magyar vállalkozásokkal szemben, a románok a csúcsosságnál 0-hoz közeli értékeket mutatnak, tehát a mutatók eloszlása közelít a normáeloszláshoz. A két ország vállalkozásainál a medián és az átlag nem esik egybe, ami az adatok nem szimmetrikus eloszlását jelzi. Összességében elmondható, hogy a két ország vállalkozásainak beszédési idő mutató értékei évenként erősen heterogének. A **11.** és a **12. mellékletekben** a kétmintás t-próba azt jelzi, hogy a román vállalkozások beszédési idő mutatói szignifikánsan eltérnek az egyes években, ami az időbeli heterogenitást támasztja alá. A magyar vállalkozásokra ez csak részben igaz, mert a 2009-es, illetve a 2010-2012-es évek összehasonlításából látható, hogy a

nullhipotézis érvényes, ami szerint az adatok megegyeznek, mert a kapott p értékek 0,05-nél kisebb értékeket mutatnak.

A **tartozási időszak mutató** a román vállalkozásoknál nem esik 150 nap alá, ami felhívhatja a figyelmet a vizsgált vállalatok fizetőképességi gondjaira, vagy arra is, hogy szállítók nagyon engedékeny hitelpolitikát folytatnak. A mutató időbeli alakulását megvizsgálva látható, hogy a román vállalkozásoknál 2010-ben csökkent a tartozási idő átlagértéke, azt követően pedig folyamatosan növekedett. A magyar vállalkozásoknál a tartozási időszak csökkenése látható, ami kedvezőtlennek ítélnélhető. A vizsgált négy évben a relatív szórás nagyobb értékeket mutat a román vállalkozásoknál, ami nagy változékonyságra utal. A 2012-ben látható kimagaslóan nagy relatív szórás és terjedelem a vizsgált adatok heterogenitását jelzi. A ferdeség és csúcosság elemzéséből kiderül, hogy mindkét ország vállalkozásai esetében, a tartozási idő értékei aszimmetrikus és lapos eloszlást követnek. A **11.** és a **12. mellékletek** alapján elmondható, hogy a magyar vállalkozások tartozási idő mutatóit nem csak térbeli, az egyes éveken belüli heterogenitás jellemzi, hanem azok az egyes évek között is szignifikánsan eltérnek. A román vállalkozások 2010-2012-es évekbeli adatainak összehasonlításából látható, hogy az adatok nem mutatnak szignifikáns eltérést.

A **3.** és az **5. mellékletekből** látható, hogy a magyar vállalkozások az **árbevétel arányos jövedelmezőség** (ROS) mutatóik tekintetében kedvezőbb helyzetben vannak. A román vállalkozásoknál a mutató értéke csak 2010-ben érte el a 4%-ot, azután folyamatosan csökkent, ami kedvezőtlen helyzetet jelez. A magyar vállalkozásoknál ennek az ellenkezője tapasztalható, 2011-ben jelentős a növekedés az előző évhez képest, ami kedvező költség-gazdálkodásra utalhat. A vizsgált időszakban, mindkét ország esetében, rendkívül magas relatív szórás értékeket láthatunk, ami azt is jelenti, hogy a vizsgált sokaság egyedei nagymértékben különböznek egymástól. A szóródás terjedelmének értékeit megvizsgálva látható, hogy az adatok elég széles skálán mozognak, ami azt jelzi, hogy a mutató értékei erősen heterogének. A román vállalkozások esetében a medián és az átlag közötti kisebb távolságok és a 0-hoz közeli ferdeség értékek azt jelzik, hogy az adatok enyhén aszimmetrikus eloszlást követnek. A csúcosság értékeiből megállapítható, hogy a magyar vállalkozásoknál az adatok kicsit szélesebb sávban helyezkednek el, mint a románoknál, ami szintén jelentős térbeli heterogenitásra utal. A kétmintás t-próba p értékei alapján megállapítható, hogy mindkét ország esetében az egyes évek mutatóértékei szignifikánsan eltérnek egymástól, ami szintén heterogenitást támasztja alá.

A **5.** és a **6. ábrából**, valamint a **3.** és a **5. mellékletekből** jól látható, hogy a román vállalkozásoknál az **eszközarányos jövedelmezőség (ROA)** magasabb értékű, ami jobb eszközhatékonyságra utalhat. A mutató alakulásának vizsgálatából kiderül, hogy míg a román vállalkozásoknál 2010-től kezdődően csökkenő tendencia figyelhető meg, addig a magyaroknál a 2011-ig a mutató növekedése látható. A magyar KKV-k nagyon magas relatív szórásértékei nagy valószínűséggel néhány szélsőségesen működő vállalatnak tudhatók be, mert ezek minimum és maximum értékei nagyon távol esnek egymástól. A magas relatív szórásértékek mellett a sokaság nem jellemezhető jól az átlagokkal, ezért a vállalkozások valamilyen szempont szerinti csoportosítása válhat szükségessé. A ferdeség elemzéséből, kiderül, hogy a román adatok eloszlása enyhén aszimmetrikus, míg a magyarok nagyobb mértékű ferdeséget mutatnak. A csúcsosság mutatójánál mindkét ország vállalkozásai esetében 0-tól távolabbra eső értékek vannak, amelyek laposabb eloszlásra utalnak, vagyis az adatok viszonylag szélesebb sávban helyezkednek el. A mellékletekből megállapítható, hogy a vizsgált években az adatok jelentős heterogenitást mutatnak. A **9.** és a **10. mellékletek** alapján az is látható, hogy ennél a mutatónál az adatokat nemcsak térbeli heterogenitás jellemzi, hanem időbeli is, mert az kétmintás t-próba p értékei mindegyik év összehasonlításánál 0,05-nél nagyobb értékeket adtak, ami alapján a nullhipotézis elvethető.

A **3.** és a **5. mellékletekből** látható, hogy a vizsgálat első két évében a román vállalkozások **saját tőke arányos jövedelmezőségi mutatója (ROE)** magasabb értékeket mutat. A vizsgált időszakot két részre osztva megállapítható, hogy míg a román vállalkozások ROE mutatója a 2009-2010-es években növekedett, addig a magyar mutatók átlagértékei jelentősen csökkentek. 2011-2012-ben a két ország vállalkozásainál ellentétes változás figyelhető meg. Mindkét ország esetében rendkívül magasak a relatív szórások és nagyok a szóródási terjedelmek is, amelyek jelentős kockázatra hívják fel a figyelmet. A ferdeség értékek, illetve a medián és az átlag eltérő értékei alapján elmondható, hogy az értékek eloszlása nem szimmetrikus. A csúcsosság magasabb pozitív értékei azt jelzik, hogy mindkét ország esetében az értékek elég széles sávban helyezkednek el. A ROE mutató évek közötti összehasonlításából megállapítható, hogy a román vállalkozásoknál az adatok szignifikánsan eltérnek egymástól, kivéve a 2009-es és 2012-es éveket, ahol a kétmintás t-próba p értékei 0,05-nél kisebb értéket mutatnak.

A **működési tőkeáttétel foka (DOL)** mutató átlagértékei alapján megállapítható, hogy 2011 kivételével, a román vállalkozások működési kockázata a jelentősebb. A mutató átlag-

értékeinek időbeli alakulását megvizsgálva látható, hogy azok a két ország esetében eléggé eltérőek. A román vállalkozásoknál 2011-ig folyamatos csökkenés tapasztalható, a magyar KKV-nál pedig hullámváz látható. 2010-ben a DOL átlaga csökkent, 2011-ben növekedett, majd ezt követően újra csökkent. Mindkét ország vállalkozásainál rendkívül nagy terjedelmeket láthatunk, amelyek arra utalnak, hogy a működési kockázati (DOL) mutató alapján a vállalatok nagyon változóak, sokszínűek. A magas relatív szórások is azt jelzik, hogy a DOL mutatók erősen inhomogének, ami szintén indokoltá teszi a KKV-k valamilyen szempont szerinti csoportosítását. A mediánok és az átlagértékek eltéréseiből, illetve a ferdeségi mutató értékei alapján a magyar KKV-k DOL mutatóinak az eloszlása bár nem teljesen szimmetrikus, jobban közelít a normál eloszláshoz, mint a román KKV-k esetében. A vizsgált időszak mind a négy évében, a csúcosság értékeknél a román vállalkozások értékei a nagyobbak, ami azt jelzi, hogy az adatok szélesebb sávban helyezkednek el. A fentebb leírtak is igazolják az adatok térbeli heterogenitását, azonban a **11.** és a **12. mellékletek** alapján elmondható, hogy az adatok az egyes évek között is szignifikánsan különböznek, kivéve a román vállalkozások 2009-es és 2011-es adatait, ahol a t-próba p értéke 0,05-nél kisebb értéket mutat.

A **pénzügyi tőkeáttétel mutató** (DFL) vizsgálata során megállapítható, hogy az első két évben a román vállalkozásokra nagyobb pénzügyi kockázat jellemző. A 2011-es és a 2012-es években pedig a magyar vállalkozások esetében tapasztalható magasabb pénzügyi kockázatra utaló DFL átlagérték. A mutató időbeli alakulását megvizsgálva látható, hogy 2010-ben a magyar és román vállalkozások DFL mutatói hasonló tendenciát mutatnak. 2011-et követően azonban hullámváz figyelhető meg, mivel a román KKV-knál 2012-ig folyamatos csökkenés, a magyar KKV-knál pedig gyenge növekedés, majd ezt követően csökkenés látható. A román vállalkozásoknál a 2009, a 2010 és a 2012-es években a DFL terjedelme rendkívül nagy, ami jelentős kockázatra is utalhat. 2009-ben a magyar vállalkozások esetében az adatok nagyon széles sávban mozognak, ami erős kockázatot jelez. Az adatok nagy heterogenitását a szélsőségesen magas relatív szórások is jelzik. A ferdeség elemzéséből látható, hogy a DFL mutató mindkét ország esetében ferde eloszlást követ, de a vizsgálat első két évében a magyar vállalkozásoknál 0-hoz közeli értékeket kaptam. A két ország vállalkozásai DFL mutatói eloszlása alapján látható, hogy Románia esetében az adatok eloszlása laposabb, tehát az adatok szélesebb sávban helyezkednek el, amiből az adatok erős térbeli heterogenitására, kockázatára lehet következtetni. Az **11. mellékletből** megállapítható, hogy a román vállalkozásokat nemcsak térbeli, hanem az egyes évek közötti szignifikáns eltérések miatt

időbeli heterogenitás, kockázat is jellemzi. Az első két év adatait kivéve, ugyanez állapítható meg a magyar vállalkozásoknál is, mivel a kétmintás t-próba p értékei 0,05-nél kisebb értékeket mutatnak.

A két ország vállalkozásainak kockázatelemzésében, fontosnak tartottam megvizsgálni a működési és pénzügyi tőkeáttétel foka mutatók, illetve a már fentebb is említett pénzügyi mutatók közötti kapcsolatokat. Erre a rögzített és véletlen hatású panelregressziót használtam, a kapott eredményeket pedig a Hausman-tesztel hasonlítottam össze. Választásom azért esett erre az ökonometriai módszerre, mert lehetőséget biztosít a függő- és a független változók közötti összefüggés részekre bontására, ún. idioszinkratikus, illetve egyedi hatásra. Az idioszinkratikus hatás a függő változóra ható egyedi és időbeli együttes hatást mutatja. A panel adatelemzést a R statisztikai rendszerben végeztem el.

A Hausman-teszt eredményei azt mutatták, hogy a két tőkeáttételi mutatóra létrehozott rögzített hatású regressziós modell mindkét ország esetében inkonzisztens, ami alapján az alternatív hipotézis elvethető. Az előzőeket figyelembe véve a két tőkeáttételi mutatóra (DOL, DFL) vonatkozó panelelemzésben kizárólag a véletlen hatású panelregresszió eredményei szerepelnek, amelyeket a **7.-10. mellékletekben** mutatok be. A DOL mutatóra vonatkozó panelregresszióra mindkét ország KKV-i esetében az Amemiya módszert használtam, míg a DFL mutató esetében, az R statisztikai rendszer által alapértelmezettként használt, Swamy-Arora módszert. Választásom azért esett erre a módszerre, mert több kutatás is elismeri a Swamy-Arora féle módszer jobb alkalmazhatóságát és eredményességét. Ezt egyrészt arra alapoztam, hogy az R statisztikai programrendszerben futatható *plm* függvény leírásában (CROISSANT et al., 2016) is megjelenik, hogy a véletlen hatású panelregressziós modelleknél a program alapértelmezettként használja, a másik három modell mellett (walhus, amemiya, nerlove). GREENE (2012) ökonometriai elemzéssel foglalkozó művében megjegyzi, hogy SWAMY (1970) tanulmányaira hivatkoznak a leggyakrabban a véletlen hatású panel regressziós modellezés során. Tanulmányukban, TARNÓCZI és szerzőtársai (2015) a panelregresszió módszerei közötti választással foglalkoztak, akik ugyanazon modell leírására, a véletlen hatású panel regresszió különböző variancia-felbontási módszereit próbálták ki, és azt állapították meg, hogy a Swamy-Arora módszer adta a legjobb eredményt, ami már alátámaszthatja a módszer jobb alkalmazhatóságát. A szerzők az adózás utáni eredmény és különböző pénzügyi mutatók közötti összefüggések feltárása alkalmazták a

panelregresszió különböző változatait, ami szintén pénzügyi elemzésnek tekinthető, akárcsak értekezésemben végrehajtott elemzések.

A DOL mutatóra vonatkozó véletlen hatású panelregresszió eredményei a **7.** és a **9. mellékletekben** láthatók. A determinációs együttható értékei alapján elmondható, hogy a vizsgálatba bevont két ország vállalkozásai esetében, a működési tőkeáttételi fok változó nagyon kis mértékben magyarázható a felhasznált pénzügyi mutatókkal. A két ország vállalkozásainak determinációs együtthatói nagyon alacsony értékűek, ami a magyarázó változók – pénzügyi mutatók – és a működési tőkeáttételi fok közötti kapcsolat gyengeségére utalnak. A determinációs (0,049) együttható alapján a magyar vállalkozásoknál a függő és a független változók közötti kapcsolat kissé szorosabbnak minősíthető. A **7. mellékletből** látható, hogy a regressziós modell együtthatói, a t-próba alapján, az Összes eladósodottság és az Összes eszköz forgási sebesség mutatók kivételével, nem szignifikánsak. A mellékletből az is megállapítható, hogy az Összes eladósodottság mutató és a DOL mutató között negatív, az Összes eszköz forgási sebessége és DOL között pedig pozitív kapcsolat van.

A román KKV-k esetében, a determinációs (0,011) együttható értékei alapján megállapítható, hogy a modell magyarázó változóiként szerepeltetett pénzügyi mutatók csak kis mértékben képesek magyarázni a DOL alakulását. A t-próba értékei alapján az is látható, hogy a regressziós modell együtthatói a ROA mutató kivételével nem szignifikánsak, ami szintén a modell gyengeségét jelzi. A DOL mutatóra végzett panelelemzés eredményeiből megállapítható, hogy mindkét ország vizsgált vállalkozásai esetében az idionszinkratikus hatás az összes varianciának több mint 90%-át teszi ki. Ez azt mutatja, hogy az egyes vállalkozások egyedi és időbeli együttes változása nagyon jelentős.

A pénzügyi tőkeáttételi fok mutató (DFL) esetében a panelregressziót a Swamy-Arora variancia-felbontási módszerrel végeztem el, mivel a társadalomtudományokban ennek alkalmazása a leggyakoribb. A kapott eredményeket a **8.**, illetve a **10. mellékletekben** mutatom be. A determinációs együtthatók értékei alapján megállapítható, hogy mindkét ország vállalkozásai esetében a pénzügyi mutatók nagyon alacsony mértékben magyarázzák a DFL-t. A két ország KKV-it összehasonlítva látható, hogy a magyar vállalkozásoknál a pénzügyi mutatók és a DFL közötti összefüggés kicsit jobb, mint a román KKV-knál. A t-próba p értékei alapján az is látható, hogy magyar KKV-knál a vizsgált együtthatók közül csak kettő tekinthető szignifikánsnak, a beszédési idő és a ROA. A román KKV-kra

végrehajtott panelelemzés eredményeiből látható, hogy mind a determinációs (0,010) együtttható nagyon alacsony értéket mutat, ami arra utal, hogy az adott pénzügyi mutatók kis mértékben képesek magyarázni a DFL kockázati mutatót. A **8. mellékletből** megállapítható, hogy a regressziós modell együttthatói, a regressziós konstans kivételével, nem szignifikánsak. Ez is megerősítheti azt, hogy a modell nem alkalmazható a pénzügyi kockázatmodellezésében. Az egyedi hatással szemben, az idioszinkratikus hatás sokkal jelentősebb, mindkét ország KKV-inál, ami meghaladja a 95%-ot, és ez azt jelenti, hogy a vállalkozások egyedi és időbeli együttes változása nagyon jelentős. Mindkét kockázati mutatóra elvégzett panelelemzés eredményeiből látszik, hogy az idioszinkratikus vállalati szintű bizonytalanság jellemzi a vizsgált vállalatok működését és pénzügyeit is, ami egyértelműen befolyásolja a vállalatok kockázati kitettségét.

A román és magyar vállalkozások két kockázati mutatójára elvégzett panelelemzés eredményeiből látható, hogy a vizsgált sokaság esetében a panelregresszió ebben a formában nem ad megfelelő eredményt, és abból nem lehet érdemi következtetéseket levonni a működési és a pénzügyi kockázat, illetve a többi mutató kapcsolatára, összefüggésére. Ez azt is jelentheti, hogy a vállalatok többsége nem képes megfelelően kezelni a működési és a pénzügyi kockázatot, nagy valószínűséggel nem ismerik eléggé a működési és a pénzügyi tőkeáttételi fok közötti kapcsolatot. Valószínűsíthetően sokszor nem megfelelően reagálnak a működési kockázatra sem. Összegzésként elmondható, hogy a panelregresszió ezen mutatók felhasználásával nem képes a működési és pénzügyi kockázat megfelelő modellezésére, ezért mindenképpen más megoldást kell keresni annak elemzésére. Az egyik megoldás lehet a sokaságok adatainak valamilyen szempont szerinti csoportosítása.

5.2. A román vállalatok k-közép klaszterelemzése

A vállalati pénzügyi szakirodalom kiemelten foglalkozik a működési (DOL) és a pénzügyi tőkeáttételi fok (DFL) mutatókkal, mint kockázati mérőszámokkal. Az előző fejezetből kiderült, hogy a vizsgálatba bevont összes vállalat felhasználásával érdemi összefüggés a két kockázati mérőszám és a vizsgált pénzügyi mutatók között nem mutatható ki. Ebben a fejezetben azt vizsgálom, hogy a sokaság csoportokra bontásával jobb eredmény érhető-e el, valamint megnézem, hogy a tőkeáttételi mutatók és a szóródási mutatók alapján milyen sorrendek alakulnak ki a kockázat tekintetében.

Az 5.1. fejezet általános statisztikai elemzéséből látható, hogy a vizsgált adatbázis – évente ugyan különböző mértékben – jelentős mértékű heterogenitást mutat. A magas heterogenitású adatokból számított átlagértékek nem használhatók fel a sokaság megfelelő jellemzőiként. Annak érdekében, hogy homogénebb sokaságokhoz jussak, a k-közép klaszterelemzés használatával elvégeztem az adatok csoportosítását. A klaszteranalízist a 4 évre a működési (DOL) és a pénzügyi tőkeáttételi fok (DFL) mutatók felhasználásával végeztem el. Az adatok heterogenitásában valószínűleg szerepet játszik az is, hogy különböző méretű és sokszor jelentősen eltérő hatékonysággal dolgozó vállalatokat kellene összehasonlítani. Az osztályozást azért csináltam meg, hogy a pénzügyi mutatók felhasználásával kialakult homogénebb csoportokat is egyfajta jellemzőként szerepeltessem az elemzési modellben.

2009-es évre vonatkozó számítás szerint a vállalatok 12 csoportba kerültek besorolásra:

1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
7	6	50	3	9	7	2	4	6	3	13	63

Csak azokat a klasztereket értékeltem részletesebben, amelyek legalább 10 céget tartalmaztak. Ennek megfelelően, 2009-ben 3 klaszter (3., 11., 12.) került részletesebb elemzésre, amelyekbe a vizsgált sokaság 73%-a (126 cég) került besorolásra. Ezen klaszterek DOL és DFL mutatóinak, valamint pénzügyi jellemzőinek - amelyek összefüggésbe hozhatók a tőkeáttételi mutatókkal - átlagértékeit a **9. táblázatban** mutatom be. A táblázatban az átlag az adott év teljes sokaságának a középértékét jelenti. A dolgozat terjedelmi korlátai miatt a pénzügyi mutatók klaszterenkénti részletes elemzésére nincsen lehetőség, ezért egyrészt kiszámítottam azok egyes **klasztereken belüli értékbeli sorrendjét**¹⁴ az adott évben, valamint létrehoztam az átlagtól vett **eltérések átlaghoz viszonyított aránya (EÁVA)**¹⁵ mutatót. E két mutatót is felhasználva kíséreltem meg a klaszterek pénzügyi mutatókkal történő jellemzését. A táblázatokban szereplő színek a pénzügyi mutatók átlagtól vett eltéréseit jellemzik, ahol a piros jelenti a legrosszabb értéket, a zöld pedig a legjobb, a

¹⁴ Az egyes klaszterek pénzügyi mutatóit kedvező, illetve kedvezőtlen mivoltuknak megfelelően rangsorolom. A minimális rangsorszám 1, a maximális a vizsgált klaszterek száma. Ezután kiszámítom, hogy egy adott klaszter esetében a pénzügyi mutatók hány százaléka kapta az egyes rangsorszámokat. Az a legjobb, ahol magasabb arány van az 1. helyen és alacsonyabb arány a többi helyen.

¹⁵ Az EÁVA kiszámítása úgy történt, hogy vettem az egyes klaszterek pénzügyi mutatóinak átlagtól vett az eltéréseit, majd az eltéréseket osztottam az átlaggal és az így kapott értékeket összeadtam. Az átlagtól vett eltéréseket úgy számítottam ki, hogy a kedvezőtlen eltérés negatív értéket adjon, a kedvező pedig pozitív. Az EÁVA arányszámnál a 0 érték jelenti a teljesen átlagos klasztert, a negatív érték jelenti a rossz irányú elmozdulást, a pozitív pedig az ellenkezőjét.

további színek pedig a közbelső értékeket. Az elemzésben segítséget nyújthat az EÁVA mutató, a rangsor-megoszlás és a színek szinkronitása, összhangja.

Klaszterenként kiszámítottam a DOL, a DFL és a DCL mutatók négy szóródási jellemzőjét (szórás, szemi-szórás, átlagos abszolút eltérés, középeltérés). A többféle szóródási mutató kiszámítását azért tartottam fontosnak, mert a magas heterogenitás miatt a szórás és a szemi-szórás értékét valószínűleg túlbecslődik, és ebből következően az átlag sem használható a sokaság centrális jellemzőjeként. Ezen problémák kiküszöbölése érdekében használtam a középeltérést, ahol a mediántól vett eltérések abszolút értékeinek az átlagát számítjuk ki. A klaszterek közötti eltérések bemutatásához kétdimenziós koordináta-rendszerben jelenítettem meg a szóródási jellemzőket, amit a többdimenziós skálázás metrikus változatának a felhasználásával hajtottam végre. A klaszterek szóródási mutatóit a román vállalkozások esetében a **4./a**, **4./b** és **4./c**, a magyar vállalkozások esetében pedig a **6./a**, **6./b** és **6./c mellékletekben** mutatom be.

A **9. táblázatból** látható, hogy 2009 átlagos kombinált tőkeáttételi fok (DCL) mutatója -1,69, ami azt jelenti, hogyha a vállalatok növelik az árbevételüket az eredményük csökkenni fog, és ez eléggé kockázatos helyzetre utal. A kockázati mutatókat megvizsgálva, megállapítható, hogy 2009-ben a 11. és a 12. klaszterek vállalatainál a működési kockázat elfogadható szinten van. A pénzügyi tőkeáttétel a 11. klaszternél jelenthet komolyabb gondot, ugyanakkor a DFL mutató a 3. és a 12. klaszternél elfogadható kockázati szintet mutat. A három klaszter pénzügyi helyzetét összehasonlítva megállapítható, hogy a 12. klaszter vállalatai a legkiegyensúlyozottabbak. Összefoglalóan elmondható, hogy 2009-ben, a pénzügyi válság megjelenése utáni időszakban, a vizsgált pénzügyi mutatók vonatkozásában, kockázati szempontból, a vállalatok jelentős része (63%) elfogadható (3. klaszter), illetve kedvező (12. klaszter) helyzetűnek osztályozható. A 3. klaszter átlagos DCL mutatója elég magas abszolút értékű negatív érték (-10,71), ami nagyon magas kockázatra utal. A 11. klaszter DCL értéke is negatív (-1,76), de értéke jóval kedvezőbb, mint a 3. klaszteré, ám jónak az sem mondható. A 12. klaszter átlagos DCL értéke (2,97) viszonylag alacsony kockázatot mutat. A 12. klaszter, az EÁVA és a DCL mutatókat, valamint a mutatók átlaghoz viszonyított rangsorának megoszlását is figyelembe véve a legkevésbé kockázatos klaszternek tekinthető. A 11. és a 3. klaszterek esetében már nem ilyen egyértelmű a mutatók viselkedése, míg az EÁVA mutató, a rangsor-megoszlás és a színek szinkronban vannak egymással, addig a DCL már eltérést mutat a többi jellemzőhöz képest.

A 9. táblázatban látható az átlagos Árbevétel / Fedezeti árbevétel arány mutató is¹⁶, amelyből megállapítható, hogy a 3. és a 12. klaszter vállalatai átlagos árbevétele meghaladja az átlagos fedezeti árbevételt, ami persze a DOL értékeiből is következik, de a mutató pontosabban megmutatja a tényleges arányokat. Ugyancsak kiszámítottam a Kamatfedezeti mutatót¹⁷, ami a DFL-hez kapcsolódik, és számszerűsítve is bemutatja az abból következő kamatfedezeti problémát.

9. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2009-ben

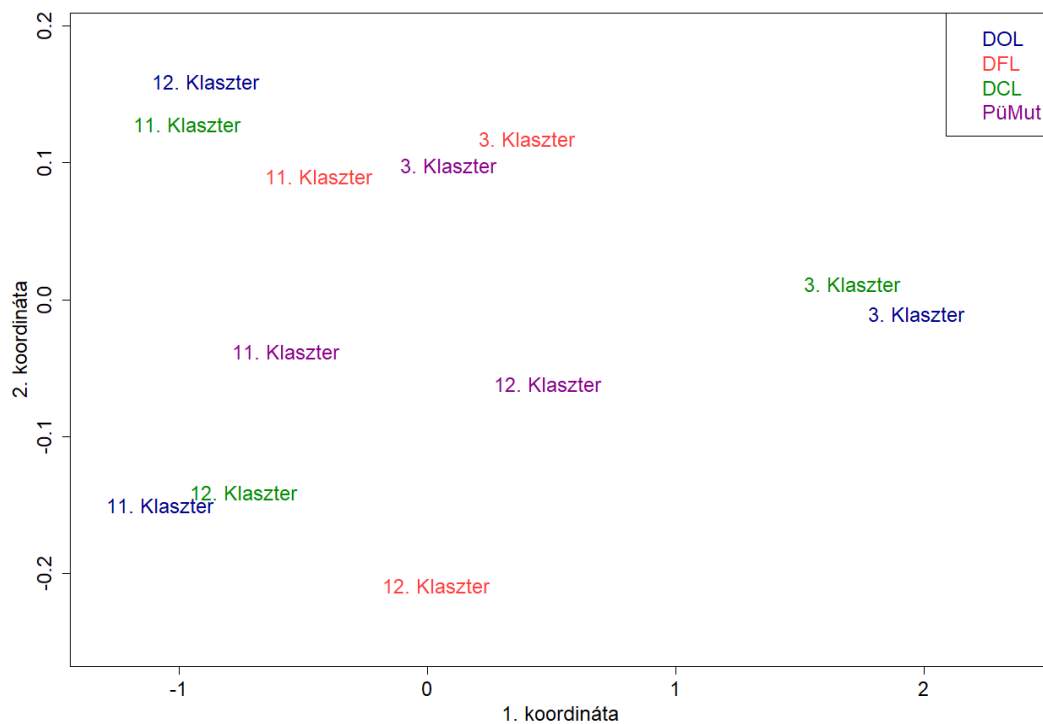
Mutatók	3. klaszter	11. klaszter	12. klaszter	Átlag
Vállalatok száma	50	13	63	126
Részesedés a sokaságból	29%	7%	36%	72%
EÁVA mutató értéke	-0,69	-2,75	1,11	
Kockázati mutatók				
Működési tőkeáttétel mutató (DOL)	-8,85	3,39	2,80	-1,76
Pénzügyi tőkeáttétel mutató (DFL)	1,21	-0,52	1,06	0,96
Kombinált tőkeáttétel mutató (DCL)	-10,71	-1,76	2,97	-1,69
Árbevétel / Fedezeti árbevétel arány	0,90	1,42	1,56	0,64
Kamatfedezeti mutató	5,76	0,34	17,67	-21,99
Pénzügyi mutatók				
Általános likviditás	1,19	1,08	1,52	1,34
Összes eladósodottság (%)	71,70	91,72	50,72	63,28
Készletezési időszak (nap)	53,01	28,98	53,08	50,57
Beszedési idő (nap)	81,66	103,69	60,79	73,50
Működési ciklus (nap)	134,67	132,67	113,87	124,06
Tartozási idő (nap)	119,70	132,84	83,34	102,88
Pénzciklus (nap)	14,97	-0,17	30,52	21,18
ROS (%)	2,60	1,10	4,27	3,28
Összes eszköz forgási sebessége	1,64	1,71	1,94	1,80
ROA (%)	4,26	1,87	8,30	6,03
Saját tőke multiplikátor	3,53	12,08	2,03	3,66
ROE (%)	15,05	22,61	16,85	16,73
A mutatók átlaghoz viszonyított rangsorának megoszlása	0%	25%	75%	
	75%	17%	8%	
	25%	58%	17%	

Forrás: Saját számítások alapján

¹⁶ Árbevétel / Fedezeti árbevétel arány = $DOL / (DOL - 1)$. Azt mutatja meg, hogyha a fedezeti árbevételt tekintjük egy egységnyinek, akkor az árbevétel hány egységnyi, azaz az árbevétel hányszorosa a fedezeti árbevételnek.

¹⁷ Kamatfedezeti mutató = $DFL / (DFL - 1)$, aminek az általánosan elfogadott értéke > 5.

Az évenkénti és klaszterenkénti szóródás értékek a **4./a**, **4./b** és a **4./c mellékletekben** láthatók. A mellékletekből kiderül, hogy 2009-ben a DOL és a DCL esetében, a tőkeáttételi mutatók és a szóródási mutatók nem ugyanazokat a kockázatokat jelzik, míg a DFL esetében viszonylag jó az egyezés. A melléklet alapján az állapítható meg, hogy a 3. és a 12. klaszterben lévő vállalatok a kockázatosabbak, míg a 11. klaszterbe sorolt vállalatok a legkevésbé kockázatosak. A DCL mutató alapján 12. klaszter a legkevésbé kockázatos, amit alátámaszt az EÁVA mutató és a mutatók átlaghoz viszonyított rangsorszám megoszlása is.



7. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (román vállalatok - 2009)

Forrás: Saját számítás alapján

A **7. ábrán** jól látható, hogy a szóródási mutatók, illetve a pénzügyi mutatók átlaga alapján a három klaszter különböző pontokban helyezkedik el. A klaszterek közötti távolság jelzi a klaszterek közötti eltérést. Minél távolabb kerülnek egymástól a klaszterek, a vizsgált jellemzőket figyelembe véve, annál lényegesebb különbség van közöttük. Az ábrából látható, hogy a pénzügyi mutatókból számított távolságok alapján a 3. klaszter viszonylag közel van egymáshoz, a többi jellemzőhöz viszonyítva. Az is látható, hogy a DOL szóródási mutatói vannak a legmesszebb egymástól, azaz ezek különböznek a leginkább. A DFL és a DOL szóródási jellemzői alapján a 3. klaszter van a legtávolabb a többi klasztertől, egymáshoz viszont nagyon közel vannak. A függőleges eltéréseket tekintve a DFL klaszterek eléggé

közel vannak egymáshoz, de a vízszintes távolságot tekintve a 12. klaszter jelentősen messzebb van a másik kettőtől. A klaszterenkénti pénzügyi mutató átlagok leginkább a DFL klaszterekhez vannak közelebb, ami valószínűsíthetően arra is utalhat, hogy a pénzügyi mutatók alapján a vállalatok alapvetően az eladósodottságra, mint kockázatra fordítanak nagyobb figyelmet és nem a működési kockázatra. Véleményem szerint ennek pont fordítva kellene lennie, mert általában a működési kockázat vezet a pénzügyi kockázat növekedéséhez, és a pénzügyi kockázat növekedése a működési kockázat jobb kezelésével csökkenthető.

A többdimenziós skálázást azért használtam, hogy a 8 pénzügyi mutató¹⁸ átlagát (**9. táblázat**), valamint a DOL, a DFL és a DCL négy szóródási jellemzőjét, valamint a pénzügyi mutatók átlagait együtt tudjam kezelni és bemutatni. A **4./a-c melléletekből** jól látható, hogy 2009-ben az éves teljes sokaság szóródási jellemzői az egyes klaszterek esetében a középeltérést kivéve igen jelentős mértékben lecsökkentek. Tehát a klaszterek homogénebbé váltak, mint a teljes sokaság volt. A **7. ábra** és a **9. táblázat** alapján kijelenthető, hogy a különböző jellemzőkkel mért kockázatok eltérnek egymástól.

A klaszterezés hatását a többszintű regresszió egyszerű modelljével vizsgáltam¹⁹, amelynek az eredménye a **17. mellékletben** található, és abból látható, hogy 2009-ben a variancia mindhárom tőkeáttételi mutató esetében jóval nagyobb, mint a hiba értéke, tehát a klaszterenkénti csoportosításnak van hatása a tőkeáttételi mutatókra. A klaszterezésnek a legerősebb hatása a DFL-nél van: 107,1-szeres, a legkisebb pedig DCL-nél: 4,5-szeres.

A **2010**-ben, a klaszterezés során a vizsgált vállalatok a következő csoportokba kerültek:

1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
3	78	25	15	6	20	1	8	7	4	5	1

A vizsgált KKV-k közel 80%-a (138 vállalat) 4 klaszterben (2., 3., 4., 6.) koncentrálódik. A **10. táblázatból** látható, hogy 2010 átlagos DCL mutatója 4,21, ami elfogadható értéket jelentene, ha nem a magas pénzügyi kockázat (3,83) miatt kapnánk ezt az értéket, ebben az esetben azonban már komoly kockázatra utalhat. A DOL átlagos értéke jónak tekinthető (1,1).

¹⁸ A pénzügyi mutatók közül kihagytam a **Működési ciklust**, a **Pénzciklust**, a **ROA**-t és a **ROE**-t, mert azok más, az elemzésben szereplő mutatók segítségével kiszámíthatók.

¹⁹ Az elemzéshez az R statisztikai rendszer **lme4** csomagjának **lmer** függvényét használtam.

10. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2010-ben

Mutatók	2. klaszter	3. klaszter	4. klaszter	6. klaszter	Átlag
Vállalatok száma	78	25	15	20	138
Részesedés a sokaságból	45%	14%	9%	12%	80%
EÁVA mutató értéke	0,58	-1,18	-0,39	-0,48	
Kockázati mutatók					
Működési tőkeáttétel mutató (DOL)	0,21	6,55	1,35	-2,46	1,10
Pénzügyi tőkeáttétel mutató (DFL)	4,58	3,78	2,30	2,09	3,83
Kombinált tőkeáttétel mutató (DCL)	0,96	24,76	3,11	-5,14	4,21
Árbevétel / Fedezeti árbevétel arány	né ²⁰	1,18	3,86	0,71	11,47
Kamatfedezeti mutató	1,28	1,36	1,77	1,92	1,35
Pénzügyi mutatók					
Általános likviditás	1,30	1,24	1,46	1,27	1,30
Összes eladósodottság (%)	65,03	73,68	50,42	61,52	64,50
Készletezési időszak (nap)	42,25	50,82	57,68	58,02	47,77
Beszedési idő (nap)	70,29	71,62	58,52	84,35	71,29
Működési ciklus (nap)	112,54	122,44	116,20	142,37	119,05
Tartozási idő (nap)	95,18	108,44	86,41	129,83	101,65
Pénzciklus (nap)	17,36	14,00	29,79	12,55	17,41
ROS (%)	4,68	2,97	5,01	4,26	4,35
Összes eszköz forgási sebessége	1,92	1,71	1,62	1,53	1,79
ROA (%)	8,98	5,08	8,11	6,52	7,82
Saját tőke multiplikátor	2,86	3,80	2,02	2,60	2,90
ROE (%)	25,69	19,29	16,36	16,94	22,25
A mutatók átlaghoz viszonyított rangsorának megoszlása	42%	0%	50%	8%	
	33%	33%	17%	17%	
	25%	25%	17%	33%	
	0%	42%	17%	42%	

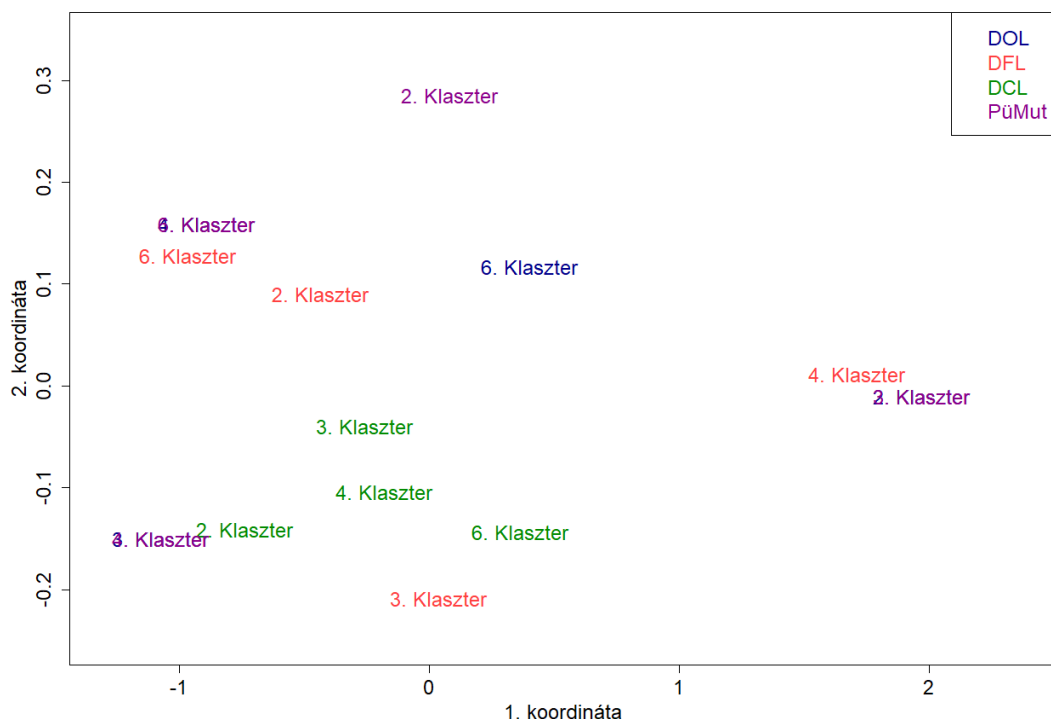
Forrás: Saját számítások alapján

A **10. táblázat** alapján a kockázati mutatókat vizsgálva látható, hogy 2010-ben egyedül a 4. klaszternél van elfogadható szinten a működési kockázat, de a DFL értéke itt is kissé magas. A pénzügyi tőkeáttétel csak a 6. klaszternél kerül a 2-es értékhez közel, ami elég jelentős kockázatot jelent. A 4. klaszter pénzügyi helyzetét vizsgálva megállapítható, hogy a 4. klaszter vállalatai a legkevésbé kockázatosak. Az is látható, hogy 2010-ben a pénzügyi mutatók alapján a vállalatok fele (2. és 4. klaszter: 54%) elfogadható kockázattal, míg a másik

²⁰ nem értelmezhető; negatív értéke sem az árbevételnek, sem a fedezeti árbevételnek nem lehet.

fele magas kockázattal rendelkezik (3. és 6. klaszter: 46%). A 3. klaszter átlagos DCL mutatója nagyon magas (24,76). A legnagyobb kockázatú a 3. klaszter, a legkisebb pedig a 4. klaszter. A DCL mutatója a 2. klaszternek is elfogadható szinten van, de nagyon magas a DFL mutató értéke.

A **4./a-c mellékletek** szóródási mutatóiból látható, hogy a DOL és a DFL esetében a különböző szóródási jellemzők jelentős mértékben lecsökkentek az éves sokasághoz képest. A DCL esetében az összes jellemző vonatkozásában jelentős csökkenés csak a 2. klaszter esetében van, így ez a klaszter tekinthető a legkevésbé kockázatosnak, ami ellentmondásban van a tőkeáttételi mutatókból levonható következtetéssel. A **10. táblázat** szerint a 3. klaszter a legkockázatosabb, amit az EÁVA mutató értéke is alátámaszt. A melléklet alapján nehéz egyértelmű következtetést levonni a klaszterek kockázatosságára. A kétféle vizsgálat alapján nem lehet egyértelműen eldönteni a vizsgált klaszterek kockázat szerinti rangsorát. Az egyes klaszterek közötti eltéréseket a **8. ábra** segítségével mutatom be.



8. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (román vállalatok - 2010)

Forrás: Saját számítás alapján

A **8. ábra** alapján megállapítható, hogy a szóródási jellemzőket tekintve a DOL mutató esetében a 2. klaszter, a DFL mutató esetében a 4. klaszter, a pénzügyi mutatók átlagértékei

esetében pedig a szóródási értékeket tekintve a 3. klaszter nagymértékben eltér a többi klasztertől. Az is látható, hogy a DOL szóródási mutatóinak és a pénzügyi mutatók átlagainak klaszterei 3 esetben átfedik egymást, a probléma az, hogy nem ugyanazok a klaszterek. Ebből csak azt a következtetést lehet levonni, hogy a két klasztercsoportra összességében ugyanazok a távolságok a jellemzők. Az ábrából látható, hogy a DCL szóródási mutató alapján számított távolságok szerinti klaszterek eléggé szoros csoportban vannak. A többi jellemző szerint a klaszterek eléggé távol vannak egymástól. A szóródási mutatók vizsgálata alapján nem lehet egyértelműen eldönteni, melyik klaszter a leginkább eltérő a kockázatok vonatkozásában, az ábra alapján ez jobban megállapítható.

A klaszterezés hatása vizsgálatának az eredménye a 2010-es évre vonatkozóan a **18. mellékletben** található, és abból látható, hogy 2010-ben a variancia mindhárom tőkeáttételi mutató esetében jóval nagyobb, mint a hiba értéke, tehát a klaszterenkénti csoportosításnak van hatása a tőkeáttételi mutatókra. Ebben az évben a klaszterezésnek a legerősebb hatása a DFL-nél van: 81,8-szeres, a legkisebb pedig DCL-nél: 7,6-szeres. Ugyanaz a helyzet alakult ki ebben az évben is, mint 2009-ben, csak a többszöröződés mértéke a DFL esetében kisebb.

2011-ben a DOL és a DFL mutatók szerinti klaszterezés eredménye:

1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
37	15	21	3	3	11	1	3	18	3	55	3

A vizsgált vállalatok 91%-a (157 vállalat) a klaszterezés során 6 tíznél nagyobb elemszámú csoportba (1., 2., 3., 6., 9., 11.) került besorolásra. A sokaságnak a legtöbb - 10 elemnél többet tartalmazó - klaszterbe (6) történő szétosztása ebben az évben történt, a többi évnél 3, illetve 4 klaszter volt értékelhető.

A 2011. év átlagos DCL mutatója 1,8 (**11. táblázat**), ami elfogadható átlagos kockázatot jelent. A DOL átlagos értéke nagyon jó, és a DFL értéke is csak kis mértékben haladja meg az 1,5-ös értéket. A táblázatból azonban látható, hogy a klaszterek között nagyok az eltérések. A kockázati mutatókat megvizsgálva látható, hogy a DOL egyedül a 11. klaszternél van megfelelő szinten, a 2. klaszternél pedig nagyon magas. A DFL ugyanakkor az 1., a 3. és a 9. klasztereknél van elfogadható vagy közel elfogadható szinten. A kombinált tőkeáttételi mutató egyik klaszternél sem mutat megfelelő értéket. 2011-ben a vizsgált pénzügyi mutatók tükrében megállapítható, hogy a vállalatok nem elfogadható kockázati szinten működtek, de a

DCL mutató átlagos értéke több mint 2,43 százalékponttal csökkent. A legnagyobb kockázatiak a 2. és a 11. klaszterek. A **11. táblázatban** alkalmazott színskála alapján az 1. klaszter a legkevésbé kockázatos és a 6. klaszter a legkockázatosabb, amit az EÁVA mutató és a mutatók rangsor megoszlása is alátámaszt.

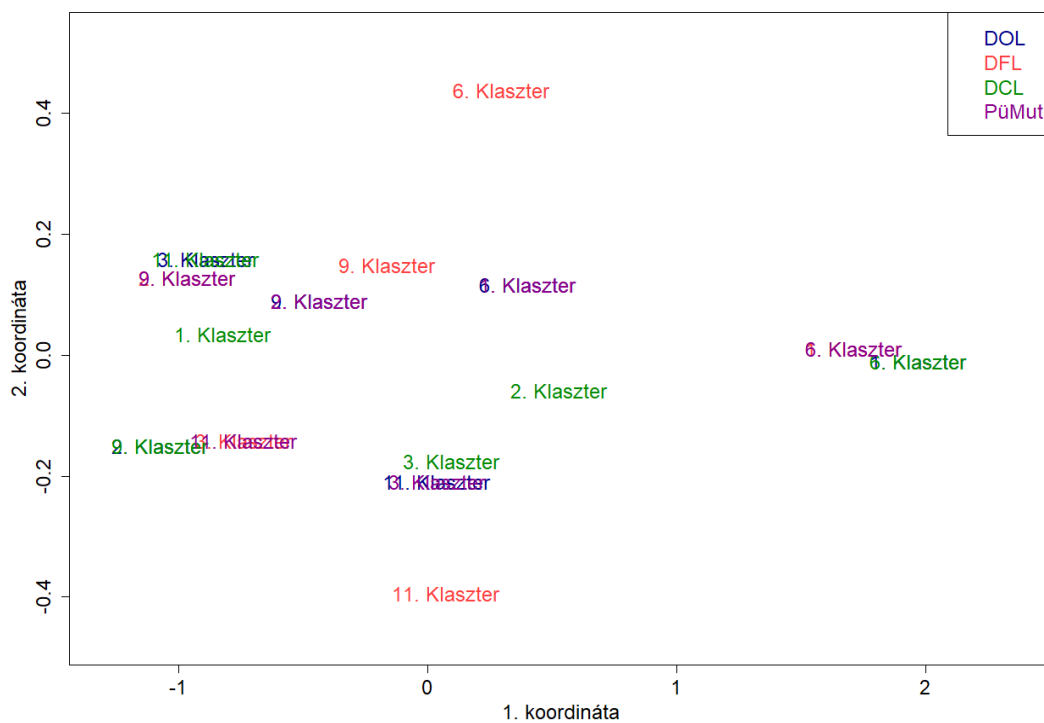
11. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2011-ben

Mutatók	1. klaszter	2. klaszter	3. klaszter	6. klaszter	9. klaszter	11. klaszter	Átlag
Vállalatok száma	37	15	21	11	18	55	157
Részesezés a sokaságból	21%	9%	12%	6%	10%	32%	91%
EÁVA mutató értéke	1,10	-1,25	0,61	-6,01	1,42	0,10	
Kockázati mutatók							
Működési áttétel mutató (DOL)	-0,22	10,64	-1,33	-4,13	-0,90	1,83	1,04
Pénzügyi áttétel mutató (DFL)	0,93	1,80	0,90	0,70	1,12	3,00	1,74
Kombinált tőkeáttétel mutató (DCL)	-0,20	19,15	-1,20	-2,89	-1,01	5,49	1,80
Árbevétel / Fedezeti árbevétel arány	0,18	1,10	0,57	0,81	0,47	2,20	29,29
Kamatfedezeti mutató	-13,29	2,25	-9,00	-2,33	9,33	1,50	2,35
Pénzügyi mutatók							
Általános likviditás	1,47	1,66	1,17	1,69	1,34	1,24	1,37
Összes eladósodottság (%)	62,02	63,65	57,38	68,52	62,64	66,35	63,60
Készletezési időszak (nap)	29,37	55,79	44,96	91,39	28,80	47,52	44,62
Beszedési idő (nap)	60,59	81,52	70,91	79,25	89,40	78,84	74,97
Működési ciklus (nap)	89,95	137,32	115,86	170,63	118,20	126,36	119,59
Tartozási idő (nap)	67,11	89,88	111,58	103,17	102,43	110,60	97,04
Pénzciklus (nap)	22,84	47,44	4,28	67,46	15,77	15,76	22,54
ROS (%)	3,11	3,88	4,10	1,04	4,96	4,06	3,72
Összes eszköz forgási sebessége	2,68	1,99	1,52	1,48	1,89	1,68	1,93
ROA (%)	8,35	7,73	6,23	1,54	9,37	6,82	7,11
Saját tőke multiplikátor	2,63	2,75	2,35	3,18	2,68	2,97	2,77
ROE (%)	21,99	21,28	14,62	4,89	25,08	20,25	19,48
A mutatók átlaghoz viszonyított rangsorának megoszlása	33%	0%	25%	8%	33%	0%	
	42%	25%	17%	0%	0%	17%	
	8%	17%	17%	0%	42%	17%	
	8%	25%	0%	17%	17%	33%	
	8%	33%	25%	0%	0%	33%	
	0%	0%	17%	75%	8%	0%	

Forrás: Saját számítások alapján

A **4./a-c mellékletekből** látható, hogy a szóródási mutatók szerint a 3. és a 6. klaszterek tűnnek kockázatosabbaknak. A további négy klaszter esetében nincs jelentős különbség a szóródási mutatókat illetően. A legkisebb szóródási értékek a 2. klaszternél találhatóak. Ebben az évben is jelentős különbség van a tőkeáttételi mutatók és a szóródási mutatók szerinti kockázat megítélésnél. A **9. ábra** alapján lényegében hasonló megállapításokra lehet következtetni. A különböző jellemzőket figyelembe véve az egyes klaszterek között nagyok

az eltérések (távolságok). Három jellemző szerint (DFL, DCL, pénzügyi mutatók) is a 6. klaszter van a legtávolabb a többitől. A **11. táblázatból** is az látható, hogy a 6. klaszter esetében tartalmazza a színskála a legtöbb piros cellát. Ugyanakkor a többi jellemzők klaszterei viszonylag egymáshoz közelebb helyezkednek el. A legnagyobb távolságok – különösen függőlegesen - a DFL szóródási mutatói vonatkozásában találhatóak.



9. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (román vállalatok - 2011)

Forrás: Saját számítás alapján

A 2011-es évi klaszterezés eredménye a **19. mellékletben** található, és abból látható, hogy a variancia ebben az évben is mindhárom tőkeáttételi mutató esetében nagyobb, mint a hiba értéke, tehát a csoportosításnak van hatása a tőkeáttételi mutatókra. Ebben az évben is a klaszterezés a legerősebb hatása a DFL-nél van: 18-szoros (ami jóval kisebb a korábbi évekhez viszonyítva), a legkisebb a DCL-nél: 1,2-szeres, de a DCL-é sem sokkal nagyobb: 1,9-szeres. 2011-ben mindhárom mutató esetében jóval kisebbek a többszöröződési mértékek. A gyengébb eredmények valószínűleg a **11. táblázatban** is látható magasabb kockázati értékeknek tudhatók be.

A 2012. évi klaszterezés során a vállalatok felosztása a következő:

1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
37	1	10	2	4	82	8	3	6	2	13	5

A tíznél több vállalatot tartalmazó klaszterek (1., 3., 6., 11.) a teljes sokaság 80%-át teszik ki (142 vállalat). A négy klaszter tőkeáttételi és pénzügyi mutatóinak értékei a 12. táblázatban láthatók.

12. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2012-ben

Mutatók	1. klaszter	3. klaszter	6. klaszter	11. klaszter	Átlag
Kockázati mutatók					
Vállalatok száma	37	10	82	13	142
Részesedés a sokaságból	21%	6%	47%	8%	82%
EÁVA mutató értéke	-0,33	-2,87	0,57	-0,44	
Kockázati mutatók					
Működési tőkeáttétel mutató (DOL)	-463,28	106,23	0,75	31,65	-109,90
Pénzügyi tőkeáttétel mutató (DFL)	1,95	1,61	0,74	0,54	1,10
Kombinált tőkeáttétel mutató (DCL)	-903,40	171,03	0,56	17,09	-120,70
Árbevétel / Fedezeti árbevétel arány	1,00	1,01	<i>né</i>	1,03	0,99
Kamatfedezeti mutató	2,05	2,64	-2,85	-1,17	11,18
Pénzügyi mutatók					
Általános likviditás	1,30	1,28	1,42	1,57	1,39
Összes eladósodottság (%)	66,19	68,95	62,67	62,99	64,06
Készletezési időszak (nap)	51,25	72,13	50,83	47,32	52,12
Beszedési idő (nap)	113,19	69,82	86,64	63,37	90,24
Működési ciklus	164,44	141,95	137,47	110,68	142,36
Tartozási idő (nap)	138,06	115,98	104,21	78,99	111,55
Pénzciklus	26,39	25,97	33,26	31,70	30,81
ROS (%)	3,59	0,28	3,81	2,12	3,35
Összes eszköz forgási sebessége	1,43	1,87	1,75	1,82	1,68
ROA (%)	5,16	0,53	6,66	3,86	5,58
Saját tőke multiplikátor	2,96	3,22	2,68	2,70	2,79
ROE (%)	15,25	1,69	17,83	10,43	15,34
A mutatók átlaghoz viszonyított rangsorának megoszlása	0%	17%	42%	42%	
	33%	8%	33%	25%	
	33%	17%	17%	33%	
	33%	58%	8%	0%	

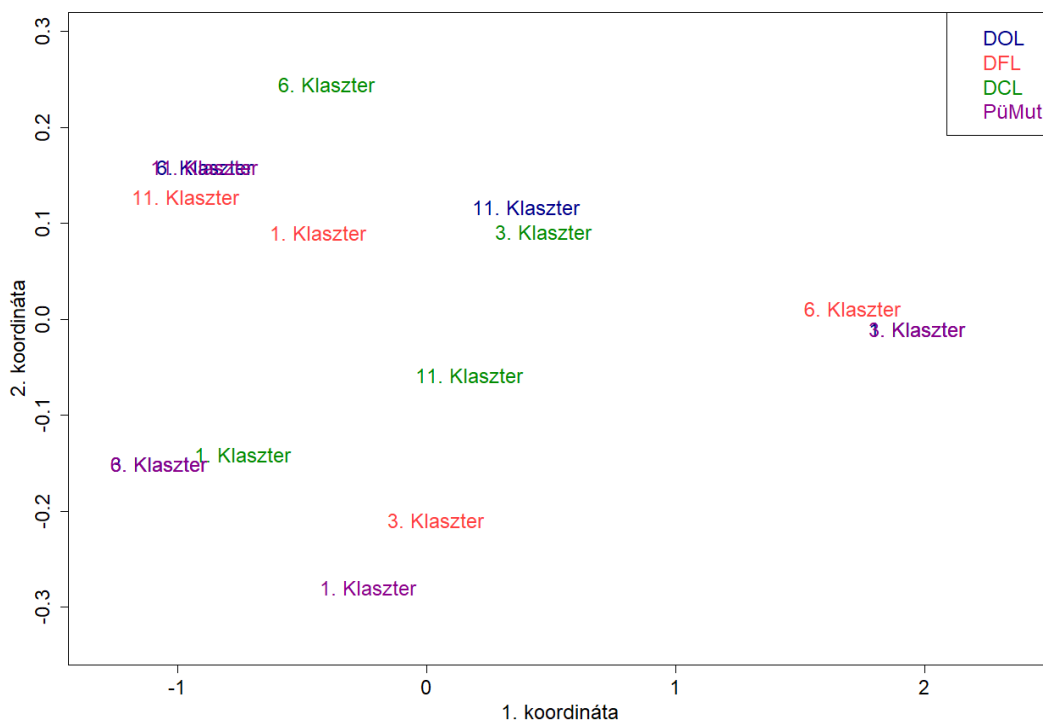
Forrás: Saját számítások alapján

A **12. táblázatból** látható, hogy 2012-ben az átlagos DCL érték nagyon magas abszolútértékű negatív érték (-463,28), amit az okoz, hogy az 1. klaszter DOL értéke (-463,28) és ebből következően a DCL értéke (-903,4) is igen magas abszolút értékű negatív szám. Ezeket az értékeket kiugróan extrém értékeknek lehet tekinteni. Az 1. klaszter DFL értéke is magas, de nem haladja meg a 2-es értéket. Az átlagos DFL érték (1,1) nagyon jónak mondható. A 3. klaszter esetében igen magas pozitív DOL értéket (106,23) láthatunk, ugyanakkor a DFL mutató alig haladja meg az 1,5-ös értéket. A nagyon magas DOL értékek miatt azonban a vállalkozások ebben az évben a 6. klaszter kivételével (ez a legnagyobb elemszámú klaszter) kiemelten kockázatosnak tekinthetők. Elfogadható kockázati szinttel egyik klaszter sem rendelkezik. A 6. klaszter esetében mind a DOL mind a DFL értéke kisebb, mint 1, de mégis ez tekinthető a legalacsonyabb kockázatúnak. A táblázatból látható, hogy a magas, illetve az alacsony működési és/vagy pénzügyi tőkeáttételi fok összekapcsolható a többi vizsgált mutatóval.

2012-ben a **4./a-c melléletekből** leolvasható, hogy a vizsgált négy klaszter esetében a szóródási mutató vonatkozásában az 1. klaszter tekinthető a legjobbnak, a 3. és a 11. klaszterek pedig a legrosszabbaknak. A DCL-nél nagyon magasak a szóródási értékek, de viszonylag magasnak mondhatók a DOL-nál is. Ezek az értékek ellentmondásban vannak a tőkeáttételi mutatók értékeivel. A 4. évhez érve az is látható, hogy évről évre növekedett a vállalatok kockázata, és a legjobb a 2009-es évben volt. Valószínűleg a válság hatása folyamatosan jelent meg a vállalkozásoknál, és az abból következő kockázatokat sem sikerült megfelelően kezelni. Hitelt nem tudtak felvenni, vagy nem kaptak a vállalkozások, ezért inkább a működési kockázatuk növekedett, és azt kevésbé voltak képesek megfelelően kezelni.

A **10. ábra** alapján megállapítható, hogy a pénzügyi mutatók, a DFL és DOL szerinti klaszterek jelentősebben különböznek egymástól, míg a DCL szerinti klaszterek egy szűkebb kört alkotnak. Fontos megjegyezni, hogy ez csak azt jelenti, hogy az adott jellemzők szerint a klaszterek nem különböznek lényegesen. Az elhelyezkedésük semmit sem mond azok jószágáról, de azt jelzik, hogyha nagyobbak a klaszterek közötti távolságok, akkor nagyok az adott jellemző szerinti klaszterenkénti eltérések is, ami valószínűsítheti azok kockázatosságának erősségét.

A 2012-es év klaszterezési eredménye a **20. mellékletben** található, és abból látható, hogy ebben az évben már csak a DFL-re jutó variancia nagyobb, mint a hiba értéke, tehát a klaszterenkénti csoportosításnak csak ennél a mutatónál van hatása. DFL esetében a klaszterezésnek ebben az évben van a legerősebb hatása a többi évhez viszonyítva (145,4-szeres). A DOL és a DCL mutatók esetében a hibához tartozó variancia nagyobb, mint a klaszterhez, mint csoportképző ismérvhez tartozó variancia, DOL-nál 0,65-szoros, a DCL-nél pedig 0,45-szeres. A gyenge eredmények valószínűleg a **12. táblázatban** is látható magas kockázati értékeknek tudhatók be.



10. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (román vállalatok - 2012)

Forrás: Saját számítás alapján

A román KKV-kat vizsgálva, megpróbáltam a kockázatokhoz különböző mércéket és jellemzőket hozzárendelni. A táblázatokból és az ábrákból látható, hogy vannak mérőszámok, amelyek hasonló vagy közel hasonló eredményre vezetnek, ugyanakkor azt is látnunk kell, hogy vannak olyan esetek, amikor egymásnak ellentmondó eredményre jutunk. Ebből az következik – amire a szakirodalomban is vannak utalások -, hogy nagyon nehéz a kockázatot mérni, és többnyire csak többféle mérce felhasználásával lehet arra esélyünk, hogy valós vállalati adatok alapján a kockázatot megfelelően mérni és/vagy feltárni tudjuk.

5.3. A magyar vállalatok k-közép klaszterelemzése

A magyarországi vállalkozások klaszterelemzéséhez 172 hajdú-bihar megyei KKV egyszerűsített éves beszámolóját használtam fel. A k-közép klaszteranalízist 4 évre (2009-2012), szintén két szempont szerint, a DOL és a DFL mutatók szerint végeztem el.

A 2009-es adatok klaszterezése során az egyes csoportokba az alábbi vállalatszámok kerültek:

1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
53	1	60	5	12	2	5	6	2	11	8	7

A korábban megfogalmazott feltételnek négy klaszter felelt meg (1., 3., 5. 10.), amelyek további értékelésre kerültek. A teljes minta 79%-a (136 vállalat) ebben a négy klaszterben található. A klaszterekre kapott pénzügyi mutatók átlagértékeit a **13. táblázatban** mutatom be.

A **13. táblázatból** látható, hogy 2009-ben az átlagos DCL érték 7,08, ami összességében még nem utal túl magas kockázatra, ugyanakkor az egyes klaszterek eléggé különböző értékeket mutatnak. A magas átlagos DCL érték a viszonylag magas átlagos DOL érték miatt jött létre. Az átlagos DFL érték nagyon kedvező pénzügyi kockázatra utal. Az 5. és a 10. klaszterek mutatnak igen jelentős működési kockázatot, és leginkább a 10. klaszter, amelyiknek a DFL értéke negatív. A tőkeáttételi mutatók alapján a legkevésbé kockázatos a 3. klaszter, amelynél mind a DOL mind a DFL elfogadható értéket mutatnak, ez a klaszter tartalmazza a vállalatok több mint az egyharmadát. Az 1. klaszter kockázata sem magas. A DOL értéke elfogadható, a többszöröződés szempontjából kisebb problémát jelez a DFL egynél kisebb értéke, de kockázati szempontból elfogadható. Az EÁVA érték és a rangsor megoszlása megközelítőleg szinkronban van a tőkeáttételi mutatókkal, de a színskálában már van eltérés. A legjobb DOL érték a 3. klaszternél, a legjobb DFL pedig az 5. klaszternél van. A vállalatok közel kétharmada rendelkezik elfogadható, illetve jó kockázati értékkel.

A **6./a-c melléletekből** látható, hogy a teljes sokasághoz képest a középeltérést kivéve, valamennyi szóródási mutató esetében csökkentek a klaszterenkénti értékek, de a csökkenés mértéke elég változatos képet mutat. A szóródási mutatók alapján - mindhárom tőkeáttételi mutatót figyelembe véve - a 10. klaszter a legkockázatosabb. Ez az eredmény szinkronban van a tőkeáttételi mutatókkal is, de a többi jellemzővel már sokkal kevésbé. A szóródási

mutatók alapján az 1. és a 3. klaszter tekinthető a legjobbnak, ami szintén szinkronban van a tőkeáttételi mutatókkal, és viszonylag jó egyezőséget mutat az egyéb jellemzőkkel is. A DCL esetében viszonylag magasabbak a szóródási mutatók értékei.

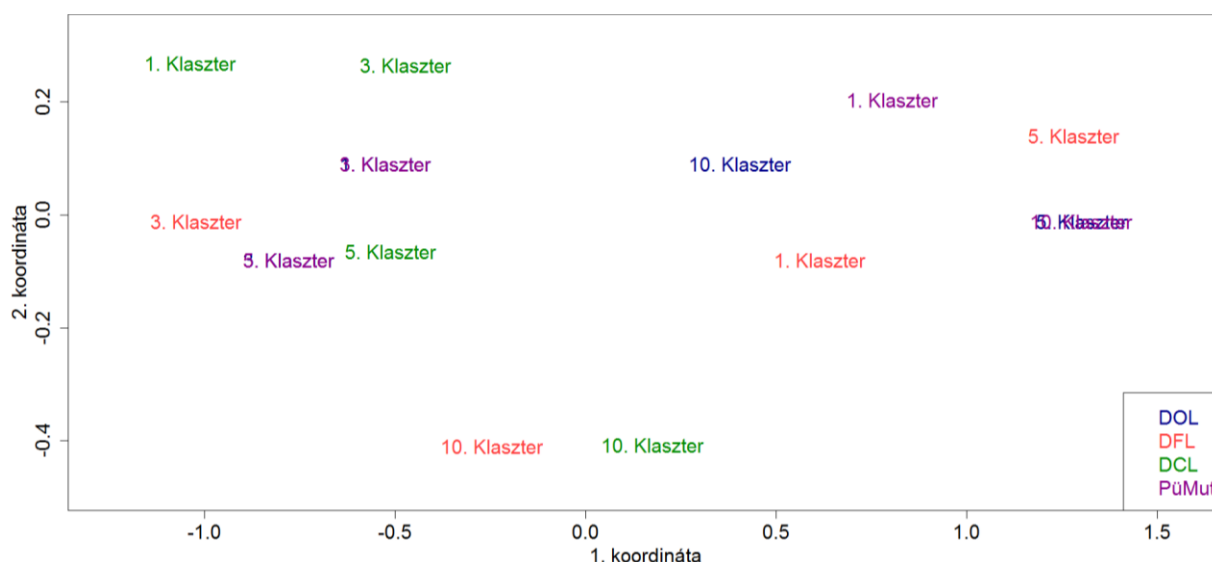
13. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2009-ben

Mutatók	1. klaszter	3. klaszter	5. klaszter	10. klaszter	Átlag
Vállalatok száma	53	60	12	11	136
Részesedés a sokaságból	31%	35%	7%	6%	79%
EÁVA mutató értéke	0,77	3,08	-4,28	0,42	
Kockázati mutatók					
Működési tőkeáttétel mutató (DOL)	5,33	1,62	21,23	29,87	7,08
Pénzügyi tőkeáttétel mutató (DFL)	0,97	1,43	1,27	-1,46	1,00
Kombinált tőkeáttétel mutató (DCL)	5,17	2,32	26,96	-43,61	7,08
Árbevétel / Fedezeti árbevétel arány	1,23	2,61	1,05	1,03	1,16
Kamatfedezeti mutató	-32,33	3,33	4,70	0,59	-10,67
Pénzügyi mutatók					
Általános likviditás	1,89	1,68	1,19	1,48	1,56
Összes eladósodottság (%)	34,36	38,71	45,92	49,50	42,12
Készletezési idő (nap)	88,67	82,01	69,87	45,14	71,42
Beszedési idő (nap)	61,13	80,29	40,55	25,35	51,83
Működési ciklus (nap)	149,8	162,30	110,43	70,49	123,25
Tartozási idő (nap)	91,27	115,78	115,48	60,49	95,75
Pénzciklus (nap)	58,53	46,52	-5,05	10,00	27,50
ROS (Marginális jövedelem %)	4,38	5,96	-1,54	0,49	2,32
Összes eszköz forgási sebessége	0,95	0,99	0,79	2,34	1,27
ROA (Eszközök hozama %)	4,18	5,93	-1,21	1,14	2,51
Saját tőke multiplikátor	1,59	1,69	2,67	2,06	2,00
ROE (Saját tőke hozama %)	6,63	10,05	-3,24	2,34	3,94
A mutatók átlaghoz viszonyított rangsorának megoszlása	25%	25%	8%	42%	
	33%	33%	25%	8%	
	25%	17%	17%	42%	
	17%	25%	50%	8%	

Forrás: Saját számítások alapján

A többdimenziós skálázással kapott **11. ábrából** látható, hogy a különböző jellemzők elég nagy klaszterenkénti eltérést mutatnak. Legkisebb távolságot a DCL mutató szóródási mutatói mutatják, míg a legnagyobb eltérések a DFL mutató szóródási értékei alapján tapasztalhatók. Az eredmények nincsenek szinkronban a **13. táblázatban** látható tőkeáttételi mutatók értékeivel.

A 2009-es év klaszterezési az eredménye a **21. mellékletben** található, amelyből látható, hogy ebben az évben mindegyik tőkeáttételi mutató esetében, különböző mértékben, de jelentős eltérés van a klaszter, mint csoportosítási tényező varianciája és a maradék variancia között. Legnagyobb mértékű eltérés a DOL-nál van (205,6-szeres), a legkisebb pedig a DCL-nél (4,1-szeres). Tehát a magyar vállalatoknál is hasonló hatása van a klaszterezésnek, mint az a román vállalatoknál látható volt.



11. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatói alapján (magyar vállalatok - 2009)

Forrás: Saját számítás alapján

A 2010-es év klaszterezése során az alábbi csoportok alakultak ki:

1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
1	2	20	2	15	2	1	55	5	4	8	57

2010-ben, négy (3., 5., 8., 12.), 10 vállalatnál többet tartalmazó csoport jött létre, amelyekben a teljes sokaság 85%-a (147 vállalat) került besorolásra.

A **14. táblázatból** látható, hogy 2010 átlagos DCL értéke 21,94, ami nagyon magas kockázatot jelent. Az egyes klaszterek eléggé különböző értéket mutatnak, különösen a DOL esetében. A 3. klaszter DOL értéke nagyon magas extrém érték (173,82). Egyedül a 12. klaszter tőkeáttételi fok mutató értékei az elfogadhatóak, és mind a DOL mind a DFL nagyon jó értéket mutatnak, amit alátámasztanak az Árbevétel / Fedezeti árbevétel és a Kamatfedezeti mutatók is. A 12. klaszternél van az EÁVA mutatónak is a legmagasabb értéke. Ugyanakkor a

színskála és a rangsor megoszlás jellemzők már kisebb egyezőséget mutatnak. Annak ellenére, hogy a pénzügyi tőkeáttétel sem mondható jónak a 3. és az 5. klaszterek esetében, az igazán nagy gond a működési tőkeáttétellel van. Összességében a 2010-es mintában szereplő magyar vállalkozásokra többnyire viszonylag magas kockázat jellemző.

14. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2010-ben

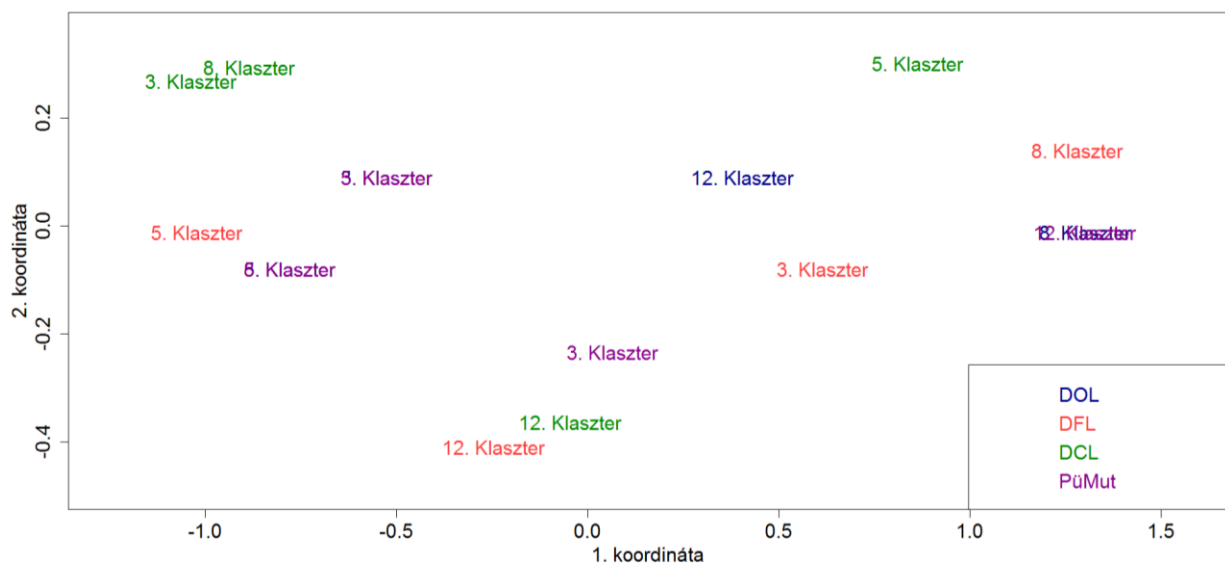
Mutatók	3. klaszter	5. klaszter	8. klaszter	12. klaszter	Átlag
Vállalatok száma	20	15	55	57	147
Részesedés a sokaságból	12%	9%	32%	33%	85%
EÁVA mutató értéke	-0,56	0,32	-1,32	1,58	
Kockázati mutatók					
Működési tőkeáttétel mutató (DOL)	173,82	-3,77	-0,74	2,19	23,84
Pénzügyi tőkeáttétel mutató (DFL)	-0,16	-0,10	1,26	1,24	0,92
Kombinált tőkeáttétel mutató (DCL)	-27,81	0,38	-0,93	2,72	21,94
Árbevétel / Fedezeti árbevétel arány	1,01	0,79	0,43	1,84	1,04
Kamatfedezeti mutató	0,14	0,09	4,85	5,17	3,84
Pénzügyi mutatók					
Általános likviditás	1,14	3,02	1,50	1,67	1,83
Összes eladósodottság (%)	53,64	20,19	37,00	42,64	38,37
Készletezési idő (nap)	43,87	75,15	76,02	70,86	66,48
Beszedési idő (nap)	34,28	51,82	78,12	70,66	58,72
Működési ciklus (nap)	78,15	126,96	154,14	141,53	125,20
Tartozási idő (nap)	80,71	60,48	123,00	112,00	94,05
Pénzciklus (nap)	-2,56	66,48	31,14	29,53	31,15
ROS (Marginális jövedelem %)	0,58	5,21	4,43	5,49	3,93
Összes eszköz forgási sebessége	2,07	1,08	0,73	1,33	1,30
ROA (Eszközök hozama %)	1,20	5,64	3,24	7,32	4,35
Saját tőke multiplikátor	2,23	1,26	1,80	1,95	1,81
ROE (Saját tőke hozama %)	2,68	7,12	5,83	14,26	7,47
A mutatók átlaghoz viszonyított rangsorának megoszlása	42%	33%	0%	25%	
	8%	42%	17%	33%	
	0%	17%	42%	42%	
	50%	8%	42%	0%	

Forrás: Saját számítások alapján

A **6./a-c mellékletek** alapján azt lehet megállapítani, hogy a klaszterenkénti szóródási mutatók egyetlen kivétellel (5. klaszter – Középtérés) minden esetben – többnyire jelentős mértékben – kisebbek a teljes sokaság szóródási mutatóinál. A szóródási mutatók alapján

legkevésbé kockázatosnak a 12. klaszter látszik, és leginkább kockázatosnak pedig a 3. klaszter. Az eredmények szinkronban vannak a tőkeáttételi mutatókkal, de az egyéb jellemzőkkel már nem egyértelmű az egyezés. A 8. klaszter kevésbé kockázatos, mint az 5. klaszter, ami sok hasonlóságot mutat a tőkeáttételi mutatókkal.

A **12. ábrán** látható a többdimenziós skálázás eredménye, amelyből látszódik, hogy az összes jellemző esetében elég nagyok a különbségek a klaszterek között. Ebben az évben a legkisebb különbség DCL mutató klaszterenkénti szóródási értékei között van, a 3., az 5. és a 8. klaszterek szinte egy pontban vannak, csak a 12. klaszter tér el kisebb mértékben. A DCL mutató klaszterenkénti szóródási értékei már távolabb vannak egymástól, de a másik két (DFL és pénzügyi mutatók) jellemzőhöz képest közelebb. Az objektumok elhelyezkedéséből látható, hogy a **12. ábra** nincs szinkronban a **14. táblázatban** található tőkeáttételi mutatókkal.



12. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (magyar vállalatok - 2010)

Forrás: Saját számítás alapján

A 2010-re vonatkozó klaszterezés eredménye a **22. mellékletben** látható, amelyből megállapítható, hogy ebben az évben, a DCL-t kivéve, a másik két tőkeáttételi mutató esetében nagyon jelentős eltérés van a csoportosítási tényező varianciája és a maradék variancia között. 2009-hez képest különösen magas az eltérés a DFL mutató esetében (26,4 – 87,9). Legnagyobb mértékű eltérés a DOL-nál van (275,6-szeres), a legkisebb pedig a DCL-

nél (4-szeres). Tehát ebben az évben is kimutatható a klaszterezés hatása a tőkeáttételi mutatókra vonatkozóan.

2011-ben a vizsgált vállalatok az alábbi klaszterekbe kerültek elhelyezésre:

1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
13	36	6	19	56	8	2	5	2	4	14	7

Az öt klaszterbe (1., 2., 4., 5., 11.) összesen 138 vállalkozás került, amelyek a teljes sokaság 80%-át teszik ki. Az elemzésre kiválasztott öt csoport mutatóit az **15. táblázatban** mutatom be.

A **15. táblázat** alapján elmondható, hogy a vizsgált magyar vállalkozások kockázata 2011-ben összességében elfogadható szinten volt (átlagos DCL – 7,65). A legkisebb kockázata az 5. klaszternek van, amelynél a tőkeáttételi mutatók nagyon jó értéket mutatnak, és ebben a klaszterben van a vállalatok egyharmada. A 2. klaszter esetében a DFL érték kicsit magas, de összességében még ez a klaszter is elfogadható szinten van. A két klaszter a sokaság adatainak több mint 50%-át teszi ki. Elfogadhatónak tekinthető az 1. klaszter is, de itt már a DOL kicsit magasabb. Az EÁVA mutató nincsen szinkronban a tőkeáttételi mutatókkal. Kicsit jobb egyezés van a színskála és a tőkeáttételi mutatók között. Összességében elmondható, hogy 2011-ben a vizsgált vállalatok egy részénél (27%) a működési kockázat okoz jelentősebb gondokat. A pénzügyi kockázat vonatkozásában azt lehet megállapítani, hogy a vállalatok nagy része (49%) jó kockázati szint mellett működik, de a 2. klaszter DFL értéke sem haladja meg a 2-es értéket. A pénzügyi kockázatot tekintve a 4. klaszter nevezhető igazán kockázatosnak, de az sem kiugró mértékben.

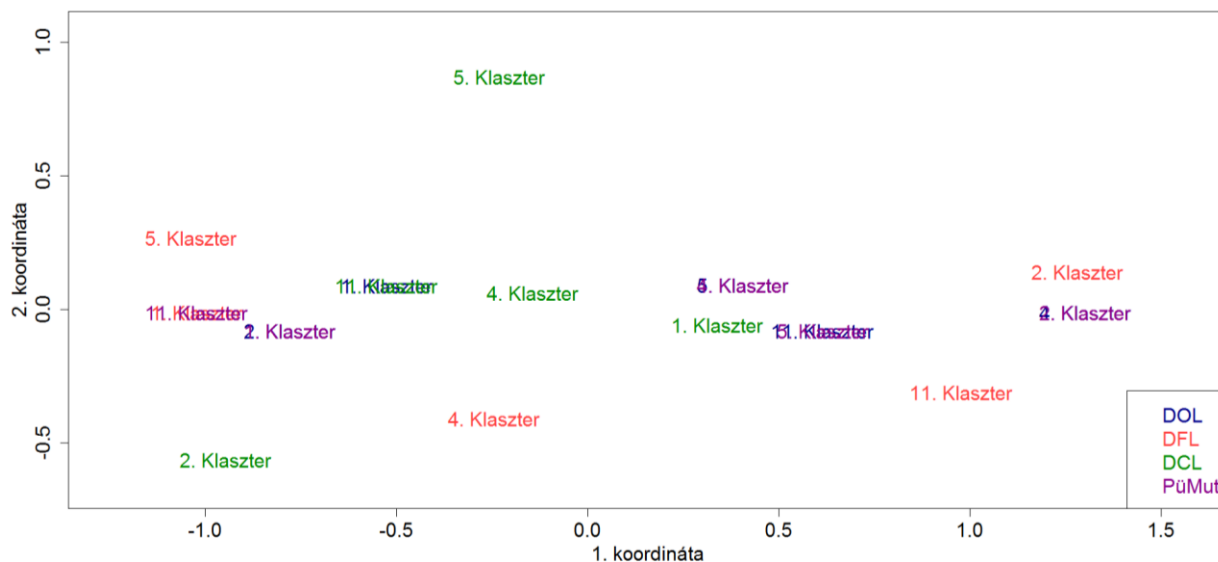
A **13. ábrából** látható, hogy a többdimenziós skálázás szerint a vízszintes távolságok (1. koordináta) elég jelentősnek mondhatók. A függőleges távolság (2. koordináta) a DOL és a pénzügyi mutatók között viszonylag kicsi. Függőlegesen legjobban a DCL mutatói térnek el leginkább, és esetükben elég nagy a vízszintes eltérés is. A legnagyobb távolságok ebben az évben is a DFL mutató szóródási értékei között van.

15. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2011-ben

Mutatók	1. klaszter	2. klaszter	4. klaszter	5. klaszter	11. klaszter	Átlag
Vállalatok száma	13	36	19	56	14	138
Részesedés a sokaságból	8%	21%	11%	33%	8%	80%
EÁVA mutató értéke	1,31	-1,27	-0,53	-1,53	-1,05	
Kockázati mutatók						
Működési tőkeáttétel mutató (DOL)	4,69	1,61	16,45	1,89	9,08	4,81
Pénzügyi tőkeáttétel mutató (DFL)	1,02	1,77	2,8	1,28	1,29	1,59
Kombinált tőkeáttétel mutató (DCL)	4,78	2,85	46,06	2,42	11,71	7,65
Árbevétel / Fedezeti árbevétel arány	1,27	2,64	1,06	2,12	1,12	1,26
Kamatfedezeti mutató	51,00	2,30	1,56	4,57	4,45	2,68
Pénzügyi mutatók						
Általános likviditás	1,92	2,03	1,07	1,8	2,64	1,89
Összes eladósodottság (%)	37,17	36,61	39,62	38,1	25,83	35,47
Készletezési idő (nap)	30,24	49,65	109,05	70,13	101,71	72,16
Beszedési idő (nap)	61,22	56,06	46,74	57,04	74,98	59,21
Működési ciklus (nap)	91,46	105,71	155,78	127,17	176,68	131,36
Tartozási idő (nap)	56,26	64,84	176,1	81,11	74,39	90,54
Pénzciklus (nap)	35,2	40,87	-20,32	46,06	102,29	40,82
ROS (Marginális jövedelem %)	4,51	2,53	7,86	9,76	10,66	7,06
Összes eszköz forgási sebessége	2,09	1,42	0,39	1,33	1	1,25
ROA (Eszközök hozama %)	9,44	3,61	3,05	12,99	10,71	7,96
Saját tőke multiplikátor	1,63	1,8	2,16	1,69	1,36	1,73
ROE (Saját tőke hozama %)	15,36	6,51	6,59	21,96	14,53	12,99
A mutatók átlaghoz viszonyított rangsorának megoszlása	33,33%	0,00%	16,67%	16,67%	33,33%	
	25,00%	58,33%	0,00%	8,33%	8,33%	
	25,00%	8,33%	8,33%	41,67%	16,67%	
	16,67%	25,00%	8,33%	33,33%	16,67%	
	0,00%	8,33%	66,67%	0,00%	25,00%	

Forrás: Saját számítások alapján

A klaszterezési hatás vizsgálatának az eredménye a 2011-re vonatkozóan a **23. mellékletben** látható, amelyből megállapítható, hogy ebben az évben, a DCL-t kivéve, a másik két tőkeáttételi mutató esetében jelentős eltérés van a csoportosítási tényező varianciája és a maradék variancia között. A DCL mutató esetében viszont a maradék tag (a hiba) a nagyobb, tehát ebben az esetben a klaszterezés hatása nem mutatható ki (0,51).



13. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (magyar vállalatok - 2011)

Forrás: Saját számítás alapján

Az előző évekhez képest a DOL (169,22) és a DFL (9,41) variancia arány is csökkent. Különösen jelentős a csökkenés a DFL esetében. Ebben az évben is kimutatható a klaszterezés hatása a DOL és a DFL mutatók vonatkozásában.

A 2012-ben a tőkeáttételi mutatók szerinti klaszterezés a következő vállalati megoszlást adta:

1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
2	34	7	9	2	1	20	16	4	10	63	4

2012-ben öt olyan klaszter (2., 7., 8., 10., 11.) jött létre, amelyben 10-nél több vállalat található. Ezekbe a klaszterekbe 143 vállalat került, ami vizsgált sokaság a 83%-át teszi ki. Az öt klaszter pénzügyi mutatói a **16. táblázatban** kerülnek bemutatásra.

A **16. táblázat** alapján elmondható, hogy a vizsgálatban szereplő magyar vállalkozások kockázata 2012-ben összességében eléggé problémásnak tekinthető. Ugyan az átlagos DCL érték elfogadható szintet mutat, de ez az eredmény negatív értékű DOL-ból és DFL-ből keletkezett. A táblázatból az is látható, hogy elfogadható DCL mutató csak a 11. klaszternél található, de az is negatív DOL-ból és DFL-ből jött létre, tehát valójában az sem elfogadható.

A DFL mutató jó lenne a 7. és a 10. klaszterek esetében, de a DOL mutató mindkét klaszternél eléggé rossz. Jó DOL mutató csak a 8. klaszternél található, de annál pedig a DFL

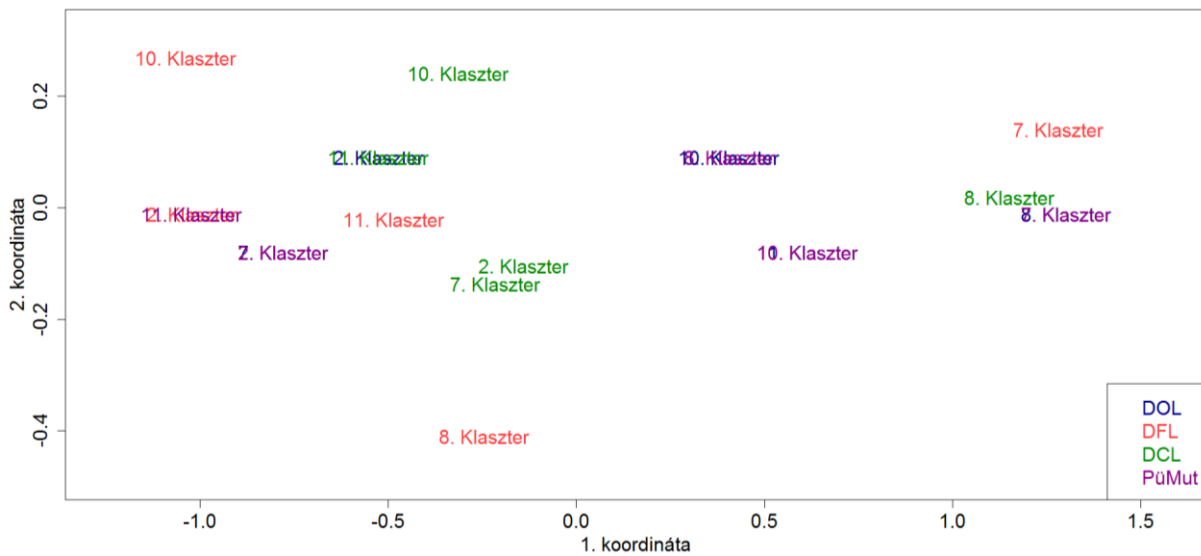
értéke magas. Összességében az állapítható meg, hogy 2012-ben minden klaszter eléggé kockázatosnak tekinthető, ami azt is jelenti, hogy a vállalatok is eléggé kockázatosak. Ebben az évben sem az EÁVA mutató, sem a színskála nem tükrözi megfelelően vissza a tőkeáttételi mutatók által reprezentált kockázatot. Összegzésként elmondható, hogy 2012-ben mind a működési mind a pénzügyi kockázat eléggé jelentős mértékben volt jelen a vizsgált vállalatoknál.

16. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2012-ben

Pénzügyi mutatók	2. klaszter	7. klaszter	8. klaszter	10. klaszter	11. klaszter	Átlag
Vállalatok száma	34	20	16	10	63	143
Részesedés a sokaságból	20%	12%	9%	6%	37%	83%
EÁVA mutató értéke	-2,02	-0,04	0,60	0,31	1,14	
Kockázati mutatók						
Működési tőkeáttétel mutató (DOL)	-1,30	19,93	1,59	-47,70	-0,09	-0,72
Pénzügyi tőkeáttétel mutató (DFL)	0,98	1,19	3,63	1,02	-19,91	-7,89
Kombinált tőkeáttétel mutató (DCL)	-1,27	23,72	5,77	-48,65	1,79	5,68
Árbevétel / Fedezeti árbevétel arány	0,57	1,05	2,69	0,98	0,08	0,42
Kamatfedezeti mutató	-49,00	6,26	1,38	51,00	0,95	-6,63
Pénzügyi mutatók						
Általános likviditás	2,09	2,08	2,19	1,44	2,19	2,00
Összes eladósodottság (%)	31,21	28,43	25,53	45,52	31,75	32,49
Készletezési idő (nap)	91,64	58,81	53,81	39,3	88,40	66,39
Beszedési idő (nap)	73,59	48,02	45,31	22,17	57,75	49,37
Működési ciklus	165,23	106,83	99,12	61,47	146,15	115,76
Tartozási idő (nap)	83,84	68,29	57,88	55,95	83,69	69,93
Pénzciklus	81,4	38,54	41,24	5,53	62,46	45,83
ROS (Marginális jövedelem %)	6,14	7,98	5,47	1,09	11,82	6,50
Összes eszköz forgási sebessége	1,12	0,73	1,34	2,70	1,00	1,38
ROA (Eszközök hozama %)	6,88	5,81	7,33	2,94	11,81	6,95
Saját tőke multiplikátor	1,51	1,79	1,37	1,89	1,50	1,61
ROE (Saját tőke hozama %)	10,36	10,37	10,01	5,54	17,70	10,8
A mutatók átlaghoz viszonyított rangsorának megoszlása	0,00%	0,00%	16,67%	50,00%	33,33%	
	0,00%	33,33%	58,33%	0,00%	8,33%	
	58,33%	33,33%	8,33%	0,00%	0,00%	
	0,00%	25,00%	16,67%	0,00%	58,33%	
	41,67%	8,33%	0,00%	50,00%	0,00%	

Forrás: Saját számítások alapján

A **8./a-c mellékletek** alapján az állapítható meg, hogy az egyes klaszterek szóródási együtthatói kisebbek, mint a teljes sokaságé, ettől eltérés 4 esetben van, a DOL 10., a DFL 2. és 11., a DCL 6. klasztereknél. Az is látható, hogy a szóródási mutatók alapján a legkevésbé kockázatos a 11. klaszter, a legkockázatosabb pedig a 7. klaszter. A szóródási mutatók alapján a következő sorrend alakítható ki: 11. – 10. – 8. – 2. – 7., amely sorrend jelentősen eltér a tőkeáttételi mutatók által mutatott rangsortól, valamint a többi jellemzőétől is.



14. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (magyar vállalatok - 2012)

Forrás: Saját számítás alapján

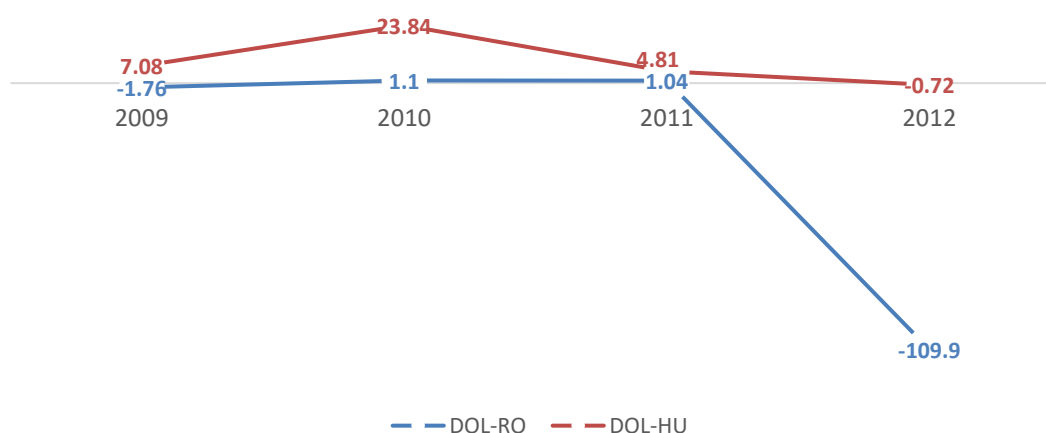
A **14. ábra** azt mutatja, hogy a szóródási mutatók és a pénzügyi mutatók alapján az egyes klaszterek jelentős mértékben különböznek egymástól. Függetlenül (2. koordináta) a DCL mutató szóródási mutatói, valamint a pénzügyi mutatók átlagai alapján vannak a legközelebb a klaszterek. A vízszintes távolság a DCL esetében a legkisebb.

A klaszterezési hatás vizsgálatának az eredménye 2012-re vonatkozóan a **24. mellékletben** látható, amelyből megállapítható, hogy ebben az évben is, a DCL-t kivéve, a másik két tőkeáttételi mutató esetében jelentős eltérés van a csoportosítási tényező varianciája és a maradék (hiba) variancia között. A DCL mutató esetében viszont a maradék tag (a hiba) a nagyobb, tehát ebben az esetben a klaszterezés hatása nem haladja meg a hiba hatását (0,27). Az előző évekhez hasonlóan a DOL magas különbséget mutat (202,5) és a DFL is jelentős különbséget jelez (22,27). Ebben az évben is kimutatható a klaszterezés hatása a DOL és a DFL mutatók vonatkozásában.

Ebben a fejezetben – az előző fejezethez hasonlóan –, a magyar KKV-kat vizsgálva, megpróbáltam a kockázatokhoz különböző mércéket és jellemzőket hozzárendelni. A táblázatokból és az ábrákból látható, hogy vannak mérőszámok, amelyek hasonló vagy közel hasonló eredményre vezetnek, ugyanakkor azt is látnunk kell, hogy vannak olyan esetek, amikor egymásnak ellentmondó eredményre jutunk. Ebből az következik – ami a szakirodalomban is vannak utalások –, hogy nagyon nehéz a kockázatot mérni, és többnyire csak többféle mérce felhasználásával lehet arra esélyünk, hogy valós vállalati adatok alapján a kockázatot megfelelően mérni és/vagy feltárni tudjuk. Tehát mind a román mind a magyar adatok alapján ugyanarra a következtetésre juthatunk. Ugyanakkor az is megállapítható, hogy a magyar vállalkozások valamelyest kockázatosabb képet mutatnak, mint a románok, de ezzel részletesebben a következő fejezetben foglalkozok.

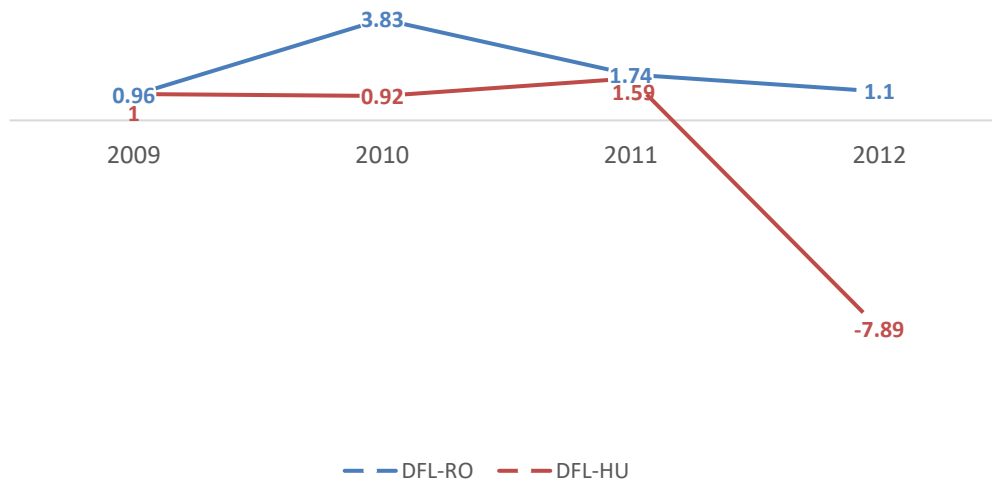
5.4. A román és a magyar vállalatok kockázatának összehasonlító vizsgálata

Az elemzés négy évében, a DOL szerint, a magyar vállalatok viszonylag kockázatosabbak a román vállalatokkal szemben (**15. ábra**). 2012-es évben a román vállalatoknál a DOL abszolút értéke jóval nagyobb, így sokkal magasabb működési kockázatra utal. A DFL mutató vonatkozásában, a 2009-es év kivételével, a román vállalati minta alapján képzett átlagértékek nagyobb pénzügyi kockázatot mutatnak (**16. ábra**). A két ábra alapján megállapítható, hogy a működési kockázat a magyar vállalatoknál volt magasabb, míg a pénzügyi a románoknál.



15. ábra: A román és magyar vállalatok DOL mutató átlagértékeinek alakulása (2009-2012)

Forrás: Saját számítás alapján



16. ábra: A román és magyar vállalatok DFL mutató átlagértékeinek alakulása (2009-2012)

Forrás: Saját számítás alapján

A vizsgált vállalatok DFL mutatói esetében, látható, hogy az elemzett időszakban, a román vállalatokra magasabb pénzügyi kockázat jellemző. A mutató alakulását illetően megállapítható, hogy a román vállalatoknak átlagosan, 2010-ben kellett szembenézniük a legmagasabb pénzügyi kockázattal, ami a következő években csökkent. A magyar vállalatoknál 2011-re növekedett meg jobban a pénzügyi kockázat, majd 2012-re jelentős csökkenés figyelhető meg. Abszolút értékben (7,89) ez elég jelentős, ami jelzi a magyar vállalatok pénzügyi gondjait. Ez arra enged következtetni, hogy a magasabb eladósodottság által is megjelent válság negatív következménye, ami a magyar vállalkozások esetében egy évvel később jelentkezett.

Az országokat kategórikus változónak (faktoroknak) tekintve többszörös varianciánálisis²¹ segítségével megvizsgáltam, hogy az egyes években van-e szignifikáns különbség a két ország között a DOL, a DFL és a DCL értékek vonatkozásában. Ezzel a vizsgálattal a **15.** és a **16. ábrán** látható eltéréseket támasztom alá statisztikailag. A **17. táblázatból** látható, hogy a DOL esetében különbség az egyes években nem mutatható ki, a DFL esetében egyedül 2009-ben mutatható ki szignifikáns különbség, de az is meghaladja az 5%-t, a DCL esetében szintén nincsen szignifikáns különbség.

²¹ R statisztikai rendszer MANOVA.RM csomag manova eljárása.

17. táblázat: A román és magyar vállalkozások tőkeáttételi mutatóira az országhatás vizsgálatára végzett többszörös variancia-analízis eredménye

Tőkeáttételi mutatók	Évek	F-róba szignifikancia szint
DOL, DFL, DCL együtt	2009	22,58%
	2010	84,71%
	2011	36,88%
	2012	46,22%
DOL	2009	57,38%
	2010	85,61%
	2011	21,93%
	2012	77,96%
DFL	2009	6,87%
	2010	39,14%
	2011	72,02%
	2012	78,17%
DCL	2009	31,91%
	2010	83,84%
	2011	60,39%
	2012	29,91%

Forrás: Saját számítás alapján

Többszintű regresszió segítségével, megvizsgáltam külön-külön az ország- és klaszterhatást a három tőkeáttételi mutatóra, mind a négy évre vonatkozóan, aminek az eredményeit a **18. táblázatban** mutatom be. A táblázat alapján megállapítható, hogy két kivétellel, mindhárom mutatónál, a vizsgált években a varianciának jelentősebb részét a klaszterhatás képezi. A **18. táblázatból** az is jól látható, hogy a legtöbb esetben az összvariancia nagyobb része az országhatásra, valamint a klaszterhatásra koncentrálódik.

A 2012-es évben mind a DOL, mind a DCL mutatónál a hiba értéke meghaladja az országhatásra, valamint a klaszterhatásra eső variancia értékét. A DCL mutató esetében 2011-es évben is a hibatarag értéke meghaladja a 20%-ot. Összességében elmondható, hogy a DFL mutatónál, a vizsgálat mindegyik évében, a többi két mutatónál pedig 2012-es év kivételével, a klaszterhatás a legjelentősebb.

18. táblázat: A román és magyar vállalkozások tőkeáttételi mutatóira végzett többszintű regresszió eredménye

Tőkeáttételi mutatók	Évek	Országhatás	Klaszterhatás	Hiba
Működési tőkeáttétel mutató (DOL)	2009	38,74%	60,18%	1,08%
	2010	33,98%	65,23%	0,79%
	2011	45,33%	48,39%	6,28%
	2012	22,10%	36,04%	41,86%
Pénzügyi tőkeáttétel mutató (DFL)	2009	30,49%	68,77%	0,74%
	2010	23,03%	76,71%	0,26%
	2011	24,04%	73,51%	2,44%
	2012	18,77%	80,59%	0,68%
Kombinált tőkeáttétel mutató (DCL)	2009	44,24%	49,98%	5,78%
	2010	22,52%	69,64%	7,84%
	2011	5,34%	72,80%	21,87%
	2012	0,21%	49,76%	50,03%

Forrás: Saját számítások alapján

5.5. A román és magyar vállalatok működési és pénzügyi kockázatának összehasonlító vizsgálata panel regresszió felhasználásával

Az általános statisztikai jellemzők alfejezetben látható, hogy az alapadatokból kiszámolt pénzügyi mutatókat jelentős mértékű heterogenitás jellemzi mindkét ország esetében, ezért a mutatók átlagértékei nem használhatók a minta érdemi jellemzésére. A magas relatív szórás, illetve a legtöbb mutatónál látható nagy terjedelem egyértelműen jelzi az adatok nagymértékű térbeli inhomogenitását. A **11.** és a **12. mellékletekben** bemutatott kétmintás t-próba eredményei alapján elmondható, hogy néhány kivétellel, a két ország vizsgált vállalataira nemcsak térbeli, de erős időbeli heterogenitás is jellemző, ami nagymértékű változékonyságot és egyben kockázatoságot jelent.

Az alapadatokból kiszámolt két kockázati mérőszám (DOL, DFL) és a pénzügyi mutatók között nem találtam megfelelő szorosságú összefüggést, ezért új módszerrel próbálkoztam. A nagymértékű térbeli és időbeli heterogenitás kiküszöbölésére elvégeztem az alapadatok alapján kiszámolt kockázati és pénzügyi mutatók decilisekre való felosztását. A decilisekre osztással lényegében homogénebb csoportok jöttek létre, amelyek esetében a vállalati

kockázati mutatók értékei (DOL, DFL) összefüggésbe hozhatók a kiszámolt pénzügyi mutatókkal.

A decilisekre való felosztást követően, lineáris regresszió-számítást lefuttatva, egyértelművé vált, hogy a két (DOL, DFL) kockázati mércéhez, a kiszámolt pénzügyi mutatószámok közül, tudunk rendelni megfelelő magyarázó erővel bíró változókat. Az alapadatok esetében (román: 173 vállalat, magyar: 172 vállalat) a DOL-ra és a DFL-re lefuttatott panelregressziós modellekkel szemben, a decilisekre való felosztásnál más mutatókra alapoztam. Mivel az első körben lefuttatott panelregresszió együtthatói nagyon gyenge kapcsolatot mutattak a függő (DOL, DFL) változók és a pénzügyi mutatók között, a második esetben a decilisekre történő felosztáson kívül fontosnak tartottam az addig felhasznált pénzügyi mutatók számának a bővítését is olyan mutatókkal, amelyek tartalmuk szerint összefüggésbe hozhatók a függő változókkal. Ennek eredményeként, a bővített független változóval lefuttatott panelregresszió eredményei sokkal szorosabb összefüggésre utaltak a két áttételi fok és az egyes mutatók között. Ezzel nagy valószínűséggel alátámasztható a 3-as számú hipotézis, ami szerint: „létrehozhatók olyan homogénebb csoportok, amelyek keretében a vállalati kockázati mutatók értékei pénzügyi mutatókkal alátámaszthatók”.

A működési (DOL) és pénzügyi tőkeáttétel (DFL) valamint, a kiszámított pénzügyi mutatók közötti kapcsolat vizsgálatára panelregressziót alkalmaztam. A két szomszédos ország 4 éves vállalati adatait felhasználva, lefuttattam a rögzített, valamint a véletlen hatású panelregressziót. A panelregresszió alkalmazása során a kollinearitást mutató változók a varianciainflációs módszer alkalmazásával kiszűrésre kerültek, ezért országonként és függő változónként (DOL, DFL) lehetnek eltérések a változóknak, de az egyes transzformációkat (Swamy-Arora, Amemiya's) tekintve már nincsenek ilyenek. Az előfordult, hogy esetenként más transzformációt használtam, mert az adta a jobb eredményt. A létrejött különböző (rögzített-véletlen hatás; egyirányú-kétirányú; Swamy-Arora-Amemiya transzformáció) modellváltozatok eredményeinek összevetését a Hausman-tesztre építettem.

A panel-adatelemzés erősségei közzé sorolható, hogy viszonylag heterogén adatok elemzését, valamint az időhatás mellett, a függő- és független változók közötti összefüggés részekre bontását is lehetővé teszi, ún. idioszinkratikus és egyedi hatásra. A rögzített és véletlen hatású panelregresszió mindkét változatát (egyirányú és kétirányú) kiszámítottam. A magyar KKV-k pénzügyi kockázat mutató (DFL) kivételével, mindegyik esetben a véletlen hatású egyirányú

panel regresszió adta a jobb megoldást. Mindkét ország és mindkét kockázati mérce esetén, a panel regressziót mind az alapértelmezettként használt Swamy-Arora féle variancia felbontási módszerrel, mind az Amemiya féle transzformációval elvégeztem.

A működési tőkeáttétel mutatóra (DOL), mindkét ország esetében, a véletlen hatású egyirányú panelregresszió minősült konzisztensnek. A román vállalkozások esetében, az Amemiya féle variancia felbontási módszerre épülő panelregresszió adott megfelelő megoldást, aminek eredményei a **13. mellékletben** láthatók. A magyar vállalatoknál az alapértelmezettként szereplő Swamy–Aurora transzformációra alapozott panelregresszió adott jobb eredményt, amit a **15. mellékletben** mutatok be. Mindkét ország vállalkozásainál a determinációs együttható viszonylag magas értékeket mutat, a román KKV esetében 0,923, a magyar KKV-nál pedig 0,992. Az együtthatók magas értékei egyértelműen jelzik a működési tőkeáttétel és az egyes pénzügyi mutatók közötti erős összefüggést. A magyarázó változók közötti multikollinearitás elkerülésére érdekében, a változók csökkentése során, mindegyik lehetséges regressziós függvényre kiszámítottam a varianciainflációs faktor (VIF) értéket is, és csak azok a mutatók kerültek be a panelregressziós modellbe, amelyeknél a VIF 10-nél kisebb értéket mutatott. BELSLEY et al. (1980), GREENE (1993) szerint a független változók közötti multikollinearitás elkerülése érdekében a varianciainflációs faktorra (VIF) vonatkozó általános szabály, hogy annak értéke ne haladja meg a 10-et. A varianciainflációs faktorértékek mindegyik esetben a panelregresszió eredményei után kerültek bemutatásra.

A román KKV-knál kapott magas determinációs együttható (0,923) azt mutatja, hogy a panelregresszió számítása során függő változóként szerepeltetett működési tőkeáttétel (DOL) kockázati mérce, lényegében 92,3%-ban magyarázható a felhasznált pénzügyi mutatókkal, ami erős magyarázó erőre utal. A **13. mellékletből** látható, hogy a panelregressziós modell együtthatói, a t-próba vonatkozásában szignifikánsak. Az eredmények alapján megállapítható, hogy az öt független változó közül három pozitív hatással van a működési tőkeáttételre. Közvetlen kapcsolat látható a Készletek forgási sebessége, az Árbevétel / Személyi költség, a Nettó forgótőke / Forgóeszköz mutatók és a Működési tőkeáttétel esetében. A vizsgált mutatók közül kettő negatív hatással van működési kockázatra: a Követelések forgási sebessége és a Készpénz szintű likviditás mutatók. A működési tőkeáttételre végzett panelregresszió eredményeiből, az is megállapítható, hogy az idioszinkratikus hatás az összes varianciának több mint 100%-át teszi ki. Ez egyértelműen jelzi, hogy az egyes vállalkozások egyedi és időbeli együttes változása nagyon jelentős. Ebből az egyedi hatás -9,10%-ot teszi ki,

ami nagyon alacsony. A vizsgált román vállalatok esetében az idioszinkratikus hatás jelentős (100%), ami jelentős vállalati szintű bizonytalanságra hívja fel a figyelmet. A panelregresszió futtatása előtt multikollinearitás számítását hajtottam végre. A **13. mellékletből** is látszik, hogy a román vállalati mintára lefutott panelregresszió esetében, a magyarázó változók között nem áll fenn multikollinearitás veszélye.

A magyar vállalkozások esetében, a működési tőkeáttételre (DOL) vonatkozóan, a Hausman-teszt szintén a véletlen hatású egyirányú panel regressziót minősítette konzisztensnek. Ebben az esetben a véletlen hatású egyirányú panelregresszió a *plm* modulban alapértelmezettként szereplő Swamy–Arora féle variancia-felbontási módszerrel került kiszámításra. A magyar KKV-k esetében kapott determinációs együtthatóérték (0,992) magas értéket mutat, ami arra utal, hogy a magyarázó változóként szerepeltetett pénzügyi mutatók 99,2%-ban képesek magyarázni a működési kockázatot. A determinációs együttható azt jelzi, hogy szoros összefüggés van pénzügyi mutatók és működési tőkeáttételi fok között. A **15. mellékletből** látszik, hogy a magyar KKV-k esetében kapott panelregressziós modell együtthatói a regressziós konstans és a Kézpénz szintű likviditási mutató kivételével szignifikánsak. Egy kivétellel (Forgóeszköz / Összes eszköz) pozitív, azonos irányú összefüggés tapasztalható a működési tőkeáttétel és regressziós modellben szerepeltetett magyarázó változók között: Követelések forgási sebessége, Üzemi tevékenység eredménye / Összes költség, Kézpénz szintű likviditás, Nettó forgótőke / Forgóeszköz. A varianciainflációs faktor (VIF) értékeiből (**15. melléklet**) látható, hogy magyarázó változók mindegyikénél 5 alatti értéket kaptunk, ami egyértelműen kizárja a pénzügyi mutatók közötti kapcsolatot. A magyar KKV-k esetében, az idioszinkratikus hatás az összes varianciából 83,30%-ot tesz ki, ami ennél a vállalati mintánál is azt jelzi, hogy az egyes vállalkozások egyedi és időbeli együttes hatása nagyon jelentős. A román KKV-tól eltérően, ebben az esetben az egyedi hatás jelentősebb, ami eléri a 16,70%-ot. A magasabb egyedi hatás, egyértelműen jelzi, a magyar vállalati minta sokszínűségét a működési kockázatot illetően. Mindkét ország esetében végzett panelelemzés eredményeiből megállapítható a magas idioszinkratikus hatás, ami egyértelműen felhívja a figyelmet a mintául kiválasztott vállalatok működési bizonytalanságára, jelentős kockázati kitettségére.

A pénzügyi tőkeáttétel (DFL) mutatóra végzett panel elemzés esetében, mindkét ország vállalatai esetében a véletlen hatású panelregresszió adott jobb eredményt. A román vállalkozásoknál egyirányú panel regresszió került alkalmazásra, a magyar KKV-k esetében pedig kétirányú panelregresszió.

Román számítások esetében, a rögzített hatású panelregresszióval szemben, a Hausman-teszt eredménye alapján, a Swamy–Arora féle transzformációval végzett panel regresszió minősült megfelelőbbnek. A román KKV-k esetében, a determinációs együttható magas értéket mutat, ami a kiválasztott pénzügyi mutatók és a pénzügyi tőkeáttétel közötti szoros összefüggést jelzi. A determinációs együttható alapján, elmondható, hogy a kiválasztott négy pénzügyi mutató 96,3%-ban képes magyarázni pénzügyi tőkeáttételt, mint függő változót. A **14. mellékletből** megállapítható, hogy a regressziós modell együtthatóinak t-próbái mindegyik esetben szignifikánsak. Az Összes eladósodottság mutató kivételével, az összes többi magyarázó változóként szerepeltetett pénzügyi mutató és pénzügyi tőkeáttétel között pozitív, azonos irányú kapcsolat észlelhető. A **14. mellékletből** is látható, hogy az Adózott eredmény / Üzemi tevékenység eredménye, Saját tőke arányos jövedelmezőség (ROE) és Nettó forgótőke / Forgóeszköz mutatók pozitív hatást gyakorolnak a pénzügyi tőkeáttételre, és egyben a pénzügyi kockázatra. A szakirodalomban, a Du Pont féle felbontást tanulmányozva azonos irányú összefüggésről olvashatunk a vállalati eladósodottság szintje és a pénzügyi kockázat tekintetében. A **14. mellékletben** bemutatott helyzet meglepő módon nem ezt igazolja vissza. A kapott eredmények alátámasztják azt a tényt, hogy a gyakorlatban, a vállalatok néha másképp működnek, mint ahogy arról a szakirodalomban olvashatunk, megcáfolván ezzel az elméletet. Az eredményekből az is látható, hogy az idioszinkratikus hatás az összes varianciából 132%-ot teszi ki, ami nagyon magasnak mondható. Ez lényegében, azt jelenti, hogy az egyedi és időbeli együttes változás nagyon jelentős, felhívva ezzel a figyelmet a magas kockázatra. Az előzőekből is következően, az egyedi hatás esetében nagyon alacsony értéket láthatunk (-32%). A **14. mellékletből**, a varianciainflációs faktor (VIF) vizsgálata során, megállapítható, hogy a magyarázó változók közötti multikollinearitás kizárható, mert mindegyik esetben a VIF mutató értéke 6 alatt marad.

A magyar KKV-k esetében, a pénzügyi tőkeáttétel mutatóra (DFL) végzett panelregresszió eredményeit a **16. mellékletben** mutatom be. A magyar vállalatoknál, a Hausman-teszt alapján a véletlen hatású kétirányú panelregresszió minősült konzisztensnek. Ebben az esetben, a véletlen hatású kétirányú panel regressziót az Amemiya-féle variancia-felbontási módszerrel számítottam ki. Az egyirányú vagy "egyedi" véletlen hatású panelelemzéssel (*one-way random panel analysis*) szemben, a kétirányú panel regresszió (*two-ways random panel regression*) sajátossága, hogy az egyedi hatás mellett, képes feltérképezni külön az időhatást is (BALTAGI, 2008). A román vállalkozásoktól eltérően, ebben az esetben alacsonyabb determinációs (0,604) együttható értékeket láthatunk, ami kicsit gyengébb

összefüggésre utal. A determinációs együttható értéke alapján megállapítható, hogy a magyar vállalatoknál, a pénzügyi tőkeáttétel (DFL) 60,4%-ban kifejezhető a kiválasztott pénzügyi mutatók segítségével. A **16. mellékletből** megállapítható, hogy pénzügyi tőkeáttétel (DFL) mutatóra végzett panelelemzés esetében, a t-próba tekintetében a regressziós együtthatók szignifikánsak, mert mindegyik esetben 0,05-nél kisebb értékeket kaptam. A vizsgált tényezők közül fele pozitív hatással van a pénzügyi tőkeáttételre, közöttük az Adósság / Saját tőke és az Összes eladósodottság mutatók. A Saját tőke arányos jövedelmezőség (ROE), valamint a Nettó forgótőke / Forgóeszköz változók és a pénzügyi tőkeáttétel (DFL) között ellentétes irányú kapcsolat észlelhető. A **16. mellékletből** az látható, hogy ebben az esetben az idioszinkratikus hatás az összes varianciából csak 0,90%-ot tesz ki, ami azt jelenti, hogy a vállalkozások időbeli és egyedi együttes változása alacsony. A véletlen hatású kétirányú panel regresszió segítségével, lényegében külön is kimutatható az időhatás. A magyar vállalkozások pénzügyi tőkeáttétel mutatóra (DFL) végzett panelregresszió eredményeiből megállapítható, hogy az időhatás jelentős, mert összes variancia legnagyobb részét képezi (98,70%). Ezt úgy is lehet értelmezni, hogy a vizsgált években kapott eredmények változásai meghatározó hatást gyakorolnak az eredményváltozóra, ami ebben az esetben a pénzügyi tőkeáttétel (DFL). A magyarázó változók közötti korreláció elemzésére, a magyar vállalatok pénzügyi kockázat modellezése során is kiszámítottam a varianciainflációs faktorokat (VIF), amelyek egyértelműen jelzik, hogy a modellben szerepeltetett magyarázó változók között nem beszélhetünk multikollinearitásról. Ezt a **16. mellékletben** látható varianciainflációs faktor (VIF) táblázatából leolvasható 5 alatti értékek is megerősítik.

A **19. táblázat** segítségével próbáltam szemléletesebbé tenni a két ország vállalati mintáira elvégzett panelemzés eredményeit. Ez lehetőséget biztosított a román és magyar vállalatok összehasonlítására a két tőkeáttételi mutatót befolyásoló tényezők tekintetében. A két tőkeáttételi mutató panelregressziós modelljét megvizsgálva látható, hogy a magyarázó változókként szerepeltetett pénzügyi mutatók vonatkozásában vannak egyezőségek a két ország vizsgálatba bevont vállalati minta között.

A **19. táblázat** alapján, megállapítható, hogy a mindkét ország esetében, a DOL mutató panelregressziós modelljében megtalálhatók a Követelések forgási sebessége, Készpénz szintű likviditás valamint a Nettó forgótőke / Forgóeszköz mutatók. Az is látható, hogy egy mutató kivételével (Nettó forgótőke / Forgóeszköz), a DOL modellekben közösen megtalálható magyarázó változók, egyik ország vállalatainál közvetlenül, másik ország

vállalatainál közvetett módon hatnak a működési kockázatra. Mindkét ország DFL mutató regressziós modelljében magyarázó változókként megtalálhatók a Nettó forgótőke / Forgóeszköz, Saját tőke arányos jövedelmezőség (ROE) valamint az Összes eladósodottság, azonban ebben az esetben is ellentétes irányú kapcsolat látható a két ország vállalatainál.

19. táblázat: A román és magyar vállalkozások tőkeáttételi mutatóira végzett panelregresszió eredménye

Független változók	Függő változók			
	DOL		DFL	
	Regressziós együtthatók			
	Román KKV-k	Magyar KKV-k	Román KKV-k	Magyar KKV-k
Regressziós konstans	-12,154***	-1,183	0,597*	-24,145*
Készletek forgási sebessége	0,011***			
Követelések forgási sebessége	-0,107*	0,009***		
Árbevétel / Személyi költség	0,360***			
Üzemi tevékenység eredménye / Összes költség		2,190***		
Adózott eredmény / Üzemi tevékenység eredménye			2,342***	
Készpénz szintű likviditás	-8,906***	0,683		
Nettó forgótőke / Forgóeszköz	19,346***	21,611***	0,910*	-17,622***
Forgóeszköz / Összes eszköz		-8,692*		
Saját tőke arányos jövedelmezőség			3,268***	-4,974***
Összes eladósodottság			-3,145***	44,608***
Adósság / Saját tőke				0,125**

Forrás: Saját számítások alapján

A román és magyar vállalkozások két kockázati, valamint a panelregressziós modellben magyarázó változóként szerepeltetett pénzügyi mutatók, decilisekre való felosztása által sikerült megoldani mindkét mintára jellemző nagy heterogenitás problémát. Ezáltal sikerült létrehozni, homogénebb, kisebb relatív szórással jellemezhető vállalati csoportokat, ami lehetőséget biztosított a további panelelemzésre. Ezúttal, a működési és pénzügyi kockázat panszerű elemzése során, sikerült érdemi, statisztikailag megbízható és értékelhető eredményekhez jutni. A panelregresszió eredményei alapján elmondható, hogy a két szomszédos ország vizsgált vállalkozásai esetében, a két kockázati mérce összefüggésbe

hozható egyes pénzügyi mutatókkal. Mindkét ország vállalkozásai és mindkét kockázati mutatónál a Hausman-teszt egy kivétellel, a véletlen hatású egyirányú panel regressziót részesítette előnyben. A magyar vállalatok esetében, a pénzügyi tőkeáttétel (DFL) kockázati mutatónál a kétirányú panelregresszió adott a megfelelő megoldást. Ezáltal kimutatható volt a magyar KKV-k esetében jelentős magyarázó erővel bíró időbeli hatás. A többi esetben az idioszinkratikus hatás, vagyis az egyedi és időbeli együttes változás mutatkozott nagyon jelentősnek. A működési és pénzügyi kockázat panel elemzése során kapott eredmények, alátámasztják azt a hipotézist, ami szerint kockázati mérceként használt működési (DOL) valamint pénzügyi tőkeáttétel (DFL) egyes pénzügyi mutatók segítségével kifejezhető, modellezhető.

Összességében, azt gondolom, hogy jelen kutatásnak ez egyik fontos megállapítása, ami újszerű és érdemi eredménynek tekinthető. Véleményem szerint, a működési és pénzügyi kockázati mérce esetén kapott panelregressziós modell, további vállalati kockázat elemzésekbe bevonható, mert támogatást nyújthat egyrészt a vállalati kockázatot befolyásoló főbb tényezők feltérképezésében, valamint a működési és/vagy pénzügyi kockázat csökkentésében és megelőzésében. A kapott eredmények azt is jelzik, hogy a panelregresszió, mint ökonometriai eljárás sikeresen felhasználható a vállalati kockázat elemzésben.

6. AZ ÉRTEKEZÉS TÉZISEI, MEGÁLLAPÍTÁSAI

Kutatásom fő célja annak a kérdésnek a megválaszolása volt, hogyan lehetne meghatározni a vizsgált vállalati kör esetében a vállalati kockázatot befolyásoló tényezőket, és melyik kockázati mérce lehet a legalkalmasabb a vállalati kockázat megfelelő mérésére. A vállalatoknak csak olyan mértékű kockázatot szabad vállalniuk, ami biztosítja a fennmaradásukat, a megfelelő teljesítményüket, a gazdasághoz, valamint a vevői igényekhez való folyamatos alkalmazkodást, a fejlődést és a szükséges profit elérését. Ezeknek a céloknak a teljesítéséhez szükséges kockázat meghatározása és kezelése sorsdöntő lehet vállalatok számára, ami elég komoly feladatot jelent a vállalatvezetőknek, valamint a pénzügyi részlegen dolgozóknak.

Mivel disszertációm két közép-kelet európai ország szomszédos megyéiben bejegyzett KKV-k kockázati összehasonlításával foglalkozik, kutatásaimban a kockázat számszerűsítésére fektettem a nagyobb hangsúlyt, ami szervesen kapcsolódik a fentebb említett problematikához is, mivel a vállalható kockázati szint megállapításában az egyik fontos lépés a kockázat mérése, számszerűsítése.

A kockázati mércék közül a leggyakrabban alkalmazott a variancia, illetve annak négyzetgyöke, a szórás, valamint az abból meghatározható relatív szórás vagy variációs együttható. A vállalati kockázat számszerűsítésében viszonylag széles körben alkalmazzák az ún. tőkeáttételi fok mutatókat is, a működési (DOL), a pénzügyi (DFL) valamint a kettő szorzatából létrejövő kombinált tőkeáttételi (DCL) fok mutatókat. A szóródási mutatók egyik hiányossága közzé sorolható, hogy nem mérik közvetlenül a kockázatot. A dolgozatomban a vállalati kockázat kifejezésére három módszert alkalmaztam: a szóródási mutatókat, rugalmassági-tőkeáttételi mutatókat és a pénzügyi mutatókat.

H1. A vizsgált vállalati adatokra mindkét országban nagymértékű heterogenitás jellemző

A négy évre kiszámolt kockázati és pénzügyi mutatók általános statisztikai jellemzői, illetve az évenkénti heterogenitás ábrák elemzése arra enged következtetni, hogy a kiszámolt mutatókat mindkét ország esetében erős heterogenitás jellemzi. A román vállalatok a vizsgált mutatói 80%-ánál a relatív szórás értékei 100%-nál magasabb értékeket mutattak. A magyar vállalkozásoknál kicsit rosszabb volt a helyzet, mert a vizsgált tételek 90%-nál haladta meg a relatív szórás a 100%-ot. Ezzel megválaszolásra került ez a hipotézis.

H2. A vizsgált évek között, a különböző mutatók vonatkozásában nincs szignifikáns különbség

Néhány mutató, illetve év kivételével, a t-próba p értékei mindkét ország vállalkozásai esetében 0,05-nél nagyobb értéket mutattak, ami alapján megállapítható, hogy a vállalatokra kiszámolt pénzügyi és tőkeáttételi mutatók évenként szignifikánsan eltérnek egymástól. Tehát, a kétmintás t-próba eredményei is jelzik a két vállalati mintára jellemző időbeli inhomogenitást. Hasonló következtetésre lehet jutni a heterogenitási táblázatok alapján is. Ezek alapján ez a hipotézis elvethető.

H3. Létrehozhatók olyan homogénebb csoportok, amelyek keretében a vállalati kockázati mutatók értékei pénzügyi mutatókkal alátámaszthatók

A rendkívül nagy szóródás (magas relatív szórás) miatt a regresszió-számítás nem volt alkalmas a tőkeáttételi mutatók és a pénzügyi mutatók közötti kapcsolatok megfelelő feltárására. A nagy szóródás a kiszámolt pénzügyi mutatók más típusú elemzését is nagyon nehezítette. Ezért a k-közép nem-hierarchikus klaszterelemzés felhasználásával évenként 12 csoportra osztottam fel a sokaságokat, ahol csoportosítási szempontként a két tőkeáttételi mutatót (DOL, DFL) használtam. A létrejött csoportok közül azok kerültek részletesebb elemzésre, amelyek 10-nél több vállalatot tartalmaztak. A klasztereket a tőkeáttételi fok mutatók szóródási és pénzügyi mutatói alapján is elemeztem. Meghatározásra kerültek klaszterenként a vállalati kockázathoz szorosan kapcsolódó Árbevétel / Fedezeti árbevétel, illetve Kamatfedezeti mutatók is. A klaszterezés hatásának vizsgálatát, a klaszterenkénti szóródási mutatók és a teljes sokaságra jellemző szóródási mutatók összehasonlításával végeztem el. Megállapítható, hogy a magyar vállalatok esetében, a vizsgált időszak alatt, mindhárom tőkeáttételi fok mutatónál az egyes klaszterek szóródási mutatói kisebbek a teljes sokaságra kapott szóródási értékeknél. Kicsit más volt a helyzet a román vállalkozások esetében, ahol valamennyi klaszter esetében a DOL szóródási mutatói 2011 és 2012-ben a teljes sokaságra jellemző értékeknél nagyobb értékeket mutatnak. A DFL és DCL mutatóknál, a vizsgált évek mindegyikében található olyan klaszter, amelynek valamennyi szóródási mutatója meghaladta a teljes sokaságra jellemző értéket. A magyar vállalatok esetében egyértelmű a klaszterezés pozitív hatása, mivel a csoportokra bontás által a szóródási értékek jelentősen lecsökkentek. Mivel disszertációm témáját összehasonlító vizsgálat is képezi, a vizsgált vállalati minták homogénebbé tétele érdekében olyan módszert kellett alkalmaznom, amelynek eredményei biztosítani tudják az összehasonlíthatóságot. Megállapítható, hogy elemezhetőség szempontjából, a klaszterezés által csak részben kaptam elfogadhatóan

homogén csoportokat. Vállalati adatokra ez a helyzet általában jellemző, ezért a magas szóródási értékek miatt csak valamilyen nagyság szerinti sorrendiséget is figyelembe vevő felosztás által lehet megfelelően elemezni a két sokaságot. Tehát a fentebb megfogalmazott hipotézis, csak részben került alátámasztásra.

H4. A pénzügyi mutatók felhasználásával meg lehet határozni olyan mutatószámokat, amelyek kapcsolatban vannak a tőkeáttételi mutatókkal

A létrehozott klaszterekre kiszámoltam az elemzés szempontjából releváns pénzügyi mutatókat. A klasztereket könnyebben összehasonlíthatósága érdekében, figyelembe véve a pénzügyi mutatókkal kifejezett kockázatot is, rangsorszámokat rendeltem az egyes mutatókhoz, majd meghatároztam a mutatók rangsorbeli arányát. Az átlagtól való eltérések átlaghoz történő viszonyításával létrehoztam az úgynevezett EÁVA (Eltérések Átlaghoz Viszonyított Aránya) mutatót. Ez a mutató sokkal szemléletesebbé tette az egyes klaszterek kockázati helyzetét a pénzügyi mutatók vonatkozásában is. Mind román, mind magyar esetben, valamennyi klaszter esetében viszonylag magas szinkronitást tapasztaltam az EÁVA mutató, valamint a három tőkeáttételi fok mutató között. Az előzőeket figyelembe véve megállapítható, hogy létrehozhatók olyan egyszerű (EÁVA), illetve összetett (átlagoz viszonyított rangsor megoszlása) mutatók, amelyek segíthetnek a kockázat meghatározásában. Ezek alapján ez a hipotézis nagyrészt igazolódott.

H5. A kockázatelemzés során nincs különbség a szóródási és a tőkeáttételi mutatók alapján történő elemzés eredményei között

A vállalati kockázatot a már említett három tőkeáttételi fok mutató szóródási mutatóival is meghatároztam. A felhasznált szóródási mutatók a szórás, a szemi-szórás, az átlagos abszolút eltérés, valamint a középeltérés. A szóródási mutatók a 10-nél több céget tartalmazó klaszterekre, illetve a teljes sokaságra is meghatározásra kerültek. A klaszterek összehasonlításához, illetve grafikus megjelenítéséhez a metrikus többdimenziós skálázást használtam fel, amelynek segítségével az évenkénti klasztereket kétdimenziós koordináta-rendszerben jelenítettem meg. A skálázás során, jellemzőkként a három tőkeáttételi mutató szóródási mutatóit, valamint a pénzügyi mutatók átlagát (PüMut) használtam, amelyek segítségével összehasonlíthattam a különböző kockázati mérőszámok által kapott eredményeket. A különböző mérőszámokkal (EÁVA, tőkeáttételi mutatók, szóródási mutatók) kifejezett vállalati kockázati érték, bizonyos kivételekkel (EÁVA és tőkeáttételi mutató között), módszerenként eltérő, sok esetben ellentmondó volt. A kapott eredmények alapján a megfogalmazott hipotézis megcáfolásra került, mert a legtöbb esetben az egyes

klaszterek tőkeáttételi fok mércéi és a szóródási mutatók nem ugyanazokat a kockázati mértékeket jelezték.

H6. A csoportosított adatok közötti különbségek többszintű regressziós modellel jobban leírhatók

Mindkét ország vállalati mintáira, a három tőkeáttételi mutató vonatkozásában, a többszintű regresszió-számítást felhasználva megvizsgáltam a klaszterezés hatását. A DFL mutató esetében, a vizsgált évek mindegyikében kisebb–nagyobb mértékben kimutatható volt a klaszterezés pozitív hatása, mert a mutató varianciája, mindkét ország vállalatainál nagyobb volt, mint a hiba értéke. A másik két mutató esetében, a vizsgált négy éves időszak két részre osztható. Az elemzett időszak első felében (2009- 2010) mind a román, mind a magyar vállalkozásoknál, a három tőkeáttételi mutató varianciája meghaladta a hiba értékét. 2011-ben a román vállalkozásoknál a DCL mutató, 2012-ben pedig a magyaroknál, a DOL és DCL mutatók esetében a hiba értéke haladta meg a variancia értékét. Ezzel részben alátámasztható ez a hipotézis.

H7. A panel-regresszió felhasználható a vállalati keresztmetszeti és idősor-adatok kockázati összefüggéseinek feltárására

A román és magyar vállalatok EÁVA és tőkeáttételi mutatóinak elemzése során, több klaszter esetében is azt tapasztaltam, hogy ahol a működési és pénzügyi kockázat kedvezőtlenül alakult, ott az egyes pénzügyi mutatók, valamint az EÁVA mutató is rossz helyzetre utalt. Erre alapozva, disszertációmban megvizsgálásra került a két tőkeáttételi (DOL, DFL) és valamennyi pénzügyi mutató közötti esetleges összefüggés. Az alapadatokból meghatározott tőkeáttételi és pénzügyi mutatók között nem találtam megfelelő erősségű összefüggést, ezért az elemzett mutatók tekintetében a sokaságot évenként decilisekre osztottam fel. Így lehetővé vált a kiválasztott pénzügyi mutatók és a két tőkeáttételi mutatók közötti összefüggés panelszerű elemzése. Mindkét ország esetében kiszámítottam a rögzített és véletlen hatású panel regressziót, majd az eredményeket a Hausman-teszttel hasonlítottam össze. A működési tőkeáttétel mutató esetében, mindkét ország vállalati mintáira a véletlen hatású egyirányú panel regresszió minősült konzisztensnek. Mind a román, mind a magyar KKV-k esetében kapott magas korrelációs együttható értékek megerősítették a működési tőkeáttétel és az egyes pénzügyi mutatók közötti erős összefüggést. A román KKV-knál a működési tőkeáttételt öt pénzügyi mutatóval lehet megmagyarázni: a Készletek forgási sebessége, az Árbevétel / Személyi költség, a Nettó forgótőke / Forgóeszköz, a Követelések forgási sebessége és a Készpénz szintű likviditás. Ezek közül az első háromnak pozitív, az utolsó kettőnek pedig

negatív hatása van a működési tőkeáttételre. A magyar KKV-k esetében, a működési tőkeáttétel szintén öt pénzügyi mutatóval írható le. Egy kivétellel (Forgóeszköz / Összes eszköz) mindegyik pozitív hatással van a DOL-ra. A DOL panel regressziós modelljében szerepeltetett magyarázó változók a következők: Forgóeszköz / Összes eszköz, Követelések forgási sebessége, Üzemi tevékenység eredménye / Összes költség, Készpénz szintű likviditás, Nettó forgótőke / Forgóeszköz. Mind a román, mind a magyar KKV esetében az idionszinkratikus hatás is magas értéket mutat, ami azt jelzi, hogy a vállalkozások egyedi és időbeli változása is jelentős. Ez egyértelműen felhívja a figyelmet arra, hogy a vizsgált vállalatok esetében elég magas a bizonytalanság.

A pénzügyi tőkeáttétel mutatójánál is, mindkét ország vizsgált mintáira, a Hausman-teszt szerint, a véletlen hatású panelregressziós modell minősült konzisztensnek, a román vállalatoknál az egyirányú, a magyar vállalatoknál pedig a kétirányú változat. A korrelációs együttható értékei alapján arra lehet következtetni, hogy a román KKV-k esetében sokkal erősebb összefüggés van a pénzügyi tőkeáttétel és a kiválasztott pénzügyi mutatók között, mint a magyar vállalatok esetében. A román KKV-nál a DFL-t négy pénzügyi mutatóval lehet magyarázni: Adózott eredmény / Üzemi tevékenység eredménye, Saját tőke arányos jövedelmezőség (ROE), Nettó forgótőke / Forgóeszköz és Összes eladósodottság. Ezek közül, meglepő módon, az Összes eladósodottságnak negatív hatása van a pénzügyi kockázatra. Az összes többi változónak pozitív hatása van a DFL-re. Ebben az esetben is jelentős az idioszinkratikus hatás, ami ebben az esetben is a vállalatok jelentős mértékű egyedi és időbeli együttes változását jelenti. A magyar KKV-k esetében a DFL-re a véletlen hatású kétirányú panel regresszió adott jobb megoldást. Ennek előnye, hogy az egyedi hatás mellett képes feltérképezni külön az időhatást is. A vizsgált változók közül kettőnek pozitív hatása van a (Adósság / Saját tőke, Összes eladósodottság) a pénzügyi kockázatra, másik kettő (Saját tőke arányos jövedelmezőség, Nettó forgótőke / Forgóeszköz) esetében pedig negatív közvetlen irányú összefüggés tapasztalható. A magyar vállalatoknál az időhatásnak is meghatározó szerepe van, mert az összes varianciának 98,70%-át képezi. Megállapítható, hogy mindkét ország panel regressziós modelljében magyarázó változókként szerepelnek a Saját tőke arányos jövedelmezőség (ROE), az Összes eladósodottság, valamint a Nettó forgótőke / Forgóeszköz mutatók. A fentiek alapján ez a hipotézis megfelelően alátámasztásra került.

7. AZ ÉRTEKEZÉS FONTOSABB EREDMÉNYEI

1. Meghatároztam a vizsgálatba bevont romániai és magyarországi vállalkozások tíz pénzügyi mutatójának négy évre vonatkozó általános statisztikai jellemzőit és heterogenitási ábráit, amelyek alapján azt a következtetést vontam le, hogy a mutatók évenkénti szóródása különböző mértékű, és az esetek többségében nagyon jelentősnek mondható. Az elvégzett vizsgálatok alapján összehasonlítottam a két ország adatait, amely alapján megállapítottam, hogy a vizsgálatba bevont magyar vállalatok összességükben kockázatosabbaknak tekinthetők, mint a romániai vállalkozások.
2. Az adatok magas szintű heterogenitása miatt, k-közép klaszteranalízissel csoportosítást hajtottam végre és a kapott eredményeket értékeltem, amelynek során, a pénzügyi mutatók alapján, létrehoztam az Eltérések Átlaghoz Viszonyított Aránya (EÁVA) mutatót, valamint a mutatók átlaghoz viszonyított rangsorának megoszlását. A létrehozott EÁVA mutató és a tőkeáttételi fok mutatók között viszonylag magas szinkronitás mutatkozott, ami azt jelenti, hogy a pénzügyi mutatókból képezhető olyan mutató, amellyel mindkét kockázati mutató megfelelően elátámasztható. A fenti mutatók lehetővé tették a kockázat elemzésének egyfajta komplex megközelítését.
3. Mindkét ország vállalati mintáira, a többszintű regresszió számítását felhasználva, megvizsgáltam a klaszterezés hatását a három tőkeáttételi mutató vonatkozásában. A vizsgált évek mindegyikében, a DFL mutatónál kisebb-nagyobb mértékben kimutatható volt a klaszterezés pozitív hatása. A másik két mutató esetében a vizsgált négy éves időszak két részre osztható. Az elemzett időszak első felében (2009-2010) mind a román, mind a magyar vállalkozásoknál a tőkeáttételi mutatók varianciája meghaladta a hiba értékét. 2011-ben a román vállalkozásoknál a DCL mutatónál, 2012-ben pedig a magyaroknál, a DOL és DCL mutatóknál a hiba értéke haladta meg a variancia értékét.
4. Az adatok homogenitásának biztosítása érdekében, az elemzett mutatók tekintetében, a sokaságot évenként decilisekre osztottam fel, amellyel lehetővé vált a kiválasztott pénzügyi mutatók és a két tőkeáttételi mutató közötti összefüggés panelemzése. Mind a román, mind a magyar KKV-k esetében kapott magas determinációs együttható értékek megerősítették a működési, valamint pénzügyi tőkeáttétel mutatók és az egyes pénzügyi mutatók közötti erős összefüggést.

ÖSSZEFOGLALÁS

A gazdasági környezet egyik meghatározó eleme a kockázat. Vállalati szféra döntéshozóinak komoly feladatot jelent, hogy a lehető legkisebb kockázat mellett érjenek el kiemelkedő teljesítményt. A legtöbb vállalatvezető tisztában van azzal, hogy rövid távon a szükséges profit elérése, illetve hosszú távon a vagyon-maximalizálása csak kockázat vállalásával érhető el. Mindezeket figyelembe véve, dolgozatom szakirodalmi áttekintés részében fontosnak tartottam foglalkozni a kockázat általános fogalmi meghatározásával, valamint a több szerző által is vitatott kockázat és bizonytalanság közötti különbséggel. Mivel szekunder kutatásom két különböző ország szomszédos megyéiben (Bihar és Hajdú-Bihar) bejegyzett vállalati adatokra épül, elengedhetetlennek tartottam foglalkozni a vállalatokat leginkább érintő kockázatokkal, alapvetően a gazdasági és pénzügyi kockázatokkal. Az egyedi, vállalat-specifikus kockázati tényezőkhöz társulnak a vállalattól független kockázati tényezők is, amelyek ellen a vállalatnak szintén védekeznie kell. Ezek alatt a gazdaság egészének a hatásait, a gazdasági verseny szabályainak változását, valamint a vállalatokra vonatkozó törvényi előírások kiszámíthatatlan, illetve kevésbé kedvező változásait, a globalizáció hatásait értem. A vállalkozásokra is hatással lévő makrogazdasági tényezők áttekintését a 2008-as pénzügyi-gazdasági világválság következményeire tekintettel is lényegesnek tartottam. Azt gondolom, hogy a válság egyik nagy tanulsága közé sorolható az is, hogy a vállalat, mint szervezeti egység nem tudja magát függetleníteni az adott ország gazdaságától, és a gazdaságra ható nemzetközi hatásoktól sem. A makrogazdasági tényezőkben bekövetkezett változások valamilyen szinten hatással vannak a vállalati működésre és teljesítményre is, ami kockázati szempontból nagyon lényeges lehet.

Számos kérdés merülhet fel azzal kapcsolatban, hogyan tudjuk mérni, meghatározni a vállalati kockázatot és milyen mértékű kockázatot merjen vállalni a vállalkozó. A szakirodalom tanulmányozásából és az általam elvégzett vizsgálatokból is kiderül, hogy a vállalati kockázat mérése, illetve a kockázatra ható tényezők meghatározása viszonylag bonyolult feladatot jelent. A vállalati pénzügyekkel foglalkozó szakirodalmakban, leggyakrabban a varianciát, annak négyzetgyökét, a szórást, valamint a relatív szórást említik a kockázat mérőszámaiként.

A kockázathoz kapcsolódó szakirodalom áttekintése során felvetődött bennem az a kérdés, hogy a mai gazdasági környezetben, vállalati szinten, ezek a kockázati mérőszámok mennyire nyújtnak megfelelő megoldást a kockázat számszerűsítésére. A gazdasági környezet gyors és

kiszámíthatatlan irányba való változásait, valamint a benne rejlő szorosan összefüggő gazdasági folyamatokat figyelembe véve, úgy gondoltam, hogy a kockázat számszerűsítése kicsit összetettebb, komplexebb megközelítést igényel. Ezekre alapozva, disszertációmban a hagyományos szóródási mutatókon kívül, a vállalati kockázatot az ún. tőkeáttételi fok mutatók segítségével is meghatároztam. Ezen rugalmassági mutatók alapján a kockázat kicsit más értelmezést kaphat, mert azok alapján a kockázat bizonyos gazdasági változók (pl. árbevétel, üzemi/üzleti tevékenységek eredménye) százalékos változásának eredményre gyakorolt hatását jelenti.

A kockázat számszerűsítése, illetve a kapott eredmények megfelelő értékelése fontos lépést jelent a kockázat minimalizálása érdekében, azonban ez nem mindig elegendő. A vállalat növekedési és fejlődési céljai, valamint azok megvalósítása során felmerülő kockázatok közötti egyensúly megteremtése, valamint annak folyamatos követése kizárólag a kockázatmenedzsment segítségével érhető el. A '90-es évektől, a pénzügyi szakirodalomban különálló területként is megjelenik a vállalati kockázatmenedzsment, ami sokrétű, holisztikus szemléletű folyamatnak tekinthető. A szakirodalom feldolgozása során azt tapasztaltam, hogy a konkrét kockázatkezelési feladatok meghatározása szerzőnként viszonylag eltérő. A legtöbb megközelítés szerint, a komplex kockázatmenedzsment részfeladataiként megtalálhatók voltak a kockázati tényezők feltérképezése, a kockázat számszerűsítése, valamint a kockázat csökkentésére irányuló stratégiák kidolgozása.

A szekunder kutatásom során, a román Bihor és a magyar Hajdú-Bihar megye KKV-inak működési és pénzügyi kockázatai összehasonlító vizsgálatával foglalkoztam. A számításokhoz szükséges adatokat a két ország vizsgált megyéiben bejegyzett vállalkozásainak éves beszámolóiból használtam fel. Fontosnak tartottam a két szomszédos megye vállalati szektorai főbb jellemzőinek az ismertetését is.

A két szomszédos ország vállalkozásai négy éves beszámolóira (2009-2012) alapozva kiszámítottam a működési és pénzügyi tőkeáttételi fok kockázati mutatókat, valamint a kutatás szempontjából fontosnak tekintett pénzügyi mutatókat: általános likviditás mutató, eladósodottsági mutató, eszközhatékonysági mutatók, valamint a jövedelmezőség mutatók. Az egyes évekre kiszámított mutatók statisztikai jellemzőinek vizsgálata során azt tapasztaltam, hogy Románia vonatkozásában a 10 mutatónak a 4 év során csak 8 esetben volt a relatív szórása < 100%, vagyis a vizsgált tételek 80%-ánál ennél magasabb volt. A magyar vállalatok esetében a relatív szórás értékek rosszabbak, mint a román vállalatok esetében. A

40 mutatóból 36, azaz 90% volt 100%-nál magasabb. Ez alapján nyilvánvaló lett számomra, hogy erős heterogenitás jellemzi a vizsgált sokaságokat, mind a két kockázati (DOL, DFL), mind a kiválasztott pénzügyi mutatók vonatkozásában.

A rendkívül magas relatív szórásértékek felhívták a figyelmet arra, hogy a két vállalati minta esetében, a mutatók átlagértékei nem megfelelő mérőszámok a minta jellemzésére. A homogénebb mintához jutás érdekében a minta csoportosítása mellett döntöttem. A csoportosítást a k-közép klaszteranalízissel végeztem el, ahol csoportosítási szempontként a DOL-t és a DFL-t szerepeltettem. Az egyes évekre különböző elemszámú klaszterek jöttek létre, amelyek közül a 10 elemszámúnál nagyobbakkal elemeztem részletesebben. A tőkeáttételi fok mutatókon kívül kiszámításra került a kombinált tőkeáttételi mutató (DCL) is. Az elemzések során fontosnak tartottam meghatározni a DOL-hoz szorosan kapcsolódó Árbevétel / Fedezeti árbevétel mutatót, illetve a DFL-el összefüggésbe hozható Kamatfedezeti mutatót is. A pénzügyi mutatókhoz kapcsolódóan a létrejött klaszterek átlagértékeinek a figyelembe vételével elkészítettem a mutatók sorrendjét, és meghatároztam, hogy adott klaszteren belül a vizsgált pénzügyi mutatók hány százaléka kapta az egyes rangsorszámokat. Terjedelmi korlátok miatt, a pénzügyi mutatók részletesebb elemzésével nem tudtam foglalkozni, ezért a pénzügyi mutatók értelmezését és elemzését az egyes pénzügyi mutatók átlagtól vett eltéréseik átlaghoz viszonyított arányainak összegzésével próbáltam megközelíteni. Ennek megfelelően klaszterenként elkészítettem az úgynevezett EÁVA mutatót (Eltérések Átlaghoz Viszonyított Aránya), ami átláthatóbbá tette számomra az egyes klaszterek kockázati helyzetét a pénzügyi mutatók vonatkozásában is. Emellett, támogatást nyújtott a klaszterek közötti kockázat szerinti rangsor meghatározásában is. A rangsorolást, valamint a különböző kockázati mércék és jellemzők összehasonlíthatóságát is jelentős mértékben segítette a mutatóként alkalmazott színskála is.

A kockázat elemzése során lényegesnek tartottam más mérőszámmal is kifejezni a vállalati kockázatot. Ennek érdekében, a vállalati kockázatot a DOL, a DFL és a DCL mutatók szóródási jellemzőin (szórás, szemi-szórás, átlagos abszolút eltérés, középeltérés) keresztül is bemutattam. A négy szóródási mutatót a klaszterelemzés során létrejött 10-nél több vállalatot tartalmazó csoportokra számoltam ki. Az egyes csoportok közötti hasonlóságok és különbségek jobb szemléltetésére a klasztereket kétdimenziós összefüggésrendszerben vizuálisan is megjelenítettem, amit többdimenziós skálázással hajtottam végre. A metrikus skálázáshoz a három tőkeáttételi mutató szóródási mutatóit, valamint a pénzügyi mutatók

átlagát (PüMut) használtam fel. Metrikus skálázásnál a megjelenített objektumok közötti hasonlóságokat, illetve különbözőségeket a távolságok jelzik. A koordináta rendszerben történő ábrázolás lehetővé tette, hogy az egyes klaszterek összehasonlítása mellett összehasonlítsam a különböző kockázati mércék szerint kapott eredményeket is. A vizsgálatból kiderült, hogy a legtöbb esetben az egyes klaszterek tőkeáttételi fok mutatói és azoknak szóródási értékei nem ugyanazokat a kockázatokat jelzik.

A klaszterezés hatását többszintű regresszió segítségével is megvizsgáltam. A többszintű regressziós modellt felhasználva kimutatható volt, hogy a három tőkeáttételi mutatóra milyen hatása volt a klaszterezésnek. A vizsgált évek mindegyikében, mindkét ország vállalkozásai esetében, a DFL mutató esetében kisebb–nagyobb mértékben kimutatható a klaszterezés hatása. Az elemzés első két évében, mind a román, mind a magyar vállalkozásoknál, mindhárom tőkeáttételi mutató varianciája meghaladja a hiba értékét. Nem ugyanaz a helyzet a következő két évben, mivel 2011-ben, a román vállalkozások DCL mutatójának, 2012-ben pedig a magyar vállalkozások DOL és DCL mutatóinak hiba értékei meghaladták a variancia értékét.

A vizsgált években a román és magyar klaszterekre kiszámolt tőkeáttételi és szóródási mutatók értékei, néhány kivétellel, eléggé eltérő, néha ellentmondó eredményeket mutattak. Ugyanakkor valamennyi román és magyar klaszternél jelentős szinkronitást tapasztaltam az EÁVA mutató, valamint a három tőkeáttételi fok mutató között. A román és a magyar vállalatok klaszterelemzése során, több esetben is, a magas működési és pénzügyi kockázattal rendelkező vállalatoknál, az EÁVA értékek is kedvezőtlenül alakultak, ezért fontosnak tartottam megvizsgálni a működési és a pénzügyi tőkeáttételi fok mutatók, mint kockázati mércék és a vizsgált pénzügyi mutatószámok közötti összefüggést. Az alapadatokból kiszámolt két kockázati mérőszám, a DOL és a DFL, valamint a pénzügyi mutatók között nem találtam megfelelő erősségű kapcsolatot, ezért a kockázati és pénzügyi mutatók decilisekre való felosztása mellett döntöttem. Ezáltal homogénebb csoportok jöttek létre, így lehetővé vált a működési és a pénzügyi tőkeáttételi fok, valamint egyes pénzügyi mutatók közötti összefüggés panelszerű vizsgálata.

Az elemzés három évében, a DOL szerint, a magyar vállalatok viszonylag kockázatosabbak a román vállalatokkal szemben. 2012-ben a román vállalatoknál a klaszter átlagok DOL abszolút értéke jóval nagyobb, ami sokkal magasabb működési kockázatra utal. A DFL

mutató esetében, a 2009-es év kivételével, a román vállalati minta alapján képzett klaszter átlagérték nagyobb pénzügyi kockázatot mutat.

A két tőkeáttételi fok mutató decilisekre alapozott, valamint a szintén decilisekre osztott pénzügyi mutatók közötti összefüggés panelelemzése során nyilvánvalóvá vált, hogy a két ország vállalkozásai esetében, a függő változóként szerepeltetett két kockázati mutató a pénzügyi mutatók segítségével magyarázható, meghatározható. A két megye vállalkozása esetén, mindkét mutató esetében kiszámítottam a rögzített és véletlen hatású panelregressziót, a kapott eredményeket pedig a Hausman-teszt segítségével hasonlítottam össze. A DOL mutatónál mindkét ország esetében a véletlen hatású egyirányú panelregresszió minősült konzisztensnek. Mind a román mind a magyar KKV-k esetében kapott magas determinációs együttható értékek megerősítették a működési tőkeáttétel és a kiválasztott pénzügyi mutatók közötti erős kapcsolat tényét. A magyarázó változók közötti multikollinearitás elkerülése érdekében, mindegyik regressziós függvényre kiszámítottam a varianciainflációs faktor értékét is, és csak azokat a változókat vettem figyelembe a panelregressziós modellben, amelyeknél a VIF 10-nél kisebb értéket mutatott.

A román KKV-knál a működési tőkeáttételt, mint függő változót öt pénzügyi mutatóval lehet magyarázni, ezek között a Készletek forgási sebessége, az Árbevétel / Személyi költség, a Nettó forgótőke / Forgóeszköz, a Követelések forgási sebessége és a Készpénz szintű likviditás mutatók szerepeltek. A mutatók közül az első háromnak pozitív hatása, az utolsó kettőnek pedig negatív hatása van a működési tőkeáttételre. A magyar KKV-k esetében, a működési tőkeáttétel szintén öt pénzügyi mutatóval magyarázható. Egy kivétellel (Forgóeszköz / Összes eszköz) mindegyik pozitív hatással van a működési tőkeáttételre. A panelregressziós modellben szereplő magyarázó változók a következők: Követelések forgási sebessége, Üzemi tevékenység eredménye / Összes költség, Készpénzsintű likviditás, Nettó forgótőke / Forgóeszköz. Az előzőekből látható, hogy a két ország KKV-i esetében a magyarázó változókat illetően vannak egyezőségek és különbségek is. Mindkét ország panelregressziós modelljének az együtthatói között megtalálhatóak a Követelések forgási sebessége, a Nettó forgótőke / Forgóeszköz és a Készpénzsintű likviditás mutatók. Tehát az öt mutatóból 3 egyezik meg, 2 pedig különbözik. Mind a román, mind a magyar KKV esetében, az idioszinkratikus hatás magas értéket mutat, ami jelzi, hogy a vállalkozások egyedi és időbeli változása jelentős. Ez egyértelműen felhívja a figyelmet arra, hogy a vizsgált vállalatok szintjén elég magas a bizonytalanság.

A DFL mutatóra végzett panelelemzés esetében, mindkét ország vállalatai esetében a véletlen hatású panel regresszió adott jobb eredményt, román vállalkozásoknál az egyirányú, míg a magyar vállalatoknál a kétirányú forma. A korrelációs együtthatók értékei arra engednek következtetni, hogy a román KKV-k esetében sokkal erősebb összefüggés van a pénzügyi tőkeáttételi fok és a kiválasztott pénzügyi mutatók között, mint a magyar KKV-knál.

A román KKV-knál, a vizsgált pénzügyi mutatók közül négy rendelkezett megfelelő magyarázó képességgel. A végleges modellben maradt pénzügyi mutatók és pénzügyi tőkeáttétel között - egy kivétellel (Összes eladósodottság) - pozitív irányú összefüggés volt. A román vállalati minta esetében, a pénzügyi tőkeáttétel lényegében összefüggésbe hozható az Adózott eredmény / Üzemi tevékenység eredménye, a Saját tőke arányos jövedelmezőség és a Nettó forgótőke / Forgóeszköz, Összes eladósodottság mutatókkal. Meglepő módon az Összes eladósodottság és a pénzügyi kockázat között ellentétes irányú kapcsolat van, ami megcáfolja a pénzügyi szakirodalomban olvasottakat. Ennél a panelregressziós modellnél is jelentős az idioszinkratikus hatás, ami a vállalatok adatainak jelentős mértékű egyedi és időbeli együttes változását jelenti.

A magyar vállalatok esetében a DFL mutatóra a véletlen hatású kétirányú panelregresszió nyújtott jobb megoldást, aminek előnye, hogy az egyedi hatás mellett képes bemutatni az időhatást is. A vizsgált változók közül kettőnek pozitív hatása van az (Adósság / Saját tőke, Összes eladósodottság) a pénzügyi kockázatra, másik kettő (Saját tőke arányos jövedelmezőség, Nettó forgótőke / Forgóeszköz) esetében pedig negatív irányú összefüggés tapasztalható. Mindkét ország KKV-inál a pénzügyi tőkeáttételre kapott panelregressziós modell magyarázó változói között megtalálhatók a Saját tőke arányos jövedelmezőség, az Összes eladósodottság, valamint a Nettó forgótőke / Forgóeszköz mutatók. A kétirányú panelregressziós modell eredményeiből látható, hogy a magyar vállalatoknál az időhatásnak is jelentős szerepe van, mert az az összes varianciának 98,70%-át adja.

Az elvégzett vizsgálatok azt támasztják alá, hogy a két ország vállalatai nem tudják minden esetben megfelelően kezelni a működési és a pénzügyi kockázatot. Ezt alapvetően a klaszterenkénti jelentős mértékű DOL és DFL eltérések támasztják alá. Sok esetben nem található megfelelő szinkronitás a két változó között. Valószínűleg ez okozza azt is, hogy nehéz a tőkeáttételi mutatók és a pénzügyi mutatók között megfelelő összefüggéseket kimutatni.

SUMMARY

Risk is one of the determinative elements of economic environment that managers have to face with during their work. Most companies' leaders are aware that in short term achieving the necessary profit and in long-term capital maximization could be realized only by risk-taking. Considering all these, in the literature review of present dissertation I considered important to deal with the common definition of risk and with the difference between risk and uncertainty. By the way it is a theme disputed by several authors. Since my secondary research is based on two neighbouring counties' (Bihar and Hajdú-Bihar) enterprise data, I considered it is essential to deal with specific risks of companies, basically with the economic and financial risks. Besides the individual and company specific risks, there are some other independent risk factors against which companies have to defend. These include the effect of whole economy, the changes of economic competition's rules and the unpredictable and less favourable changes of laws, effects of globalization. Regarding to the consequences of 2008 financial and economic crisis I considered also important to overview the macroeconomic factors which affect companies. I think that one of the great lessons learned from crisis is that a company as an organizational unit cannot isolate himself from the country's economy and from the international effects that influence economy. Changes in macroeconomic factors affect in some way a company's functioning and its performance, which from the aspect of risk is very important.

Many questions may arise about how we can measure / determine the enterprise's risk and how much risk the enterprise should overtake. Thanks to my studies and calculations, I realised that the measurement of corporate risk and the determination of influential factors are relatively complicated tasks. In corporate finance literature, the most commonly mentioned risk measurements are variance, its root square standard deviation and the coefficient of variance. The research made me think about these risk measures, whether they provide an adequate solution for enterprise's risk quantifying or not. Due to the rapid and often unpredictable changes in the economic environment, I think risk quantification requires a more composite and complex approach. That is the reason why besides the traditional dispersion measures, I used the leverage ratios. By these elasticity ratios, the risk gets slightly different interpretation, because based on this, the risk express the impact of percentage changes in economic variables (e.g. revenue, operating profit) on results.

Risk quantification and the proper estimation of obtained results are important but not always sufficient steps to minimize the risk. Risk management can assure the balance between the growth goals and risk governance. From the '90s, the risk management, which is a multi-task and holistic approach process, appears as a separate area in the financial literature. During my study, I found that the definition of specific risk management measure vary from author to author. According to most approaches, the subtask of complex risk management includes risk mapping, risk quantification and developing of risk minimizing strategies.

In the empirical research, I was dealing with the operational and financial risks of the SMEs from Romanian and Hungarian counties (Bihor- Hajdu Bihar). For my calculations I used the financial statements of investigated enterprises registered in the two mentioned counties. I also considered important to present the main features of enterprise sectors from these neighbouring counties. Based on the four-year (2009-2012) financial statements of enterprises I calculated the degree of operational and financial leverage ratios. Besides these, I also calculated some financial ratios considered important regarding to present research: Current ratio (liquidity), Debt ratio, Assets turnover ratio, Profitability ratios.

During the investigation of statistical characteristics of each year, we can see that in Romania only 8 indicators from 10 had coefficient of variance $< 100\%$, so 80% of indicators the coefficient of variance had values greater than 100%. In the case of Hungarian enterprises, the coefficient of variance shows worse values than in Romanian. In the case of 36 indicators from 40, or 90% of calculated indicators the coefficient of variance was greater than 100%. Based on these, it became clear to me, that the examined population is strongly heterogeneous in term of two leverage ratios (DOL, DFL) and selected financial ratios.

The extremely high values of dispersion measures drew attention that in case of two enterprise's samples, the indicators' mean values are not proper measurements for sample characterizing. In order to get a homogeneous sample, I decided to group the sample. The grouping was carried out with k-means cluster analysis, where I used as grouping features the DOL and DFL. Although appeared clusters with different element numbers, I analysed in details only those that contained more than 10 elements. Besides the degree of leverage ratios I calculated the degree of combined leverage ratio (DCL). In the analysis, I considered important to determine the Sales / Sales in break-even point related to DOL and the Interest coverage ratios strongly related to DFL. In reference to financial ratios, I performed the raking of ratios. Based on the average values of created clusters, I found out how many

percent of financial ratios reach each ranking number into the given cluster. Due to the extent limit, I could not deal with detailed analysis of financial ratios. Therefore, in the interpretation and analysis of financial ratios I tried to approximate it by the deviation from mean of each financial ratios divided to mean. Accordingly, I created the MDMR (**M**ean **D**eviation to **M**ean **R**atio) which made the risk position of each cluster more suggestive in term of financial ratios. In addition, it also helped me in determination of clusters' ranking. The colour scale that I used also supported the ranking and the comparability of different risk measurements and features.

In the analysis of risk, I also considered important to express enterprise risk with other measures. For this purpose, I presented the corporate through the dispersion measures of DOL, DFL and DCL (standard deviation, semi-deviation, mean absolute deviation, median absolute deviation). During the cluster analysis, I calculated the mentioned four dispersion measures only for clusters including more than 10 companies. In order of a better illustration of similarities and differences between the examined groups, I also visualized the clusters in two-dimensional coordinate system. I performed this by using multidimensional scaling. For metric scaling I used the three leverage ratios' dispersion measures and the average of financial ratios (AFR). In metric scaling, the similarities and differences between displayed objects are indicated by distances. Besides the comparison of each cluster, the representation in the coordinate system made possible to compare the results obtained by applying different risk measures. The investigation revealed that in most of the cases, the degree of leverage ratios and the dispersion measures of its do not indicate the same risks. I also examined the effect of clustering by multilevel regression.

I examined the effect of clustering using multilevel regression model. In each of the investigated years, in case of DFL, the effect of clustering could be more and less pointed. In the first two analysed years, both in Romanian and Hungarian enterprises the variance of three degree of leverage ratios exceeded the value of error. Not the same situation could be seen in the next two years. In 2011, in case of DCL in Romania, in the 2012, in case of DOL and DCL in Hungary, the value of error exceeded the value of variance. The values of leverage and its dispersion measures, except in some cases, show different and in many cases contradictory results. At the same time, I experienced significant synchrony between MDMR and the three degree of leverage ratios. In the cluster analysis of Romanian and Hungarian companies, in many cases, in companies with high operational and financial risks the MDMR values were also unfavourable. Therefore, I considered that it is important to examine the

relationship between degree of operational/financial leverage and financial ratios. I did not find proper correlation between the two risk measures (DOL and DFL) and financial ratios calculated from the basic data. Therefore, I divided the population into deciles. In this way, more homogenous groups were created, which made possible the panel analysis of relationship between degree of leverage and some financial ratios.

In the first three years of analysis, the Hungarian companies were more risky than the Romanians, in terms of DOL. In 2012, the DOL's absolute values of cluster averages are much higher. This indicates much higher operational risk in case of Romanian companies. The DFL calculated by the average values of Romanian clusters show greater financial risk, excepting year 2009. During the panel regression analysis based on decimals of two leverage ratios and financial ratios, it became obvious, that the two risk measures used as dependent variables could be determined by financial ratios. I calculated the random effect and fixed effect panel regression and I used Hausman's test to compare the obtained results. For DOL, in case of both countries, the one-way random effect panel regression considered consistent. The high values of coefficients of determination in Romanian and Hungarian SMEs confirmed the fact of strong relationship between operational leverage ratio and financial ratios. In order to avoid multicollinearity between the explanatory variables I calculated the variance inflation factor (VIF) for each regression function. I included in the final panel regression models only the variables, of which VIF values were less than 10.

In the case of Romanian SMEs, the operating leverage as dependent variable could be explained through five financial ratios: Inventory turnover ratio, Net working capital / Current assets, Sales / Employee expenses, Receivables turnover ratio and Quick ratio (liquidity). The first three have positive effect and the last two have negative impact on operating leverage. On the score of Hungarian SMEs, operating leverage could also be determined by five financial indicators. Excepting one, (Current assets/Total assets) each financial ratio has positive effect on DOL. The explanatory variables of DOL panel regression model are the following: Receivables turnover ratio, Operating profit / Total expenses, Quick ratio (liquidity), Net working capital / Current assets, Current assets / Total assets. Consequently, we can see that there are differences and similarities in term of explanatory variables in two countries' SMEs. The coefficients of the panel regression model of both countries include: Receivables turnover ratio, Net working capital / Current assets, Quick ratio (liquidity). So three of the five indicators are the same and two are different. The idiosyncratic effect is also

high that indicates that the enterprises' individual and time changes are significant. This highlights that in the case of investigated companies the uncertainty is relatively high.

In this case of financial leverage ratio, the random effect of panel regression was consistent: one-way variant in case of Romanian enterprises and two-way in case of Hungarian enterprises. I observed that in Romanian SMEs there is a much stronger correlation between financial leverage and selected financial ratios than in case of Hungarian companies. In case of Romanian SMEs, four of the investigated financial indicators had adequate explanatory power. With one exception (Debt ratio), I found positive correlation between the financial ratios included in final model and the degree of leverage ratios. In the case of Romanian SMEs, the DFL could be correlated with Net income / Operating profit, Return on equity, Net working capital / Current assets and Debt ratio. Surprisingly the Debt ratio and financial risk are negative correlated, which disproves the information that we can read in the financial literature. In this case, the idiosyncratic effect is also significant, which means that the enterprises' individual and time changes are significant.

In the case of Hungarian SMEs the two ways random effect of panel regression provided better solution for DFL. The advantage of it is essential; besides the individual effect it is able to present separately the time effect. Two of the investigated variables, have positive effect on the financial risk (Debt / Equity, Debt ratio), while in the case of the other two (Return on Equity, Net working capital / Current assets) I experienced negative correlation. It could be stated that both countries' panel regression models include as explanatory variables: Return on equity, Debt ratio, and Net working capital / Current assets. The time effect plays a decisive role on Hungarian companies because it represents 98.70% of all variance.

The analysis reflects that the two countries' enterprises cannot always manage operational and financial risk. This is basically supported by significant deviations of each cluster's DOL and DFL. Probably this causes difficulties in determination of an adequate correlation between leverage and financial ratios, as well.

IRODALOMJEGYZÉK

1. Alastair, L. D. (2009): *Mastering Risk Modelling*, Prentice Hall, Financial Times, Pearson Education.
2. Altár, M. (2002): *Teoria portofoliului*, Academia de Studii Economice, București, 70-71 p.
3. Amemiya, T. (1971): *The Estimation of Variances in Variance Components Model*, *International Economic Review*, Vol. 12, pp. 1-13.
4. Andreß, H.J. – Golsch, K. – Schmidt, A., W.(2013): *Applied Panel Data Analysis for Economic and Social Surveys*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg 2013
5. Arellano, M. (2004): *Panel Data Econometrics: Advanced Text sin Econometrics*, Oxford University Press Inc., New York.
6. Arsdell, van P. M. (1968): *Corporation finance*, New York: Ronald Press Co.
7. Artzner, P. – Delbaen, F. – Eber, J. – Heath, D. (1999). *Coherent Measures of Risk*, *Mathematical Finance*, 9, pp. 203–228.
8. Aven, T. (2010): *Misconceptions of risk*, John Wiley and Sons.
9. Balogh, P. –Csipkés, M. – Huzsvai, L. – Nagy, L. – Pocsai, K. (2012): *Statisztika. Gazdaságelemzők részére Excel és R alkalmazások*, szerk. Huzsvai, L., Seneca Books., 77 o.
10. Baltagi, B. H. (2005): *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, John Wiley and Sons., England.
11. Baltagi, B.H. (2008): *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, 4th Edition, Chichester, United Kingdom.
12. Balvers, R. J. – Casimano, T. F – McDonald, B. (1990): *Predicting stock returns in an efficient market*, *Journal of Finance* 45: 110-1128
13. Baranyai, Zs. – Fenyves, V. – Pupos, T. – Takács, I. – Tarnóczy, T. (2013): *Gazdasági elemzés (Elméleti jegyzet)*. Debreceni Egyetem, AGTC, Debrecen, ISBN 978-615-5183-69-0
14. Barton, T. L. – Shenkir, W. G – Walker, P. L (2002): *Making Enterprise Risk Management Pay Off. How Leading Companies Implement Risk Management*, Financial Times/Prentice Hall PTR
15. Basel Committee on Banking Supervision (2003): *Sound Practices for the Management and Supervision of Operational Risk*.
16. Belsley, D. A. – Kuh, E. – Welsch, R. E. (1980): *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. New York: John Wiley.
17. Berk, J. – DeMarzo, P. (2014): *Corporate Finance*, Third Edition, The Pearson Series in Finance.

18. Brealey, R. A. – Myers, S. C. – Allen, F. (2014): Principles of Corporate Finance – Eleventh Global Edition, Mc Graw Hill Education, UK.
19. Bélyácz, I. (2004): A kockázat változó szerepe az értékszámításban, akadémiai székfoglaló előadás anyaga, <http://www.mta.hu/fileadmin/szekfoglalok/000873.pdf>
20. Bélyácz, I. (2009): Befektetési döntések megalapozása, Aula Kiadó, Budapest.
21. Bélyácz, I. (2010): Kockázat vagy bizonytalanság? Elméletörténeti töredék a régi dilemmáról, Közgazdasági Szemle, LVII. évf., július–augusztus, 652–665 p.
22. Bélyácz, I. (2011-a): Kockázat, bizonytalanság, valószínűség, Hitelintézeti Szemle, 10-ik évf. 4. szám, 289-313 p.
23. Bélyácz, I. (2011-b): Kockázat és bizonytalanság a döntésbeli alkalmazhatóság tükrében, Hitelintézeti szemle, Tizedik évfolyam 4 szám, 379-385 p.
24. Bíró T. – Kresalek P. – Pucsek J. – Sztanó I. (2007): A vállalkozások tevékenységének komplex elemzése. Perfekt kiadó, Budapest.
25. Blanchard, O. J. (1993): Movements in the equity premium. Brookings Papers Economic Activity, Macroeconomics (2): 75-118
26. Blanchard, P. (1996), Software review, Chapter 33 in L. Mátyás and P. Sevestre, eds., The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory With Applications (Kluwer Academic Publishers, Dordrecht), 879–913 pp.
27. Blashfield, R. K. – Aldenderfer, M. S. (1978): Computer programs for performing iterative partitioning cluster analysis. Applied Psychological Measurement 2: 533-541.
28. Bollen, K. – Brand, J. E. (2008): Fixed and Random Effects in Panel Data Using Structural Equations Models, California Center for Population Research On-Line Working Paper Series, PWP-CCPR-2008-003
29. Brüderl, J. (2015): Applied Panel Data Analysis Using Stata, Ludwig Maximilians Universität, München, April 2015.
30. Bugár, Gy., Uzsoki, M. (2006) “Befektetések kockázatának mérése”. Statisztikai Szemle, vol. 84., nr. 9.
31. Campbell, J. Y. (1987): Stock returns and the term structure, Journal of Financial Economics 18: 373-399
32. Cecchetti, S. G. (2006): Measuring The Macroeconomic Risks Posed By Asset Price Booms, NBER Working Paper 12542, Cambridge
33. Chen, Y. (2007): Adaptive Risk Management, Dissertation, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Humboldt-Universität zu Berlin, <http://edoc.hu-berlin.de/dissertationen/chen-ying-2007-01-09/PDF/chen.pdf>
34. Chong, Y. Y. (2004): Investment risk management, John Wiley Sons, Ltd., Wiley Finance, England.

35. Christoffersen, P., F. (2003): *Elements of Financial Risk Management*, Academic Press, Elsevier Science, USA
36. Colquitt, J. (2070): *Credit Risk Management. How to avoid lending disasters and maximize earnings*. McGraw-Hill.
37. Condamin, L. – Louisot, J.-P. – Naim, P. (2006): *Risk quantification. Management, Diagnosis and Hedging*, John Wiley & Sons, Ltd., England
38. Conklin, D. W. (2002): Analyzing and managing country risks. *Ivey Business Journal*, 66 (3) (January/February), 36–41 p.
39. Connor, G. – Korajczyk, R. A.(1988): Risk and return in an equilibrium APT: Application of a new test methodology, *Journal of Financial Economics* 21,255-289 p.
40. Croissant, Y. - Millo, G. (2008): *Panel Data Econometrics in R: The plm Package*. *Journal of Statistical Software*, July 2008, Volume 27, Issue 2.
41. Croissant, Y. – Millo, G. – Tappe, K. (2016): Package 'plm', *Linear Models for Panel Data*, <https://cran.r-project.org/package=plm>
42. Crouhy, M. – Galai, D. – Mark, R. (2006): *The essentials of risk management*, McGraw-Hill, USA.
43. Cullen, A. C. – Frey, C.H. (1999): *Probabilistic Techniques in Exposure Assessment: A Hand-book for Dealing Variability and Uncertainty in Models and Inputs*, Plenum Press, New York.
44. Cuoco, D. – He, H. – Issaenko, S. (2001): *Optimal Dynamic Trading Strategies with Risk Limits*, Manuscript, The Wharton School, University of Pennsylvania.
45. de Finetti, B. (1937): *La Prévision: Ses Lois Logiques, Ses Sources Subjectives*, *Annales de l'Institut Henri Poincaré*, vol.7: 1-68. Translated (1964) in *Studies in Subjective Probability*. Edited by Henry E. Kyburg, Jr., and Howard E Smokler, New York: John Wiley & Sons.
46. Damodaran, A. (2015): *Applied Corporate Finance, Fourth Edition*, JohnWiley & Sons, Inc.
47. Eftekhari, B. – Pedersen C. S. – Satchell S. E. (2000): On the volatility of measures of financial risk: an investigation using returns from European markets. *The European Journal of Finance.*, vol. 6.,p. 18–38.
48. Elek I. (2005): *Az adatbányászat osztályozási eljárásainak alkalmazása a vektoros térinformatikában*. *Geodézia és Kartográfia* 11, Budapest.
49. Elton, E. – Gruber, M. – Mei, J. (1994): Cost of capital using arbitrage pricing theory: A case study of nine New York utilities. *Financial Markets, Institutions and Instruments* 3, 46–73 p.
50. Enders, C. K. - Tofighi, D. (2008): The impact of misspecifying class-specific residual variances in growth mixture models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 15, 75–95.

51. Ehrhardt, M. C. – Brigham E. F (2017): *Corporate finance: A Focused Approach*, Sixth Edition, South-Western College Pub
52. Everitt, B. S. - Landau, S. - Leese M. - Stahl D. (2011): *Cluster Analysis*, 5th Edition, Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley & Sons.
53. Fisher, I. (1906): *The Theory of Interest*. MacMillan, New York.
54. Gabriel, S. C. – Baker, C.B. (1980): *Concepts of business and financial risk*, American Agricultural Economics Association.
55. Gallati, R. (2003): *Risk management and capital adequacy*, The McGraw-Hill Companies, Inc., United States of America.
56. Gordon, M. J. (1959): *Dividends, Earnings and Stock Prices*. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 41, No. 2, Part 1, 99-105 p.
57. Greene, W. H. (1993): *Econometric Analysis*, 2nd edn. New York: Macmillan
58. Greene, W., H. (2012): *Econometric Analysis*, Seventh Edition, Pearson Education Limited, New York University, 2012
59. Grinblatt, M. – Titman, S. (1998): *Financial markets and corporate strategy*, Irwin McGraw-Hill
60. Györfly, D. (2011): *Válság, következmények és feladatok Földobott kő? – Tények és tendenciák a 21. Században*, *Közgazdasági Szemle*, LVIII. évf., 2011. június 565–569 p.
61. Haley, U. C. V. (2003): *Assessing and controlling business risks in China*, *Journal of International Management*, 9, 237–252 p.
62. Hamar, F. (2003): *Sikeres nyúdíjreform?*, *Statisztikai Szemle*, 81 évfolyam, 12 szám.
63. Hamilton, G. (1996): *Risk Management 2000*. Studentlitteratur. Lund.
64. Hampton, J. J. (2009): *Fundamentals of enterprise risk management: How Top companies assess risk, manage exposure, and seize opportunities*, Amacom, USA.
65. Hausman, J. A. (1978): *Specification Tests in Econometrics*. *Econometrica*, Vol. 46. No. 6., 1251–1271. o.
66. Hartigan, J. A. – Wong, M. A. (1979): *Algorithm AS 136: A k-means clustering algorithm*". In: *Applied Statistics* 28.1, 100-108 p.
67. Hartigan, J. A. (1975): *Clustering Algorithms*. John Wiley& Sons Ltd., New York.
68. Härdle W. K. - Simar L. (2003): *Applied Multivariate Statistical Analysis, Method and Data technology*, 2003
69. Härdle W. K. - Simar L. (2011): *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Third Edition, Springer.
70. Hicks, I. (1931): *The Theory of Uncertainty and Profit*. *Economica*, Vol. 11. 170–189 p.
71. Himber P. – Kapásiné B. M. – Kovácsné S. P. (2006): *Számvitelemzés II.. Perfekt kiadó, Budapest.*

72. Holton, G. A. (2004): Defining Risk. *Financial Analysts Journal*, Vol. 60, No. 6, 19-25 p.
73. Horcher, K. A. (2005): *Essentials of financial risk management*, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.
74. Hout, M. C. – Papesh, M. M. – Goldinger, S. (2012): Multidimensional scaling, John Wiley & Sons, Ltd., *WIREs Cogn Sci* 2012. doi: 10.1002/wcs.1203
75. Horne, van J. C. (1974): *Fundamentals of Financial Management*, Englewood Cliffs, N.J: Prentice-Hall.
76. Howell, L. D. - Xie, D. (2000): Asia at risk: the impact of methodology in forecasting. In: Haley, U.C.V. (Ed.), *Strategic Management in the Asia Pacific: Harnessing Regional and Organizational Change for Competitive Advantage*. Butterworth-Heinemann, Oxford & Boston.
77. Huberman, G. – Zhenyu, W. (2005): Arbitrage pricing theory, Staff Report, Federal Reserve Bank of New York, No. 216, <http://hdl.handle.net/10419/60653>
78. Hunyadi L. (2000): A determinációs együttható. *Statisztikai Szemle*, 78(9): 753–765.
79. Hsiao, C. (2003): *Analysis of panel data*, Second Edition, Cambridge University Press, Cambridge
80. Illés, I-né (2002): *Társaságok pénzügyei*, Saldo Pénzügyi Tanácsadó és Informatikai Kiadó.
81. Illés, I-né (2007): *Vállalkozások pénzügyi alapjai*. SALDO Pénzügyi Tanácsadó és Informatikai Zrt., Budapest.
82. Johnson, R. – Wichern, D. (2014): *Applied Statistical Analysis*, Pearson New International Edition, 6th Edition.
83. Jorion, P. (2003): *Financial risk manager handbook*. Second edition. John Wiley& Sons, Inc.
84. Katits E. (2007): *A vállalati gazdálkodás alapjai*. Saldo kiadó, Budapest.
85. Kedar, B. Z. (1970): *Again: Arabic Risq, Medieval Latin Riscum*. Studi Medievali. Centro Italiano Di Studi Sull Alto Medioevo, Spoleto.
86. Kelsey, D. –Yalcin, E. (2006): The arbitrage pricing theorem with incomplete preferences, *Mathematical Social Sciences* 54 (2007) 90–105 p.
87. Keown, A. J. – Martin, J. D. – Petty J. W. (2014): *Foundations of Finance - The Logic and Practice of Financial Management*, Eighth Edition, Pearson Education, Inc., 392 o.
88. Kerkhof, F. L. J. (2003): *Model Risk Analysis for Risk Management and Option Pricing*, doktori értekezés, Tilburg University: CentER, Center for Economic Research, <https://pure.uvt.nl/ws/files/548606/Kerkhof2.pdf>
89. Keynes, J. M. (1921): *A Treatise on Probability*. London, The MacMillan Company.

90. Keynes, J. M. (1937): The General Theory of Employment. Quarterly Journal of Economics, Vol. 51, 209–223 p.
91. King, J. - C2i International: Main-Wilson, A. (2005): Managing business risk. A practical guide to protecting your business, 2nd edition, Kogan Page Limited, Great Britain, 52-55 p.
92. Kline, R.B. (2011): Principles and Practice of Structural Equation Modeling, 3rd edition. New York: The Guilford Press.
93. Knight, F. H. (1921): Risk, Uncertainty, and Profit, Boston MA: Hart, Schaffner and Marx; Houghton Mifflin.
94. Kolmogorov, A. N. (1933): Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsrechnung. Berlin, Springer-Verlag Translated (1960) as Foundations of Theory of Probability. 2nd English ed. New York: Chelsea Publishing.
95. Kovács, E. (2011): A kockázat mint látens fogalom, Hitelintézési szemle, Tizedik évfolyam, 4 szám, 348-359 p.
96. Keown, A. J. – Martin, J. D. – Petty J. W. (2014): Foundations of Finance - The Logic and Practice of Financial Management, Eighth Edition, Pearson Education, Inc., 392 o.
97. Kristóf, T. (2008): Gazdasági szervezetek fennmaradásának és fizetőképességének előrejelzése, Ph.D disszertáció, Budapest Corvinus University, Budapest.
98. Kruskal, J. B.: (1964): Multidimensional scaling by optimizing goodness of fit to a nonmetric hypothesis, Psychometrics, 29, 1-27p.
99. Kruskal, J. B. – Wish, M. (1978): Multidimensional Scaling., Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
100. Kumar, P.(2017): Relationship between degree of financial leverage and earning per share, Research Scholar, Ranchi University, India, IMPACT: International Journal of Research in Business Management (Impact:IJRBM), Vol. 5, Issue 11, Nov 2017, 5-10. o.
101. Lamanda, G. – Zsolnai, A. (2010): Mozgó célpont – a tőke megfelelési direktíva első pillére, Pénzügyi Szemle, LV. évfolyam 2010/1. szám, 154-167. p.
102. Lariviere, V. - Gingras, Y. (2011): Averages of ratios vs. ratios of averages: An empirical analysis of four levels of aggregation, Journal of Informetrics 5 (2011) p. 392–399
103. Lepš J. - Šmilauer P. (2003): Multivariate Analysis of Ecological Data using Canoco, Cambridge University Press, New York, 97p., 2003.
104. LeRoy, S. F. – Singell, L. D., Jr. (1987): Knight on Risk and Uncertainty, Journal of Political Economy, Vol. 95, No. 2 (Apr., 1987), 394-406 p.
105. Lintner, J., 1965 The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, Review of Economics and Statistics, 47: 13-37

106. Lo Nigro, G. – Abbate, G. (2011): Risk assessment and profit sharing in business networks, *Int. J. Production Economics* 131(2011) pp. 234–241
107. Lore, M. – Borodovsky, L. (2000): *The professional's handbook of financial risk management*, KPMG, Global Association of Risk Professionals, Butterworth Heinemann, Oxford.
108. MacQueen, J. B. (1967): "Some Methods for classification and Analysis of Multivariate Observations, Proceedings of 5-th Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability", Berkeley, University of California Press, 1:281-297.
109. Madaras, Sz. (2009): Munkanélküliség elemzése a Központi Régió megyéiben, *Közgazdász Forum XII. évf., 90 sz., RMKT, 2009 október/8.*
110. Main-Wilson, A. (2005): *Managing business risk. A practical guide to protecting your business*, 2nd edition, Kogan Page Limited, Great Britain.
111. Marin, J-M. – Robert, C. P. (2014): *Bayesian Essentials with R*. Springer Science+Business Media, New York.
112. Marschak, I. (1938): Money and Theory of Assets. *Econometrica*, Vol. 6. 311–325 p.
113. Medvegyev, P. (2011): Néhány megjegyzés a kockázat, bizonytalanság, valószínűség kérdéséhez, *Hitelintézeti Szemle*, 10. évf. 4. sz., 314-324 p.
114. Merna, T. – Al Thani, F. F. (2008): *Corporate risk management*, Second Edition, John Wiley & Sons Ltd.
115. Milligan, G. W. (1981): A Monte Carlo study of thirty internal criterion measures for cluster analysis. *Psychometrika* 46: 187-199.
116. Mishkin, F. (2009): Why We Shouldn't Turn Our Backs on Financial Globalization. *IMF Staff Papers*, Vol. 56, 1. szám., pp. 139–170.
117. Modigliani, F. – Miller, M.H. (1958): The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment, *American Economic Review* 48, pp. 261-297.
118. Moeller, R. R. (2007): *COSO Enterprise Risk Management: Understanding the new integrated ERM framework*. John Wiley and Sons Inc. Hoboken, New Jersey.
119. Moher, D.- Liberati, A. –Tetzlaff, J. – Altman, D.G. (2009): The PRISMA Group. Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses: The PRISMA Statement. *PLoS Med* 6(7): e1000097. doi:10.1371/journal.pmed1000097
120. Moksony, F. (1998): A kicsi szép. A determinációs együttható értelmezése és használata a szociológiai kutatásban. *Szociológiai Szemle*, 77. évf. 4. sz. 3–17. o.
121. Molak, V. (1997): *Fundamentals of risk analysis and risk management*. Lewis Publishers (CRC Press, Inc.), New York.
122. Mun, J. (2006): *Modeling Risk Applying Monte Carlo Simulation, Real Options Analysis, Forecasting, and Optimization Techniques*, John Wiley & Sons, USA,

123. Murphy, D. (2008): Understanding risk. The theory and practice of financial risk management, CRC Press, Taylor and Francis Group, UK.
124. Neophytou, E. – Mar Molinero, C. (2001): Predicting Corporate Failure in the UK: A Multidimensional Scaling Approach, Discussion Papers in Accounting and Management Science, School of Management, University of Southampton
125. Nerlove, M. (1971): Further Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series of Cross Sections, *Econometrica*, Econometric Society, vol. 39(2), pages 359-82, March.
126. Nimal, F. (2008): Managing Microfinance Risks. Some observations and Suggestions, Asian Development Bank.
127. Oxelheim, L. - Wihlborg, C. (2008): Corporate decision-making with macroeconomic uncertainty. Performance and risk management, Oxford University Press, Inc.
128. Park, H., M. (2011): Practical Guides To Panel Data Modeling: A Step by Step Analysis Using Stata, International University of Japan, Public Management & Policy Analysis Program, Tutorial Working Paper., October 2011.
129. Pálinkó, É. – Szabó, M. (2006): Vállalati pénzügyek, Typotex, Budapest.
130. Priestley, R. (1996): The arbitrage pricing theory, macroeconomic and financial factors, and expectations generating processes, *Journal of Banking & Finance* 20 (1996) 869-890 p.
131. Ramsey, F. (1931): Truth and Probability, The Foundations of Mathematics and Other Logical Essays. New York: Harcourt Brace
132. Ray, C. (2010): Extreme risk management. Revolutionary approaches to evaluating and measuring risk, McGraw-Hill Companies.
133. Rencher, A. (2002): Methods of Multivariate Analysis, Second Edition, Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley & Sons.
134. Rényi, A (2005): *Ars Mathematica*. Budapest Typotex.
135. RiskMetrics Group (1999): Risk Management: A practical Guide, RiskMetrics Group, <https://www.msci.com/documents/10199/3c2dcea9-97be-4fb4-befe-a03b75c885aa>
136. Ross, S. (1976): The arbitrage theory of asset pricing. *Journal of Economic Theory* 13, 341–360 p.
137. Ross, S. A. – Westerfield, R. W. – Jordan, B. D (2010): Fundamentals of Corporate Finance- Ninth Edition, McGraw-Hill Irwin, New York.
138. Ross, S. A. – Westerfield, R. W. – Jordan, B. D (2013): Fundamentals of Corporate Finance- Standard Edition, McGraw-Hill Irwin, New York.
139. Sajtos L. – Fache, M. (2005): A strukturális egyenlőségek módszere és alkalmazása a marketingkutatásban. *Marketing & Menedzsment*. 39. évf. 4–5. sz., pp. 99–111.

140. Santoro, E. – Gaffeo, E. (2009): Business failures, macroeconomic risk and the effect of recessions on long-run growth: A panel cointegration approach, *Journal of Economics and Business*, 61, 435–452 p.
141. Saunders, A. – Allen, L (2010): *Credit Risk Measurement In and Out of the Financial Crisis. New Approaches to Value at Risk and Other Paradigms*, Third Edition, John Wiley & Sons, Inc.
142. Savage, L., J., (1954): *The Foundation of Statistics*, New York, Wiley & Sons.
143. Schubert, A. (2008): *Kockázatmenedzsment az ellátási láncok működésében*, 101. sz. Műhelytanulmány, HU ISSN 1786-3031
144. Schwarz, G. E. (1978): Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics* 6, 461–4.
145. Sebestyén, G. (2006): *Az arbitrált árfolyamok elméletének felhasználási lehetőségei a sztochasztikus eszköz-forrás menedzsmentben*, Ph.D értekezés, Budapesti Corvinus Egyetem, Budapest, http://phd.lib.uni-corvinus.hu/315/1/sebestyeny_geza.pdf
146. Sharpe, W. F., (1961): Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance*, 19 (3), 425-442;
147. Shepard, R. N. (1962): Analysis of proximities: Multidimensional scaling with an unknown distance function. *Psychometrika*. 27. évf. 27. sz. 219–246 p.
148. Smith, N. J.- Merna, T. – Jobling, P. (2006): *Managing Risk in Construction Projects*. Blackwell Publishing, Oxford.
149. Soenen, L. – Tarnóczy, T. (1995): *Vállalati pénzügyek*, Kossuth Lajos Tudományegyetem, Közgazdasági és Üzleti Tudományok Intézete
150. Steinhaus, H. (1956): Sur la division des corps matériels en parties. *Bulletin de l'Académie Polonaise des Sciences*, 1, p. 801–804.
151. Stigler, G. I. (1938): Production and Distribution in the Short Run. *Journal of Political Economy*, Vol. 47, 305–328 p.
152. Stock, J. H. – Watson, M. W (2011): *Introduction in Econometry – Third Edition*, Addison-Wesley series in economics, Pearson Education, Boston.
153. Stockhammer, E. – Grafl, L. (2010): Financial Uncertainty and Business Investment, *Review of Political Economy*, Volume 22, Number 4, 551–568 p.
154. Swamy, P. (1970): Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model.” *Econometrica*, 38, 311–323 o.
155. Szász, J. (2011): Valószínűség, esély, relatív súlyok. *Opciók és reálopciók*, Hitelintézeti Szemle 10. évf. 4. szám, 336–348. p.
156. Sztanó I. - Korom E. (2002): *Amit a mérleg mutat I. kötet*. Budapest. Saldo.
157. Szűcs, I (2002): *Alkalmazott statisztika*, Agroiinform Kiadó, 2002.

158. Swamy, P. A. V. B. – S. S. Arora (1972): The Exact Finite Sample Properties of Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models, *Econometrica*, Vol. 40, 253-260 pp.
159. Tan, P. - Steinbach, M. - Kumar, V. (2005): *Introduction to data mining*, Pearson Addison Wesley, 2005.
160. Takács, Sz, (2013): Többdimenziós skálázás, *Psychologia Hungarica Caroliensis*, 2013, 1 évf., 140-149 p.
161. Tapiero, C. (2004): *Risk and financial management. Mathematical and Computational Methods*, John Wiley & Sons Ltd., England.
162. Tapiero, C.S. (2003) *Selecting the optimal yield curve: An optimal control approach*, Working Paper, ESSEC, France.
163. Tarnóczy, T. – Fenyves, V. (2010): A vállalatértékelés komplex szimulációs modellje, Társadalomtudományi Csoport. *Acta Scientiarum Socialium. Universitas Kaposváriensis*. Kaposvár. ISSN 1418-7191, 95-107 p.
164. Tarnóczy, T. – Fenyves, V. – Bács, Z. – Böcskei, E. (2015): Versenyképesség és gazdasági etika. Vállalati teljesítmény elemzése panel regresszióval, *Polgári Szemle*, 12.-ik évf., 1-3 sz., 4 p.
165. Thomson, S. (2005): *Management of Financial Risks*. (in Reuvid, J. (ed.): *Managing business risk. A practical guide to protecting your business*. p. 127-131), Kogan Page Limited, Great Britain.
166. Tirole, J. (2006): *The Theory of Corporate Finance*, Princeton University Press, Princeton and Oxford, United Kingdom, 214 p.
167. Torgerson, W. S. (1958): *Theory and Methods of Scaling*. John Wiley.
168. Torgerson, W. S. (1965): Multidimensional scaling of similarity. *Psychometrika*, 30, 379-393.
169. Treynor, J. (1961). *Towards a theory of market value of risky assets*, unpublished manuscript. <http://www.empirical.net/wp-content/uploads/2014/12/Treynor-Toward-a-Theory-of-Market-Value-of-Risky-Assets.pdf>
170. Trichet, J.C.(2008): *Undervalued Risk and Uncertainty – Some Thoughts on the Market Turmoil*. Fifth ECB Central Banking Conference, Frankfurt am Main, November 13, 6 p.
171. Tukey J (1977) *Exploratory data analysis*. Pearson, London, 44 o.
172. von Mises, F. (1928): *Wahrscheinlichkeit, Statistik und Wahrheit*. 3rd German ed. Translated (1957) as *Probability, Statistics and Truth*. 2nd revised English ed. New York: Macmillan.
173. Vose, D. (2008): *Risk analysis: a quantitative guide*. John Wiley & Sons, Ltd, Chichester.7

174. Waldinger., F. (2014): Advanced Econometric Theory, Lecture 2. Panel data, Department of Economics, University of Warwick, Coventry, CV4 7AL, United Kingdom
175. Wallace, T. D. – Hussain, A. (1969): The Use of Error Components Models in Combining Cross Sections with Times Series Data, *Econometrica*, Vol. 37, 55-72 pp.
176. Wakefield, J. (2013): Bayesian and Frequentist Regression Methods. Springer New York.
177. Wickmann, D. (1999): Bayes-statisztika. ELTE Eötvös Kiadó.
178. Wilson, R. - Shlyakhter, A. (1997): Uncertainty and Variability in Risk Analysis. (in Molak, V. (ed.): Fundamentals of risk analysis and risk management. Chapter I.3) Lewis Publishers (CRC Press, Inc.), New York.
179. Wooldridge, J. M (2010): Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. London, England
180. Wooldridge, J. M (2013): Introductory Econometrics: A Modern Approach, 5th Edition, South-Western, Cengage Learning,
181. Yamai, Y. – Yoshiba, T. (2002): Comparative analyses of expected shortfall and value-at-risk under market stress, IMES Discussion Paper No. 2002-E-2, Bank of Japan.
182. Young, G. – Householder, A. S. (1938): Description of a set of points in terms of their mutual distances. *Psychometrika*. 3. évf. 3. sz., 19–22. old.

Egyéb források:

1. European Commission 2003/361/EC (2003): Recommendation concerning the definition of micro, small and medium-sized enterprises, p. 4;
2. Központi Statisztikai Hivatal (2011): A kis- és középvállalkozások helyzete a régiókban, www.ksh.hu, p. 18, p.20.;
3. Központi Statisztikai Hivatal (2013): Statisztikai tájékoztató – Hajdú-Bihar megye 2013/4, 6p.
4. Nemzeti Adó- és Vámhivatal Észak-alföldi Regionális Adó Főigazgatósága - Hajdú-Bihar Megyei Kereskedelmi és Iparkamara (2009, 2011): Top 100 cég Hajdú-Bihar megye 2009 (20 p.) és 2011 szám (17 p.) <http://nav.gov.hu/>
5. Nemzeti Adó- és Vámhivatal Észak-alföldi Regionális Adó Főigazgatósága - Hajdú-Bihar Megyei Kereskedelmi és Iparkamara (2009): Top 100 cég Hajdú-Bihar megye 2009 (19 p.) <http://nav.gov.hu/>

SAJÁT PUBLIKÁCIÓK JEGYZÉKE



**DEBRECENI
EGYETEM**

**DEBRECENI EGYETEM
EGYETEMI ÉS NEMZETI KÖNYVTÁR**

H-4002 Debrecen, Egyetem tér 1, Pf.: 400
Tel.: 52/410-443, e-mail: publikaciok@lib.unideb.hu

Nyilvántartási szám: DEENK/74/2018.PL
Tárgy: PhD Publikációs Lista

Jelölt: Kulcsár Edina
Neptun kód: AWFN78
Doktori Iskola: Ihrig Károly Gazdálkodás- és Szervezéstudományok Doktori Iskola
MTMT azonosító: 10045749

A PhD értekezés alapjául szolgáló közlemények

Folyóiratcikkek, tanulmányok (13)

1. **Kulcsár, E.:** The comparative risk analysis of small and medium enterprises.
Analele Universităţii din Oradea. Ştiinţe economice = Annals of University of Oradea. Economic science 26 (1), 413-423, 2017. ISSN: 1222-569X.
2. **Kulcsár, E.:** A pénzügyi kockázat menedzselése kis- és középvállalkozásoknál.
Dunakavics. 3 (1), 25-38, 2015. EISSN: 2064-5007.
3. **Kulcsár, E.:** Analysis of relationship between risk and financial ratios in case of romanian small and medium - sized enterprises.
Analele Universităţii din Oradea. Ştiinţe economice = Annals of University of Oradea. Economic science 24 (2), 389-397, 2015. ISSN: 1222-569X.
4. Tarnóczy, T., **Kulcsár, E.**, Laurentiu, D.: Risk and Growth Analysis of Small and Medium Size Enterprises Between 2010 and 2012.
Procedia Economics and Finance 32, 1323-1331, 2015. ISSN: 2212-5671.
5. **Kulcsár, E.:** A kockázat kezelése reálopciókkal a vállalatértékelésben.
Agrártudományi közlemények = Acta agraria Debreceniensis 58, 125-132, 2014. ISSN: 1587-1282.
6. **Kulcsár, E.:** Analysis of Romanian small and medium enterprises' bankruptcy risk.
Analele Universităţii din Oradea. Ştiinţe economice = Annals of University of Oradea. Economic science 1, 928-937, 2014. ISSN: 1222-569X.
7. Zapodeanu, D., **Kulcsár, E.**, Cociuba, M. I.: Backtesting value at risk models in the presence of structural breaks on the Romanian and Hungarian stock.
Analele Universităţii din Oradea. Ştiinţe economice = Annals of University of Oradea. Economic science 1, 802-812, 2014. ISSN: 1222-569X.
8. Zapodeanu, D., **Kulcsár, E.**, Petriş, S. I.: Financial contagion and its transmission channels between PIIGS economies.
Theoretical and Applied Economics 20 (1), 538-548, 2013. ISSN: 1841-8678.





9. **Kulcsár, E.:** Mezőgazdasági vállalkozások gazdasági kockázatának elemzési lehetőségei.
Agrártudományi közlemények = Acta agraria Debreceniensis 52, 107-116, 2013. ISSN: 1587-1282.
10. Tarnóczy, T., **Kulcsár, E.:** The comparative risk and performance analysis of Hungarian and Romanian exchange indices.
Analele Universitatii din Oradea : Stiinte Economice = Annals of University of Oradea. Economic science 22 (2), 451-462, 2013. ISSN: 1222-569X.
11. **Kulcsár, E.,** Tarnóczy, T.: The comparative analysis of Romanian and Hungarian stock market indices and exchange rates.
Analele Universitatii din Oradea : Stiinte Economice = Annals of University of Oradea. Economic science 1 (2), 564-570, 2012. ISSN: 1222-569X.
12. Sabau, P. C. D., **Kulcsár, E.,** Mara, E. R.: The Eurozone Debt Crisis. Causes and possible solutions. The case of Greece.
Theoretical and Applied Economics 5 (558), 836-842, 2011. ISSN: 1841-8678.
13. Morar, I. D., Sabau, P. C. D., **Kulcsár, E.:** The evolution of fiscal indicators in the last years in Romania.
Analele Universitatii din Oradea : Stiinte Economice = Annals of University of Oradea. Economic science 1 (1), 402-408, 2011. ISSN: 1222-569X.

A DEENK a Jelölt által az iDEa Tudóstérbe feltöltött adatok bibliográfiai és tudománymetriai ellenőrzését a tudományos adatbázisok és a Journal Citation Reports Impact Factor lista alapján elvégezte.

Debrecen, 2018.03.19.



ÁBRAJEGYZÉK

1. ábra.: A szisztematikus kutatás folyamatábrája a PRISMA ajánlás alapján	11
2. ábra: A működési áttétel fok (DOL), a pénzügyi áttétel fok (DFL) és a kombinált áttétel fok (DCL) kapcsolata	43
3. ábra: Bihar megyei vállalkozások csoportosítása a foglalkoztatottak száma szerint 2008-ban (%).....	68
4. ábra: Hajdú-Bihar megyei vállalkozások csoportosítása foglalkoztatottak száma szerint 2008-ban (%).....	72
5. ábra: A vizsgált romániai vállalkozások számított kockázati és pénzügyi mutatóinak évenkénti heterogenitása	79
6. ábra: A vizsgált magyarországi vállalkozások számított kockázati és pénzügyi mutatóinak évenkénti heterogenitása	80
7. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (román vállalatok - 2009)	92
8. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (román vállalatok - 2010)	95
9. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (román vállalatok - 2011)	98
10. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (román vállalatok - 2012)	101
11. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatói alapján (magyar vállalatok - 2009)	104
12. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (magyar vállalatok - 2010)	106
13. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (magyar vállalatok - 2011)	109
14. ábra: Klaszterek elhelyezkedése a pénzügyi mutatók, valamint a DOL és DFL szóródási mutatók alapján (magyar vállalatok - 2012)	111

15. ábra: A román és magyar vállalatok DOL mutató átlagértékeinek alakulása (2009- 2012)..	
.....	112
16. ábra: A román és magyar vállalatok DFL mutató átlagértékeinek alakulása (2009- 2012)...	
.....	113

TÁBLÁZATJEGYZÉK

1. táblázat: A Hausman-teszt hipotézisei	60
2. táblázat: A kis- és középvállalkozások definíciója az EU ajánlása szerint	65
3. táblázat: Romániai mikro-, kis- és középvállalkozások árbevételének ágazonkénti megoszlása 2008-2012 között (milliárd lej).....	67
4. táblázat: A romániai vállalatok árbevételének alakulása 2008-2012 között a foglalkoztatottak száma szerint csoportosítva (milliárd lej)	67
5. táblázat: A Bihar megyei kis- és középvállalkozások számának változása 2008-2012 között	68
7. táblázat: A magyarországi vállalatok globális árbevételének megoszlása a foglalkozottak száma alapján 2008-2012 között (milliárd Ft)	71
8. táblázat: A hajdú-bihar megyei vállalkozások számának változása 2008-2012 között	72
9. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2009-ben	91
10. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2010-ben	94
11. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2011-ben	97
12. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2012-ben	99
13. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2009-ben	103
14. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2010-ben	105
15. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2011-ben	108
16. táblázat: A vizsgált klaszterek kockázati és pénzügyi mutatói 2012-ben	110
17. táblázat: A román és magyar vállalkozások tőkeáttételi mutatóira az országhatás vizsgálatára végzett többszörös variancia-analízis eredménye	114
18. táblázat: A román és magyar vállalkozások tőkeáttételi mutatóira végzett többszintű regresszió eredménye	115
19. táblázat: A román és magyar vállalkozások tőkeáttételi mutatóira végzett panelregresszió eredménye	121

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Doktori értekezésem több éves kutatómunka eredménye. Kutatómunkám során számos nehézséggel szembesültem a kutatás terjedelmének meghatározását, az empirikus elemzésekhez felhasznált adatbázisok gyűjtését, feldolgozását, illetve az empirikus részben alkalmazott módszertan megismerését és alkalmazását illetően. Köszönetemet szeretném kifejezni mindazoknak, akik kutatásaim elkezdése óta támogatással, biztatással hozzájárultak ahhoz, hogy disszertációm jelen formájában megszülethessen.

Elsősorban köszönettel és hálával tartozom témavezetőmnek **Dr. Tarnóczy Tibor** docens úrnak folyamatos szakmai irányításáért, lelkes támogatásáért és értékes javaslatáiért.

Szeretném megköszönni az Ihrig Károly Gazdálkodás- és Szervezéstudományok Doktori Iskola vezetőjének, **Prof. Dr. Popp József** egyetemi tanárnak, hogy szervezett doktori program keretében lehetőséget biztosított kutatásaim elvégzéséhez.

Köszönetemet szeretném kifejezni **Dr. Musinszki Zoltán** egyetemi docensnek és **Prof. Dr. Balogh Péter** egyetemi tanárnak a munkahelyi vitára benyújtott doktori disszertációm alapos bírálatáért, a bírálataikban megfogalmazott építő, illetve javító szándékú észrevételeikért, értékes és gondolkodásra ösztönző megjegyzéseikért, valamint munkámat méltató szavaikért.

Szeretnék köszönetet mondani a Debreceni Egyetem Gazdaságtudományi Karán, Partiumi Keresztény Egyetem Gazdság- és Társadalomtudományi Karán, valamint a Nagyvárad Állami Egyetem Közgazdaságtudományi Karán valamennyi kollégámnak akik támogatással, biztatással kutatómunkám elkezdése óta segítettek munkámat.

Végül, de nem utolsó sorban, köszönetet mondok **családom minden tagjának**, akik pozitív emberi hozzájárulásukkal, lelki támogatásukkal és kitartásra ösztönző biztatásukkal hozzájárultak, hogy értekezésem elkészülhessen.

MELLÉKLETEK

1. számú melléklet:

A román és magyar éves beszámoló közötti főbb hasonlóságok és különbségek

A romániai OMFP3055/2009 pénzügyminiszteri rendelet szerint, Romániában azok a vállalkozások, amelyek a mérlegkészítés napján, az alábbi három feltételből legalább kettőt teljesítenek, éves beszámolót kötelesek készíteni:

- az összes eszköz értéke: 3 650 000 euró felett van;
- az árbevétel 7 300 000 euró felett van;
- az alkalmazottak átlagos száma legalább 50 fő.

Az éves beszámoló az alábbiakat tartalmazza:

- Mérleg
- Eredménykimutatás
- Cash-flow kimutatás
- Kimutatás a saját tőke változásáról
- Kiegészítő mellékletek az éves beszámolóhoz.

Azok a vállalkozások, amelyeknél a mérlegkészítés napján a fentebb látható értékfeltételek közül legalább kettőnél kisebb érték található, egyszerűsített éves beszámolót készíthetnek. Romániában az egyszerűsített éves beszámoló tartalma a következő:

- Egyszerűsített mérleg
- Eredménykimutatás
- Kiegészítő mellékletek az éves beszámolóhoz
- Opcionálisan elkészíthetik a cash-flow kimutatást és saját tőke változását tartalmazó kimutatást.

Az egyszerűsített éves beszámoló és az éves beszámoló között tartalmilag két fontos eltérés van, egyrészt a cash-flow, valamint a saját tőke változásáról szóló kimutatás, másrészt a mérleg részletessége. Az eredménykimutatásban, ami alapján a két tőkeáttételi fok mutató kiszámításra került nincsen különbség.

Magyarországon, az a kettős könnyvitelt vezető vállalkozás készíthet egyszerűsített éves beszámolót, akinél két egymást követő évben az árbevételre, mérlegfőösszegre és foglalkoztatottak számára vonatkozó kritériumok közül kettő nem éri el a Számviteli törvény (2000. C. törvény) 9. § (2) bekezdése szerinti határértékeket:

- Mérlegfőösszeg esetén az 1 200 millió forintot
- Árbevétel esetén a 2,4 milliárd forintot
- Az üzleti évben foglalkoztatottak átlagos létszáma az 50 főt.

A magyarországi Számvitelről szóló 2000. évi C törvény szerint az egyszerűsített éves beszámoló részeit képezik: az egyszerűsített mérleg és az eredménykimutatás. A vállalat opcionálisan elkészítheti az üzleti jelentés, de az nem része az éves beszámolónak.

A román és magyar egyszerűsített éves beszámolóra vonatkozó szabályozást összehasonlítva a következők állapíthatók meg. Míg a magyar Számvitelről szóló 2000. évi C törvény szerint, a mérleg „A”, illetve „B” változat szerint történhet, addig a román Számviteli 82/1991 törvény szerint csak az „A” változatnak megfelelő tagolást szokták alkalmazni. Az eredmény-kimutatásra vonatkozóan, a román szabályozás szerint, a tételek tagolása kizárólag az „össz költségköltség eljárás” szerint történik. Ugyanakkor, megemlítendő, hogy a román eredmény-kimutatás az éves beszámoló, valamint az egyszerűsített éves beszámoló esetében nem különbözik. Ezzel ellentétben, a vizsgált időszakra vonatkozóan, a magyar számviteli szabályozás szerint, az egyszerűsített éves beszámoló eredménykimutatás kevésbé részletes.

2. számú melléklet:

Az elemzésekhez felhasznált pénzügyi mutatók

Klaszterenként először az általános likviditást számítottam ki, ami a vállalat rövid távú fizetőképességét mutatja statikus módon. Ha figyelembe vesszük, hogy a fizetőképesség jelenti a vállalat életképességét, akkor likviditás vizsgálata elengedhetetlen (BÍRÓ et al., 2007). KATITS (2007) szerint a likviditás fenntartása túlélési feltételnek számít, és egy vállalat akkor mondható likvidnek, ha időben és folyamatosan eleget tud tenni fennálló kötelezettségeinek (ILLÉS, 2009). A szakirodalomban eltérő nézőpontokat találunk az általános likviditási ráta elfogadási értéke vonatkozásában. HIMBER (2006) szerint 1 alatti általános likviditási mutató esetén a vállalatnak fizetési problémái lehetnek, az 1,5-es érték megfelelő működést jelenthet, a túl magas érték pedig a jövedelmezőség romlását vonhatja maga után. KATITS (2007) szerint megfelelő azon vállalat fizetőképessége, amelyek általános likviditási mutatója 1 körül mozog. A likviditás vizsgálatánál figyelembe kell venni a vállalkozások tevékenységi jellemzőit is, mert attól függően az eszközök, illetve a kötelezettségek aránya jelentős különbségeket mutathat. A Világbank, illetve a kereskedelmi bankok nagy része 1,3-1,5 értéket tart elfogadhatónak.

Az általános likviditási mutató szoros összefüggésben van a nettó forgótőkével, ami a forgóeszközök és a rövid lejáratú kötelezettségek különbsége. Az 1-nél nagyobb likviditási mutató pozitív nettó forgótőkét jelent, ami megmutatja, hogy a forgóeszközök milyen részét finanszírozza a vállalat hosszú távú forrással. A pozitív nettó forgótőke rugalmas finanszírozási politika jelzője. Az általános likviditási mutató 1-hez közeli érték az illeszkedési elvnek megfelelő működést jelez, amely szerint a rövid távú eszközöket rövid távú forrásokkal kell finanszírozni. A negatív nettó forgótőke, illetve az 1-nél kisebb általános likviditási mutató az alapvető pénzügyi elvekkel ellentétes működésre hívja fel a figyelmet, amikor a vállalat rövid lejáratú forrásból finanszírozza befektetett eszközeit. Ez a finanszírozási forma előbb-utóbb fizetéseképtelenséghez vezethet, mert a befektetett eszközök megtérülése az árbevételben fokozatosan, időben eltolva történik, míg a rövid távú kötelezettségeket rövidebb időtávon belül kell visszafizetni. Ez a helyzet kedvezőtlen a vállalatok számára, ezért rendkívül fontos az eszközök és források lejáratú idejének összehangolása. Kedvezőbbnek minősíthető az a helyzet, amikor a vállalat tartós forrásokat használ forgóeszközeinek finanszírozására, mert a forgóeszközök pénzre válthatósága könnyebb és rövidebb időt igényel.

A második vizsgált mutató az összes eladósodottság, ami az összes adósság és összes eszköz hányadosa. Az összes eladósodottsági mutató összefüggésbe hozható tőkeellátottsági mutatóval, mert egymás komplementerei. Minél magasabb a vállalkozás tőkeellátottsága, annál nagyobb pénzügyi szabadsággal rendelkezik. A 35-40% alatti tőkeellátottság veszélyes helyzetre utalhat, ami növelheti a vállalkozás pénzügyi bizonytalanságát (SZTANÓ – KOROM, 2002). SOENEN – TARNÓCZI (1995) szerint a vállalkozás összes adóssága nem haladhatja meg az összes eszköz 50%-át, de az erős fizetőképességgel és hatékony eszközgazdálkodással rendelkező cégeknél magasabb (max. 70%-ig) eladósodottsági szint is elfogadható lehet.

Figyelembe véve, hogy a vállalat működése során számos üzleti és pénzügyi kockázatnak van kitéve, fontosnak tartottam olyan mutatókat is bemutatni, amelyek bepillantást adnak a vállalati működés bizonyos szakaszaiba. A vállalati működés során három alapvető tevékenységet különíthetünk el: beszerzés, termelés (készletezés), értékesítés. Az árúk megvásárlásától az értékesítésig tartó időszakot nevezem készletezési időszakknak. A pénzügyi és működési kockázatot tekintve, ez azért fontos, mert a készletek pénzzé tételéig a vállalatoknak esetleg ki kell egyenlíteniük a szállítói kötelezettségeiket és vevői hiteleket kell nyújtaniuk. Ez adott időben megvalósuló tényleges pénzbeáramlásokat, illetve

pénzáramlásokat jelent a vállalatok számára. A gyakorlat azt mutatja, hogy a kötelezettség/követelés felmerülése és a tényleges kifizetési/beszedési idő közötti különbség komoly bizonytalanságot, kockázatot jelenthet. A tartozások hosszabb kifizetési ideje lehet kedvező a vállalkozás számára, ha az nem kapcsolódik fizetőképességi problémákhoz, mert csökkenti a vállalkozás pénzciklusát. Ugyanakkor növelheti a beszállítók pénzciklusát, tehát esetükben növeli a kockázatot. A követelések beszedési idejének növekedése kedvezőtlen a vállalkozás szempontjából, mert növelheti annak működési és pénzciklusát is, és beszedési problémákat is jelenthet, valamint többletköltséggel is járhat. Általában minél hosszabb időre nyújtunk kereskedelmi hitelt, annál nagyobb a kockázat, hogy a tényleges pénzbeáramlás nem vagy késve fog bekövetkezni. Azt az időszakot, amely alatt a készletek újra pénzzé konvertálódnak, működési ciklusnak nevezzük. A működési ciklus két részre osztható, egyrészt a beszerzés és az értékesítés közötti időszakra, amit készletezési időnek, illetve az értékesítés és a pénzbeszedés közötti időszakra, amit a beszedési időnek nevezünk. A működési idő hossza meghatározó a vállalatok kockázatára nézve, és egyik fontos mutatója a pénzkonverziós ciklusnak.

Minél hosszabb a működési és a pénzciklus, annál nagyobb a kockázatok megjelenésének az esélye. Azt is figyelembe kell venni, hogy a működési ciklus ideje tevékenységtől függően eltérő lehet. Például a kiskereskedelmi tevékenységet végző cégeknél a működési ciklus hossza viszonylag alacsony, az autópári cégekéhez képest (ILLÉS, 2007, 210 o.).

A pénzciklus esetében elkülöníthető a tartozási időszak, ami az árubeszerzés és az arra vonatkozó tartozás kiegyenlítése közötti időszakot jelenti. A vállalatok legnagyobb részénél a követelések beszedési időszaka nincs szinkronban a tartozások kifizetésének időszakával. Ebből következően a vállalat működése során keletkezhet olyan időintervallum, amikor külső finanszírozási igény léphet fel. A kialakult időrést a tartozások kifizetésétől a vevői követelések beszedéséig nevezzük pénzciklusnak. A vállalatok többsége esetében a pénzciklus pozitív, ami azt jelzi, hogy a vállalatoknak mindaddig saját maguknak kell gondoskodniuk a készletek és a vevők finanszírozásáról, amíg a vevői követelés beszedésre nem kerül. Minél hosszabb a vállalat pénzciklusa annál nagyobb lehet a vállalat külső finanszírozási igénye (SOENEN - TARNÓCZI, 1995, 100. o.). A hosszú pénzciklus kevésbé hatékony készletgazdálkodás eredménye is lehet, de utalhat hosszabb beszedési időre is. A rövidebb pénzciklus ugyanakkor magasabb likviditásra, tehát jobb fizetőképességre utalhat, mivel a vállalkozásnak kevesebb pótlólagos forrásra van szüksége és csökkenhet a finanszírozási költség is.

A készletezési idő, amely megmutatja, hogy átlagosan hány napig vannak a vállalat pénzeszközei készletekben lekötve. A magas készletezési idő kedvezőtlennek tekinthető, mert kevésbé hatékony készletgazdálkodásra utalhat, illetve tovább vannak a pénzeszközeink lekötve. A beszedési, illetve a tartozási idő megmutatják, hogy átlagosan hány nap szükséges a követelések beszedéséhez, illetve a tartozások kifizetéséhez. A két mutató együttes vizsgálata javasolt, mivel a beszedési és tartozási idő közötti aszinkronitás is jelezhetnek likviditási gondokat. Egyértelműen kedvező helyzetre utal a rövidebb beszedési idő és a hosszabb tartozási idő, de a túlzottan magas értékek egyik esetben sem tekinthetők pozitívumnak.

A vizsgált vállalatok jövedelmezőségi helyzetének vizsgálatára a Du Pont-féle összefüggésrendszerből indultam ki. A jövedelmezőségi mutatók Du Pont féle rendszerének egyik nagy érdeme, hogy összekapcsolja a három jövedelmezőségi mutatót (ROS, ROA, ROE). Az árbevétel-arányos jövedelem (ROS) mutatót lényegében két tényező határozza meg, az árbevétel és a költségek nagysága. Nagy előnye, hogy képet ad a vállalatvezetőknek, az értékesítési stratégia hatékonyságáról, illetve a

működési költségek kontrolljáról. A magasabb ROS mutató azt tükrözi, hogy a költségek megfelelő kontroll alatt vannak, illetve hogy a vállalat bevételei megfelelő arányban vannak a költségeivel.

Az eszközök hozama mutató (ROA) a menedzsment hatékony gazdálkodásának egyik meghatározó mutatója, amely arra a kérdésre ad választ, hogy a vállalat milyen hatékonyan használja az eszközeit. A Du Pont felbontást figyelembe véve, a mutató nagyságát egyrészt a ROS, másrészt az eszközök forgási sebessége mutató határozza meg. A magas ROA mutató tulajdonítható a magasabb árbevétel arányos jövedelmezőségnek és/vagy a gyorsabb eszközforgásnak. A saját tőke hozama (ROE) mutató a tulajdonosok (a részvényesek) szempontjából játszik kulcsszerepet, mert a tulajdonosi tőke felhasználási hatékonyságának a mércéje. A pénzügyi teljesítmény mérőeszközeként is használják, mert a Du Pont összefüggés szerint a legátfogóbb mutató és összekapcsolható a fentebb említett mindkét jövedelmezőségi mutatóval. A ROE az összes eszköz hozama és a saját tőke multiplikátor függvényeként is leírható, mert a kettő a szorzataként is ki lehet számítani [(9)-(10) képletek]:

$$\text{Saját tőke multiplikátor} = \frac{\text{Összes eszköz}}{\text{Saját tőke}} = \left(1 + \frac{\text{Adósság}}{\text{Saját tőke}}\right) \quad (9)$$

$$\text{ROE} = \text{ROA} * \frac{\text{Összes eszköz}}{\text{Saját tőke}} \quad \text{vagy} \quad \text{ROE} = \text{ROA} * \left(1 + \frac{\text{Adósság}}{\text{Saját tőke}}\right) \quad (10)$$

A saját tőke hozama mutató esetében mindenképpen fel kell hívni a figyelmet a saját tőke multiplikátor szerepére. Ez azt jelenti, hogy a ROE csak abban az esetben haladja meg a ROA értékét, ha a saját tőke multiplikátor nagyobb, mint 1, ami csak akkor fordulhat elő, ha a vállalkozásnak van adóssága. A ROE mutatóval kapcsolatban azt is nagyon fontos megjegyezni, hogy a ROA-hoz képesti magas értéke a cég magas eladósodottságára utal, ami csak abban az esetben tekinthető jónak, ha az adósság költsége kisebb, mint az eszközökön elért hozam [(11)-es képlet]:

$$r_e = r_a + \frac{D}{E} * (r_a - r_d) = r_a * \left(1 + \frac{D}{E}\right) - \frac{D}{E} * r_d \quad (11)$$

ahol,

r_e – tulajdonosi tőke hozama

r_a – összes eszköz hozama

D/E – idegen tőke / összes eszköz arány

r_d – idegen tőke költsége

Ha az adósság költsége nagyobb, mint az eszközökön elért hozam, akkor a magas ROE a vállalat értékére romboló hatással van, ami egyértelműen kedvezőtlen a vállalkozás szempontjából. Tehát a magas saját tőke arányos hozam lehet, egyrészt a magas ROS mutatónak és/vagy a magas eszközforgási sebességnek és/vagy a magasabb szintű eladósodottságnak is a következménye, ahogy az az alábbi összefüggésben is látható:

$$\text{Saját tőke hozama} = \text{Marginális jövedelem} * \text{Összes eszköz forgási sebesség} * \text{Saját tőke multiplikátor} \quad (12)$$

A klaszterek pénzügyi mutatói átlagértékeinek a vizsgálata során szembesültem azzal a problémával, hogy a Du Pont féle összefüggés alkotóelemeiből történő kiszámításakor nem ugyanazt az eredményt kaptam, mint amikor azt közvetlenül számítottam ki. A klaszterek ROA mutatójának és saját tőke multiplikátor mutatójának a szorzata nem egyezett meg a ROE mutató értékével. A problémát a klaszterek átlagos pénzügyi mutatóinak számítási algoritmus okozza a problémát, amely problémával

több nemzetközi cikk is foglalkozik. Az átlagos mutatók meghatározása kétféleképpen is történhet, egyrészt a csoporton belüli vállalatok kívánt célmutatóinak átlagait felhasználva, másrészt az egyes klaszterekbe tartozó vállalkozások alapadatainak átlagértékeire támaszkodva. Az első módszerre a szakirodalomban a Mutatók átlagaként (Average of ratios) hivatkoznak, a másodikat pedig az Átlagértékekből számolt mutatónak (Ratio of averages) nevezik. Ez a megkülönböztetés azért fontos, mert a két módszer alkalmazása során az eredmények többé-kevésbé különbözhetnek egymástól. A két módszer által kapott eredmények eltérésének mértéke, nagymértékben függ attól, hogy a mutató nevezőjében található értéknek mennyire nagy a szórása, illetve milyen erős korreláció van a mutatószám és a mutató nevezőjében található érték között (LARIVIERE – GINGRAS, 2011). Az eredmények eltéréseit figyelembe véve, feltevődik a kérdés, hogy melyik átlagszámítási algoritmus tekinthető helyesnek. A válasz a kérdésre, hogy mindkét módszer által kapott érték helyes lehet, azonban azt, hogy az elemző melyiket kívánja használni, azt a kutatási céljainak megfelelően neki kell eldöntenie. A klaszterek pénzügyi mutatóinak értékelése során kiderült, hogy a Mutató Átlagaként meghatározott jövedelmezőségi mutatók esetében a Du Pont összefüggés nem írható fel. Ezért a mutatókat a klaszterekbe tartozó vállalatok alapadatainak átlagértékei alapján határoztam meg. Így lehetővé vált a jövedelmezőségi mutatók közötti kapcsolat vizsgálata. Az összehasonlíthatóság érdekében mindegyik időszakra vonatkozóan újraszámoltam, illetve értelmeztem az összes többi mutatót is.

Mutató megnevezése	Képlet
Általános likviditási mutató	Forgóeszköz / Rövid lejáratú kötelezettség
Összes eladósodottság	Összes kötelezettség / Összes eszköz
Készletek forgási sebessége	Értékesítési árbevétel / Készletek
Készletezési időszak (nap)	365 / Készletek forgási sebessége
Követelések forgási sebessége	Értékesítési árbevétel / Követelések
Beszedési időszak (nap)	365 / Követelések forgási sebessége
Működési ciklus (nap)	Készletezési időszak + Beszedési időszak
Tartozási időszak (nap)	365 / (Értékesítési árbevétel / Tartozások)
Pénzciklus (nap)	Működési ciklus - Tartozási időszak
Árbevétel-arányos jövedelmezőség - ROS (%)	(Adózott eredmény / Értékesítési árbevétel) * 100
Összes eszköz forgási sebessége	Értékesítési árbevétel / Összes Eszköz
Eszközarányos jövedelmezőség - ROA (%)	Árbevétel-arányos jövedelmezőség * Összes eszköz forgási sebessége
Saját tőke multiplikátor	(Összes eszköz / Saját tőke) vagy (1 + Adósság / Saját tőke)
Saját tőke arányos jövedelmezőség - ROE (%)	Eszközarányos jövedelmezőség * Saját tőke multiplikátor
Árbevétel / Személyi költség	Árbevétel / Személyi költség
Üzemi tevékenység eredménye / Összes költség	Üzemi tevékenység eredménye / Összes költség
Adózott eredmény / Üzemi tevékenység eredménye	Adózott eredmény / Üzemi tevékenység eredménye
Készpénz szintű likviditás	(Forgóeszköz - Készletek - Követelések) / Rövid lejáratú kötelezettség
Nettó forgótőke / Forgóeszköz	Nettó forgótőke / Forgóeszköz
Forgóeszköz / Összes eszköz	Forgóeszköz / Összes eszköz
Adósság / Saját tőke (D/E)	Összes kötelezettség / Saját tőke

3. melléklet: A vizsgált romániai vállalkozások általános statisztikai jellemzői 2009-2012 között

2009										
	Általános likviditási mutató	Összes eladósodottság	Készletezési idő	Beszedési idő	Tartozási idő	Árbevétel-arányos jövedelmezőség	Eszközarányos jövedelmezőség	Saját tőke arányos jövedelmezőség	Működési tőkeáttétel foka	Pénzügyi tőkeáttétel foka
Minimum	0,12	0,02	0,01	0,36	1,61	-0,76	-0,62	-6,35	-54,14	-60,09
1. Kvartilis	0,98	0,44	19,09	25,33	67,24	0,00	0,01	0,06	-0,68	0,53
Medián	1,23	0,74	39,17	53,99	113,69	0,02	0,05	0,23	1,43	1,00
3. Kvartilis	2,08	0,91	73,70	92,41	198,20	0,05	0,12	0,44	3,79	1,51
Maximum	29,62	1,35	744,07	449,94	5055,60	0,40	0,79	9,92	253,21	59,83
Átlag	2,09	0,69	62,47	68,11	190,24	0,02	0,08	0,36	7,70	1,30
Szórás	3,24	0,30	81,17	63,39	407,38	0,10	0,15	1,06	35,90	10,38
Relatív szórás	155,02%	43,59%	129,92%	93,06%	214,14%	410,99%	198,38%	296,01%	466,23%	796,27%
Ferdeség	5,86	-0,29	4,69	2,40	10,01	-3,37	1,31	3,31	4,80	-0,93
Csúcsosság	40,22	-0,66	31,82	9,29	114,92	26,82	7,66	46,25	26,29	22,06
2010										
Minimum	0,18	0,02	0,21	0,33	1,52	-0,13	-0,73	-3,51	-68,12	-22,47
1. Kvartilis	1,06	0,42	19,05	24,03	62,34	0,01	0,01	0,06	-1,98	0,19
Medián	1,29	0,73	41,34	49,95	117,73	0,02	0,05	0,21	0,40	0,96
3. Kvartilis	2,18	0,87	83,08	100,59	197,30	0,05	0,12	0,39	3,38	1,75
Maximum	303,13	2,31	559,54	470,16	915,63	0,31	0,91	26,81	191,97	62,53
Átlag	4,07	0,67	61,52	69,10	150,27	0,04	0,08	0,41	2,09	1,92
Szórás	23,11	0,33	66,09	62,29	140,37	0,06	0,17	2,08	23,59	7,63
Relatív szórás	568,06%	49,71%	107,43%	90,14%	93,41%	175,68%	214,65%	509,32%	1130,28%	398,25%
Ferdeség	12,54	0,50	3,19	2,16	2,45	1,14	0,50	11,73	3,96	3,70
Csúcsosság	159,16	2,35	17,70	9,10	8,26	3,69	9,08	146,18	27,81	25,58

2011										
	Általános likviditási mutató	Összes eladósodottság	Készletezési idő	Beszedési idő	Tartozási idő	Árbevétel- arányos jövedelmezőség	Eszközarányos jövedelmezőség	Saját tőke arányos jövedelmezőség	Működési tőkeáttétel foka	Pénzügyi tőkeáttétel foka
Minimum	0,13	0,03	0,36	0,33	1,58	-0,23	-0,66	-16,04	-97,57	-13,09
1. Kvartilis	1,05	0,37	18,54	25,91	52,36	0,01	0,01	0,05	-2,46	0,67
Medián	1,29	0,69	44,46	52,41	115,69	0,02	0,04	0,18	1,50	1,05
3. Kvartilis	2,39	0,87	90,65	105,37	208,72	0,06	0,12	0,38	4,18	1,40
Maximum	120,35	1,76	680,63	593,02	1718,06	0,22	1,02	4,04	101,51	28,59
Átlag	2,83	0,64	66,92	77,50	158,23	0,03	0,07	0,16	1,12	1,42
Szórás	9,25	0,32	81,91	80,68	175,96	0,06	0,14	1,51	16,37	3,71
Relatív szórás	327,38%	49,05%	122,40%	104,09%	111,21%	230,62%	212,42%	924,23%	1461,33%	261,21%
Ferdeség	11,86	0,04	3,76	2,96	4,68	-0,65	1,16	-7,43	0,80	3,38
Csúcsosság	147,34	-0,18	21,10	13,68	34,84	3,98	16,60	76,75	17,17	24,12
2012										
Minimum	0,11	0,03	0,04	-14,30	36,94	-0,57	-1,10	-28,35	-123,45	-90,29
1. Kvartilis	1,00	0,38	18,05	26,12	130,10	0,00	0,01	0,03	0,13	0,49
Medián	1,38	0,64	44,28	58,36	200,45	0,02	0,04	0,15	1,66	1,00
3. Kvartilis	2,21	0,88	100,19	115,66	307,14	0,05	0,11	0,28	6,39	1,38
Maximum	66,82	3,13	3189,45	5831,19	10926,05	0,26	0,47	1,28	135,84	26,68
Átlag	2,66	0,64	89,72	115,95	317,99	0,02	0,05	-0,01	5,01	0,82
Szórás	5,66	0,37	253,49	445,65	835,30	0,10	0,14	2,23	25,82	8,51
Relatív szórás	212,44%	57,23%	282,55%	384,36%	262,68%	490,56%	260,46%	-17271,87%	515,77%	1040,50%
Ferdeség	8,84	1,73	10,70	12,21	11,86	-3,13	-2,75	-11,94	0,44	-6,91
Csúcsosság	93,69	10,71	126,55	153,38	147,38	16,94	25,00	147,93	10,51	75,07

4./a melléklet: A vizsgált romániai vállalkozások DOL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012)

2009							
	3. klaszter	11. klaszter	12. klaszter	Év			
Szórás	2,49	3,04	4,10	41,43			
Szemi-szórás	2,03	1,53	3,57	13,97			
Átlagos abszolút eltérés	2,00	2,11	1,96	15,77			
Középtérés	2,13	1,61	1,51	3,17			
2010							
	2. klaszter	3. klaszter	4. klaszter	6. klaszter	Év		
Szórás	1,48	2,90	2,18	5,00	23,09		
Szemi-szórás	0,98	2,22	1,19	3,23	12,64		
Átlagos abszolút eltérés	1,18	2,41	1,65	3,31	9,28		
Középtérés	1,42	2,85	1,47	2,01	3,60		
2011							
	1. klaszter	2. klaszter	3. klaszter	6. klaszter	9. klaszter	11. klaszter	Év
Szórás	1,42	78,52	7,91	6,52	1,82	1,09	27,09
Szemi-szórás	1,09	72,29	6,43	4,11	1,00	0,71	22,77
Átlagos abszolút eltérés	1,20	37,33	4,33	5,43	1,32	0,89	9,21
Középtérés	1,56	2,89	2,56	7,16	1,63	1,10	4,74
2012							
	1. klaszter	3. klaszter	6. klaszter	11. klaszter	Év		
Szórás	3,03	8,27	15,41	210,88	76,85		
Szemi-szórás	1,97	4,46	15,13	57,16	45,83		
Átlagos abszolút eltérés	2,36	6,17	4,02	107,82	20,13		
Középtérés	2,72	8,13	1,25	7,28	4,00		

4./b melléklet: A vizsgált romániai vállalkozások DFL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012)

2009							
	3. klaszter	11. klaszter	12. klaszter	Év			
Szórás	1,27	2,29	0,73	10,38			
Szemi-szórás	0,98	1,28	0,53	7,64			
Átlagos abszolút eltérés	0,94	1,73	0,42	3,52			
Középtérés	0,85	1,21	0,27	0,74			
2010							
	2. klaszter	3. klaszter	4. klaszter	6. klaszter	Év		
Szórás	1,90	2,04	3,08	1,51	7,63		
Szemi-szórás	1,67	1,73	1,92	0,77	3,63		
Átlagos abszolút eltérés	1,29	1,10	2,56	0,97	3,48		
Középtérés	0,90	0,85	3,40	0,67	1,17		
2011							
	1. klaszter	2. klaszter	3. klaszter	6. klaszter	9. klaszter	11. klaszter	Év
Szórás	1,40	2,75	1,81	0,58	1,75	0,93	3,71
Szemi-szórás	0,53	1,25	0,86	0,38	0,67	0,72	1,83
Átlagos abszolút eltérés	0,65	2,01	0,93	0,48	0,93	0,59	1,50
Középtérés	0,42	0,46	0,32	0,77	0,48	0,46	0,55
2012							
	1. klaszter	3. klaszter	6. klaszter	11. klaszter	Év		
Szórás	1,13	4,82	1,87	0,53	8,51		
Szemi-szórás	0,76	1,66	1,13	0,33	7,54		
Átlagos abszolút eltérés	0,62	2,69	1,02	0,42	2,43		
Középtérés	0,38	1,16	0,66	0,49	0,72		

4./c melléklet: A vizsgált romániai vállalkozások DCL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012)

2009							
	3. klaszter	11. klaszter	12. klaszter	Év			
Szórás	4,35	32,86	4,11	94,84			
Sze mi-szórás	3,59	13,34	2,22	74,73			
Átlagos abszolút eltérés	2,38	20,21	2,42	25,76			
Közé peltérés	1,44	11,19	1,88	3,61			
2010							
	2. klaszter	3. klaszter	4. klaszter	6. klaszter	Év		
Szórás	1,91	16,22	18,03	13,76	79,88		
Sze mi-szórás	1,27	9,07	9,91	6,93	41,95		
Átlagos abszolút eltérés	1,43	6,70	13,47	9,46	25,20		
Közé peltérés	1,74	3,00	12,01	7,69	4,13		
2011							
	1. klaszter	2. klaszter	3. klaszter	6. klaszter	9. klaszter	11. klaszter	Év
Szórás	1,81	84,93	13,26	8,22	12,34	2,75	108,00
Sze mi-szórás	1,28	75,92	11,10	5,96	4,56	2,42	47,80
Átlagos abszolút eltérés	1,45	40,81	8,87	6,84	6,30	1,58	23,79
Közé peltérés	1,74	9,68	6,53	10,55	4,14	1,51	5,02
2012							
	1. klaszter	3. klaszter	6. klaszter	11. klaszter	Év		
Szórás	7,93	146,94	28,50	183,94	226,63		
Sze mi-szórás	4,22	54,79	28,05	50,52	210,02		
Átlagos abszolút eltérés	5,15	87,57	6,78	93,94	43,70		
Közé peltérés	4,70	36,48	1,57	14,15	4,55		

5. melléklet: A vizsgált magyarországi vállalkozások általános statisztikai jellemzői 2009-2012 között

2009										
	Általános likviditási mutató	Összes eladósodottság	Készletezési idő	Beszedési idő	Tartozási idő	Árbevétel-arányos jövedelmezőség	Eszközarányos jövedelmezőség	Saját tőke arányos jövedelmezőség	Működési tőkeáttétel foka	Pénzügyi tőkeáttétel foka
Minimum	0,13	0,02	0,29	0,01	2,22	-0,59	-1,93	-4,04	-199,13	-74,14
1. Kvartilis	1,06	0,27	25,11	6,18	32,77	0,00	0,01	0,02	-2,77	-0,26
Medián	1,53	0,45	56,59	23,97	63,44	0,02	0,03	0,06	1,69	0,89
3. Kvartilis	3,21	0,72	102,90	66,71	114,51	0,05	0,08	0,15	5,42	1,46
Maximum	32,05	15,01	616,19	1356,13	1144,55	1,01	0,53	51,30	175,66	63,78
Átlag	3,65	0,66	79,08	55,66	94,81	0,03	0,00	0,46	4,57	-1,27
Szórás	5,52	1,23	84,64	122,78	127,72	0,13	0,24	4,05	33,48	15,17
Relatív szórás	151,16%	187,07%	107,03%	220,59%	134,72%	395,24%	11681,95%	871,27%	732,70%	-1196,41%
Ferdeség	3,15	9,41	2,87	7,69	4,95	2,33	-4,89	11,67	0,49	-1,37
Csúcsosság	11,01	104,34	12,48	73,39	32,75	24,33	31,56	142,39	13,97	10,16
2010										
Minimum	0,11	0,01	0,64	0,09	1,04	-0,40	-1,43	-5,91	-129,65	-61,25
1. Kvartilis	1,07	0,26	23,90	6,39	33,42	0,00	0,01	0,02	-3,43	0,86
Medián	1,60	0,45	53,19	24,31	61,81	0,01	0,02	0,05	0,71	1,07
3. Kvartilis	3,17	0,72	107,33	63,74	106,42	0,05	0,08	0,15	4,93	1,61
Maximum	94,46	4,60	394,51	829,96	1272,56	1,42	0,89	1,52	145,08	39,27
Átlag	4,18	0,62	73,76	50,86	93,15	0,03	0,01	0,06	1,52	1,27
Szórás	10,22	0,68	68,54	95,24	125,18	0,14	0,21	0,62	26,21	6,18
Relatív szórás	244,60%	110,54%	92,92%	187,24%	134,39%	503,80%	2067,76%	1060,17%	1724,63%	484,70%
Ferdeség	6,69	3,17	1,72	6,02	5,73	5,33	-3,08	-5,89	1,12	-4,42
Csúcsosság	50,78	12,06	3,80	44,09	46,26	54,31	20,56	50,30	13,08	67,53

2011										
	Általános likviditási mutató	Összes eladósodottság	Készletezési idő	Beszedési idő	Tartozási idő	Árbevétel-arányos jövedelmezőség	Eszközarányos jövedelmezőség	Saját tőke arányos jövedelmezőség	Működési tőkeáttétel foka	Pénzügyi tőkeáttétel foka
Minimum	0,16	0,01	0,08	0,09	1,25	-0,33	-0,89	-46,86	-95,69	-12,42
1. Kvartilis	1,08	0,23	22,29	6,04	35,73	0,00	0,01	0,03	-3,11	0,89
Medián	1,67	0,43	52,25	24,47	62,72	0,02	0,05	0,10	1,67	1,04
3. Kvartilis	3,43	0,72	112,23	63,68	97,26	0,08	0,11	0,20	8,12	1,68
Maximum	78,73	6,24	671,60	1271,53	1386,81	2,12	0,42	5,65	107,94	22,30
Átlag	4,49	0,61	80,15	55,97	91,08	0,06	0,04	-0,14	4,56	1,55
Szórás	9,87	0,78	88,44	131,83	139,58	0,19	0,15	3,63	27,46	3,12
Relatív szórás	219,98%	126,84%	110,34%	235,53%	153,25%	291,87%	391,44%	-2530,70%	602,62%	200,68%
Ferdesség	5,03	4,46	2,86	7,00	6,31	7,62	-2,45	-12,36	0,73	2,35
Csúcsosság	28,50	25,53	12,70	56,26	49,68	79,38	11,20	156,18	4,64	19,27
2012										
Minimum	-20,13	-0,05	0,48	0,01	-12,52	-0,54	-1,07	-18,46	-116,10	-44,96
1. Kvartilis	1,20	0,20	21,35	4,69	28,49	0,00	0,01	0,02	-1,10	0,81
Medián	1,66	0,40	53,07	23,66	56,33	0,02	0,05	0,10	1,51	1,00
3. Kvartilis	3,88	0,66	109,17	68,62	102,10	0,08	0,11	0,21	9,77	1,24
Maximum	62,71	8,94	437,20	622,04	970,08	0,77	0,52	44,54	131,43	30,97
Átlag	3,97	0,61	78,33	48,74	85,89	0,05	0,03	0,45	3,96	1,04
Szórás	7,50	0,87	82,79	68,93	114,19	0,13	0,18	4,34	25,45	5,84
Relatív szórás	188,71%	143,75%	105,70%	141,41%	132,95%	239,27%	583,48%	963,39%	642,48%	563,67%
Ferdesség	4,35	5,83	2,00	4,06	4,71	1,27	-2,25	7,33	-0,31	-1,61
Csúcsosság	27,25	47,79	4,65	26,96	29,42	8,22	9,37	72,38	9,62	31,49

6./a melléklet: A vizsgált magyarországi vállalkozások DOL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012)

2009						
	1. klaszter	3. klaszter	5. klaszter	10. klaszter	Év	
Szórás	3,66	3,09	4,79	5,91	33,48	
Szemi-szórás	2,03	2,43	3,23	3,24	21,02	
Átlagos abszolút eltérés	3,03	2,58	3,98	3,99	15,85	
Középel térés	2,13	3,14	6,70	2,34	6,51	
2010						
	3. klaszter	5. klaszter	8. klaszter	12. klaszter	Év	
Szórás	3,76	3,24	2,14	1,89	26,21	
Szemi-szórás	3,08	2,15	1,43	1,41	16,67	
Átlagos abszolút eltérés	2,78	2,52	1,88	1,65	12,14	
Középel térés	2,71	4,15	2,89	2,31	6,24	
2011						
	1. klaszter	2. klaszter	4. klaszter	5. klaszter	11. klaszter	Év
Szórás	5,18	2,55	3,27	1,67	2,18	27,46
Szemi-szórás	3,83	1,97	1,85	1,18	1,36	17,31
Átlagos abszolút eltérés	4,21	2,06	2,60	1,42	1,92	15,73
Középel térés	5,90	3,16	2,38	2,01	2,16	7,61
2012						
	2. klaszter	7. klaszter	8. klaszter	10. klaszter	11. klaszter	Év
Szórás	1,91	3,89	2,69	5,85	1,85	25,45
Szemi-szórás	1,27	2,54	1,59	4,06	1,15	18,12
Átlagos abszolút eltérés	1,37	3,50	2,19	4,84	1,56	13,52
Középel térés	1,37	4,84	1,75	8,75	1,64	5,50

6./b melléklet: A vizsgált magyarországi vállalkozások DFL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012)

2009						
	1. klaszter	3. klaszter	5. klaszter	10. klaszter	Év	
Szórás	1,95	3,82	3,99	8,30	15,17	
Szemi-szórás	1,62	2,10	2,18	6,10	12,32	
Átlagos abszolút eltérés	1,12	2,05	2,16	6,54	7,07	
Középelérés	0,63	1,20	0,96	8,39	1,29	
2010						
	3. klaszter	5. klaszter	8. klaszter	12. klaszter	Év	
Szórás	1,22	0,86	2,27	2,10	6,18	
Szemi-szórás	0,94	0,30	2,00	1,12	4,96	
Átlagos abszolút eltérés	0,76	0,44	1,14	1,43	1,75	
Középelérés	0,44	0,21	0,65	0,86	0,48	
2011						
	1. klaszter	2. klaszter	4. klaszter	5. klaszter	11. klaszter	Év
Szórás	3,40	1,86	1,56	1,05	1,00	3,12
Szemi-szórás	2,60	1,69	0,94	0,65	0,50	1,73
Átlagos abszolút eltérés	1,63	1,02	1,39	0,74	0,79	1,46
Középelérés	0,38	0,41	0,80	0,49	0,33	0,46
2012						
	2. klaszter	7. klaszter	8. klaszter	10. klaszter	11. klaszter	Év
Szórás	2,48	2,84	0,80	0,13	1,49	5,84
Szemi-szórás	2,24	0,78	0,70	0,08	0,70	4,33
Átlagos abszolút eltérés	1,46	1,33	0,52	0,09	0,97	1,74
Középelérés	0,75	0,25	0,20	0,10	0,46	0,32

6./c melléklet: A vizsgált magyarországi vállalkozások DCL mutatóinak klaszterenként szóródási értékei (2009-2012)

2009						
	1. klaszter	3. klaszter	5. klaszter	10. klaszter	Év	
Szórás	14,73	9,91	57,17	172,00	197,47	
Szemi-szórás	13,30	7,71	36,28	130,66	174,36	
Átlagos abszolút eltérés	7,41	5,59	32,95	111,33	63,62	
Középelérés	3,88	2,61	17,20	51,19	8,26	
2010						
	3. klaszter	5. klaszter	8. klaszter	12. klaszter	Év	
Szórás	12,81	9,19	8,21	3,64	59,57	
Szemi-szórás	7,98	4,85	5,48	3,09	19,84	
Átlagos abszolút eltérés	8,54	6,57	4,73	2,42	19,67	
Középelérés	3,82	8,32	3,80	2,75	8,05	
2011						
	1. klaszter	2. klaszter	4. klaszter	5. klaszter	11. klaszter	Év
Szórás	84,22	5,10	21,92	3,79	12,57	77,27
Szemi-szórás	44,14	3,04	13,61	2,14	5,21	69,02
Átlagos abszolút eltérés	39,04	3,50	19,46	2,78	8,20	27,74
Középelérés	8,82	4,01	21,24	2,89	4,02	10,47
2012						
	2. klaszter	7. klaszter	8. klaszter	10. klaszter	11. klaszter	Év
Szórás	9,13	50,47	9,96	6,16	3,97	96,36
Szemi-szórás	8,67	14,44	8,59	3,96	2,20	24,08
Átlagos abszolút eltérés	3,75	23,17	6,43	4,83	2,54	30,06
Középelérés	1,92	9,42	3,82	6,25	2,23	6,48

7. melléklet: A romániai vállalkozások véletlen hatású panel regresszió Amemiya módszerrel kapott eredményei a Működési tőkeáttétel mutatóra vonatkozóan

Változók	Regressziós együtthatók	Együtthatók hibája	t-érték	Szig. p érték
Regressziós konstans	4,816	3,908	1,232	0,218
Általános likviditási mutató	-0,007	0,081	-0,085	0,932
Összes eladósodottság	2,232	4,313	0,518	0,605
Készletezési idő	0,006	0,013	0,430	0,667
Beszedési idő	-0,011	0,010	-1,022	0,307
Tartozási idő	0,003	0,005	0,527	0,599
Árbevétel-arányos jövedelmezőség	-4,521	22,878	-0,198	0,843
Összes eszköz forgási sebesség	-1,286	0,633	-2,031	0,043
Észközarányos jövedelmezőség	14,056	11,899	1,181	0,238
Saját tőke multiplikátor	-0,004	0,022	-0,170	0,865
Saját tőke arányos jövedelmezőség	-0,338	0,615	-0,550	0,582
Pénzügyi tőkeáttétel fok	0,037	0,128	0,288	0,774
Korrelációs együttható	0,105			
Determinációs együttható	0,011			
Idioszinkratikus hatás	92,90%			
Egyedi hatás	7,10%			

8. melléklet: A romániai vállalkozások véletlen hatású panel regresszió Swamy-Arora módszerrel kapott eredményei a Pénzügyi tőkeáttétel mutatóra vonatkozóan

Változók	Regressiós együtthatók	Együtthatók hibája	t-érték	Szig. p érték
Regressziós konstans	2,723	1,132	2,406	0,016
Általános likviditási mutató	0,004	0,024	0,176	0,861
Összes eladósodottság	-0,524	1,252	-0,418	0,676
Készletezési idő	-0,001	0,004	-0,145	0,885
Beszedési idő	0,002	0,003	0,814	0,416
Tartozási idő	-0,002	0,002	-1,223	0,222
Árbevétel-arányos jövedelmezőség	-9,899	6,729	-1,471	0,142
Összes eszköz forgási sebesség	-0,195	0,185	-1,050	0,294
Eszközarányos jövedelmezőség	-1,024	3,510	-0,292	0,770
Saját tőke multiplikátor	-0,001	0,007	-0,125	0,901
Saját tőke arányos jövedelmezőség	0,103	0,185	0,555	0,579
Működési tőkeáttétel fok	0,002	0,012	0,183	0,855
Korrelációs együttható	0,099			
Determinációs együttható	0,010			
Idioszinkratikus hatás	96,60%			
Egyedi hatás	3,40%			

9. melléklet: A véletlen hatású panel regresszió az Amemiya módszerrel kapott eredmény a magyarországi vállalkozások adatainak felhasználásával (Működési tőkeáttétel)

Változók	Regressziós együtthatók	Együtthatók hibája	t-érték	Szig. p érték
Regressziós konstans	1,738	2,457	0,708	0,479
Általános likviditási mutató	0,031	0,139	0,220	0,826
Összes eladósodottság	-5,071	1,697	-2,988	0,003
Keszletezési idő	0,000	0,016	0,010	0,992
Beszedési idő	-0,011	0,015	-0,735	0,462
Tartozási idő	0,003	0,011	0,267	0,790
Árbevétel-arányos jövedelmezőség	17,955	10,764	1,668	0,096
Összes eszköz forgási sebessége	1,389	0,424	3,274	0,001
Eszközarányos jövedelmezőség	-7,523	7,199	-1,045	0,296
Saját tőke multiplikátor	0,023	0,023	0,964	0,336
Saját tőke arányos jövedelmezőség	-0,126	0,316	-0,399	0,690
Pénzügyi tőkeáttétel foka	0,014	0,122	0,118	0,906
Korrelációs együttható	0,220			
Determinációs együttható	0,049			
Idioszinkratikus hatás	97,20%			
Egyedi hatás	2,80%			

10. melléklet: A véletlen hatású panel regresszió a Swamy-Arora módszerrel kapott eredmény a magyarországi vállalkozások adatainak felhasználásával (Pénzügyi tőkeáttétel)

Változók	Regressziós együtthatók	Együtthatók hibája	t-érték	Szig. p érték
Regressziós konstans	-0,008	0,777	-0,010	0,992
Általános likviditási mutató	-0,004	0,044	-0,083	0,934
Összes eladósodottság	0,801	0,539	1,487	0,138
Keszletezési idő	-0,001	0,005	-0,200	0,841
Beszedési idő	0,011	0,005	2,428	0,015
Tartozási idő	0,000	0,004	-0,039	0,969
Árbevétel-arányos jövedelmezőség	-5,884	3,396	-1,733	0,084
Összes eszköz forgási sebessége	-0,028	0,135	-0,204	0,839
Eszközarányos jövedelmezőség	5,679	2,260	2,513	0,012
Saját tőke multiplikátor	-0,003	0,007	-0,407	0,684
Saját tőke arányos jövedelmezőség	-0,046	0,099	-0,460	0,646
Működési tőkeáttétel foka	0,001	0,012	0,120	0,904
Korrelációs együttható	0,129			
Determinációs együttható	0,017			
Idioszinkratikus hatás	96,60%			
Egyedi hatás	3,40%			

11. melléklet: A vizsgált romániai vállalkozások pénzügyi mutatóinak kétmintás t-próba p értékei a vizsgált időszakban (2009-2012)

Mutatók	Kétmintás t-próba p érték					
	2009-2010	2009-2011	2009-2012	2010-2011	2010-2012	2011-2012
Általános likviditási mutató	0,26651	0,32430	0,24910	0,51270	0,43826	0,84248
Összes eladósodottság	0,58965	0,20726	0,18397	0,50131	0,43315	0,87045
Készletezési idő	0,90433	0,61212	0,17972	0,49972	0,15842	0,26175
Beszedési idő	0,88378	0,22951	0,16395	0,27902	0,17264	0,26571
Tartozási idő	0,22380	0,34373	0,07180	0,64218	0,00996	0,01473
Árbevétel-arányos jövedelmezőség	0,17764	0,66030	0,69189	0,23902	0,06701	0,36080
Összes eszköz forgási sebessége	0,30077	0,47678	0,57110	0,75585	0,14194	0,24182
Eszközarányos jövedelmezőség	0,96723	0,41551	0,14401	0,41394	0,15188	0,48552
Saját tőke multiplikátor	0,18826	0,05379	0,87545	0,15028	0,37448	0,19755
Saját tőke arányos jövedelmezőség	0,78046	0,16296	0,04858	0,20955	0,06984	0,39028
Működési tőkeáttétel foka	0,08672	0,02922	0,42342	0,65805	0,27315	0,09562
Pénzügyi tőkeáttétel foka	0,53234	0,88784	0,63407	0,44466	0,20697	0,39253

12. melléklet: A vizsgált magyarországi vállalkozások pénzügyi mutatóinak kétmintás t-próba p értékei a vizsgált időszakban (2009-2012)

Mutatók	Kétmintás t-próba p érték					
	2009-2010	2009-2011	2009-2012	2010-2011	2010-2012	2011-2012
Általános likviditási mutató	0,55270	0,33236	0,64794	0,77410	0,83474	0,58781
Összes eladósodottság	0,70796	0,68127	0,64827	0,94565	0,88474	0,93859
Készletezési idő	0,52217	0,90893	0,93365	0,45446	0,57760	0,84386
Beszedési idő	0,02153	0,02002	0,01755	0,68069	0,81325	0,52458
Tartozási idő	0,90306	0,79616	0,49498	0,88510	0,57440	0,70583
Árbevétel-arányos jövedelmezőség	0,78942	0,05919	0,10278	0,04236	0,07171	0,56217
Összes eszköz forgási sebessége	0,80427	0,91083	0,93606	0,88425	0,74307	0,84569
Eszközarányos jövedelmezőség	0,74210	0,08955	0,20323	0,14055	0,31095	0,67691
Saját tőke multiplikátor	0,41975	0,57589	0,59274	0,50856	0,44323	0,48451
Saját tőke arányos jövedelmezőség	0,19548	0,14349	0,97533	0,47247	0,24291	0,16959
Működési tőkeáttétel foka	0,34751	0,99693	0,84977	0,29473	0,38126	0,83498
Pénzügyi tőkeáttétel foka	0,04296	0,01785	0,06443	0,59598	0,71262	0,30469

13. melléklet: A véletlen hatású egyirányú panel regresszió (Amemiya féle transzformáció) eredménye román vállalkozások adatainak felhasználásával (Működési tőkeáttétel mutató)

Változók	Regressziós együtthatók	Együtthatók hibája	t-érték	Szig. p érték
Regressziós konstans	-12,154	1,249	-9,728	0,000
Készletek forgási sebessége	0,011	0,002	6,522	0,000
Követelések forgási sebessége	-0,107	0,051	-2,111	0,042
Árbevétel/Személyi költség	0,360	0,043	8,368	0,000
Készpénz szintű likviditás	-8,906	1,808	-4,927	0,000
Nettó forgótőke/Forgóeszköz	19,346	2,579	7,503	0,000
Korrelációs együttható	0,961			
Determinációs együttható	0,923			
Idioszinkratikus hatás	109,10%			
Egyedi hatás	-9,10%			

Független változók	Varianciainflációs faktor (VIF)
Készletek forgási sebessége	1,507
Követelések forgási sebessége	7,062
Árbevétel/Személyi költség	10,089
Készpénz szintű likviditás	5,621
Nettó forgótőke/Forgóeszköz	1,280

14. melléklet: A véletlen hatású egyirányú panel regresszió (Swamy – Arora féle transzformáció) eredménye román vállalkozások adatainak felhasználásával (Pénzügyi tőkeáttétel mutató)

Változók	Regressziós együtthatók	Együtthatók hibája	t-érték	Szig. p érték
Regressziós konstans	0,597	0,325	1,836	0,075
Adózott eredmény/Üzemi tevékenység eredménye	2,342	0,323	7,255	0,000
Saját tőke arányos jövedelmezőség	3,268	0,558	5,859	0,000
Összes eladósodottság	-3,145	0,742	-4,236	0,000
Nettó forgótőke/Forgóeszköz	0,910	0,507	1,794	0,081
Korrelációs együttható	0,981			
Determinációs együttható	0,963			
Idioszinkratikus hatás	132,00%			
Egyedi hatás	-32,00%			

Független változók	Varianciainflációs faktor (VIF)
Adózott eredmény/Üzemi tevékenység eredménye	3,265
Saját tőke arányos jövedelmezőség	3,282
Összes eladósodottság	5,717
Nettó forgótőke/Forgóeszköz	5,032

15. melléklet: A véletlen hatású egyirányú panel regresszió (Swamy – Arora féle transzformáció) eredménye magyar vállalkozások adatainak felhasználásával (Működési tőkeáttétel mutató)

Változók	Regressziós együtthatók	Együtthatók hibája	t-érték	Szig. p érték
Regressziós konstans	-1,183	1,944	-0,609	0,547
Követelések forgási sebessége	0,009	0,001	10,032	0,000
Forgóeszköz/Összes eszköz	-8,692	3,452	-2,518	0,017
Üzemi tevékenység eredménye/Összes költség	2,190	0,313	6,988	0,000
Készpénz szintű likviditás	0,683	0,427	1,600	0,119
Nettó forgótőke/Forgóeszköz	21,611	1,032	20,949	0,000
Korrelációs együttható	0,996			
Determinációs együttható	0,992			
Idioszinkratikus hatás	83,30%			
Egyedi hatás	16,70%			

Független változók	Varianciainflációs faktor (VIF)
Követelések forgási sebessége	2,234
Forgóeszköz/Összes eszköz	4,936
Üzemi tevékenység eredménye/Összes költség	2,471
Készpénz szintű likviditás	4,494
Nettó forgótőke/Forgóeszköz	4,005

16. melléklet: A véletlen hatású kétirányú panel regresszió (Amemiya féle transzformáció) eredménye magyar vállalkozások adatainak felhasználásával (Pénzügyi tőkeáttétel mutató)

Változók	Regressziós együtthatók	Együtthatók hibája	t-érték	Szig. p érték
Regressziós konstans	-24,145	10,202	-2,367	0,024
Adósság/Saját tőke	0,125	0,044	2,869	0,007
Saját tőke arányos jövedelmezőség	-4,974	0,842	-5,904	0,000
Összes eladósodottság	44,608	6,326	7,052	0,000
Nettó forgótőke/Forgóeszköz	-17,622	4,633	-3,804	0,001
Korrelációs együttható	0,777			
Determinációs együttható	0,604			
Idioszinkratikus hatás	0,90%			
Egyedi hatás	0,40%			
Időhatás	98,70%			

Független változók	Variánciainflációs faktor (VIF)
Adósság/Saját tőke	3,134
Saját tőke arányos jövedelmezőség	4,348
Összes eladósodottság	2,817
Nettó forgótőke/Forgóeszköz	1,606

17. melléklet: A román vállalatok 2009. évi klasztereire vonatkozó többszintű regresszió-számítás (DOL, DFL, DCL)

Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']	Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']	Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']
Formula: DOL ~ 1 + (1 Klaszter)	Formula: DFL ~ 1 + (1 Klaszter)	Formula: DCL ~ 1 + (1 Klaszter)
Data: xx	Data: xx	Data: xx
REML criterion at convergence: 1560.2	REML criterion at convergence: 862.8	REML criterion at convergence: 1990.9
Scaled residuals:	Scaled residuals:	Scaled residuals:
Min 1Q Median 3Q Max	Min 1Q Median 3Q Max	Min 1Q Median 3Q Max
-4.2710 -0.0767 0.0154 0.1016 6.8873	-3.3013 -0.2477 -0.0131 0.1953 5.5440	-8.9817 -0.0523 -0.0043 0.0310 2.9863
Random effects:	Random effects:	Random effects:
Groups Name Variance Std.Dev.	Groups Name Variance Std.Dev.	Groups Name Variance Std.Dev.
Klaszter (Intercept) 4685.5 68.45	Klaszter (Intercept) 599.276 24.480	Klaszter (Intercept) 21551 146.80
Residual 369.6 19.23	Residual 5.598 2.366	Residual 4825 69.46
Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12	Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12	Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12
Fixed effects:	Fixed effects:	Fixed effects:
Estimate Std. Error t value	Estimate Std. Error t value	Estimate Std. Error t value
(Intercept) 21.77 19.91 1.094	(Intercept) 2.967 7.073 0.42	(Intercept) 27.98 43.24 0.647

18. melléklet: A román vállalatok 2010. évi klasztereire vonatkozó többszintű regresszió-számítás (DOL, DFL, DCL)

Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']					Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']					Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']				
Formula: DOL ~ 1 + (1 Klaszter)					Formula: DFL ~ 1 + (1 Klaszter)					Formula: DCL ~ 1 + (1 Klaszter)				
Data: xx					Data: xx					Data: xx				
REML criterion at convergence: 1430.8					REML criterion at convergence: 834.3					REML criterion at convergence: 1916.6				
Scaled residuals:					Scaled residuals:					Scaled residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max	Min	1Q	Median	3Q	Max	Min	1Q	Median	3Q	Max
-7.7672	-0.1275	-0.0182	0.1271	6.0424	-3.7722	-0.3377	0.1698	0.4389	4.2601	-3.4278	-0.0556	-0.0059	0.0348	7.2433
Random effects:					Random effects:					Random effects:				
Groups	Name	Variance	Std.Dev.		Groups	Name	Variance	Std.Dev.		Groups	Name	Variance	Std.Dev.	
Klaszter	(Intercept)	1436.7	37.90		Klaszter	(Intercept)	397.547	19.939		Klaszter	(Intercept)	23150	152.15	
Residual		180.6	13.44		Residual		4.862	2.205		Residual		3054	55.26	
Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12					Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12					Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12				
Fixed effects:					Fixed effects:					Fixed effects:				
	Estimate	Std. Error	t value			Estimate	Std. Error	t value			Estimate	Std. Error	t value	
(Intercept)	6.939	11.126	0.624		(Intercept)	9.011	5.766	1.563		(Intercept)	-14.54	44.69	-0.325	

19. melléklet: A román vállalatok 2011. évi klasztereire vonatkozó többszintű regresszió-számítás (DOL, DFL, DCL)

Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']					Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']					Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']				
Formula: DOL ~ 1 + (1 Klaszter)					Formula: DFL ~ 1 + (1 Klaszter)					Formula: DCL ~ 1 + (1 Klaszter)				
Data: xx					Data: xx					Data: xx				
REML criterion at convergence: 1609.4					REML criterion at convergence: 736.3					REML criterion at convergence: 2075.9				
Scaled residuals:					Scaled residuals:					Scaled residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max	Min	1Q	Median	3Q	Max	Min	1Q	Median	3Q	Max
-11.7711	-0.0476	0.0061	0.0558	2.6556	-2.2767	-0.3441	-0.0584	0.1241	4.2993	-4.6279	-0.0250	0.0028	0.0259	9.3671
Random effects:					Random effects:					Random effects:				
Groups	Name	Variance	Std.Dev.		Groups	Name	Variance	Std.Dev.		Groups	Name	Variance	Std.Dev.	
Klaszter	(Intercept)	678.0	26.04		Klaszter	(Intercept)	54.193	7.362		Klaszter	(Intercept)	16041	126.65	
Residual		567.9	23.83		Residual		3.012	1.735		Residual		8325	91.24	
Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12					Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12					Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12				
Fixed effects:					Fixed effects:					Fixed effects:				
	Estimate	Std. Error	t value			Estimate	Std. Error	t value			Estimate	Std. Error	t value	
(Intercept)	6.057	8.149	0.743		(Intercept)	2.313	2.139	1.081		(Intercept)	23.1	38.6	0.598	

20. melléklet: A román vállalatok 2012. évi klasztereire vonatkozó többszintű regresszió-számítás (DOL, DFL, DCL)

Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']					Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']					Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']				
Formula: DOL ~ 1 + (1 Klaszter)					Formula: DFL ~ 1 + (1 Klaszter)					Formula: DCL ~ 1 + (1 Klaszter)				
Data: xx					Data: xx					Data: xx				
REML criterion at convergence: 1971.5					REML criterion at convergence: 855.2					REML criterion at convergence: 2350.1				
Scaled residuals:					Scaled residuals:					Scaled residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max	Min	1Q	Median	3Q	Max	Min	1Q	Median	3Q	Ma
-6.3759	-0.0330	0.0209	0.0391	10.1674	-3.0089	-0.3302	-0.0626	0.1270	5.8359	-11.0729	-0.0081	0.0164	0.0279	2.976
Random effects:					Random effects:					Random effects:				
Groups	Name	Variance	Std.Dev.		Groups	Name	Variance	Std.Dev.		Groups	Name	Variance	Std.Dev.	
Klaszter	(Intercept)	3155	56.17		Klaszter	(Intercept)	774.005	27.821		Klaszter	(Intercept)	19957	141.3	
Residual		4855	69.67		Residual		5.323	2.307		Residual		44622	211.2	
Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12					Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12					Number of obs: 173, groups: Klaszter, 12				
Fixed effects:					Fixed effects:					Fixed effects:				
	Estimate	Std. Error	t value			Estimate	Std. Error	t value			Estimate	Std. Error	t value	
(Intercept)	4.198	18.714	0.224		(Intercept)	-6.390	8.039	-0.795		(Intercept)	-26.41	49.17	-0.537	

21. melléklet: A magyar vállalatok 2009. évi klasztereire vonatkozó többszintű regresszió-számítás (DOL, DFL, DCL)

Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']	Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']	Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']
Formula: DOL ~ 1 + (1 Klaszter)	Formula: DFL ~ 1 + (1 Klaszter)	Formula: DCL ~ 1 + (1 Klaszter)
Data: xx	Data: xx	Data: xx
REML criterion at convergence: 1188.4	REML criterion at convergence: 1074.7	REML criterion at convergence: 2249.8
Scaled residuals:	Scaled residuals:	Scaled residuals:
Min 1Q Median 3Q Max	Min 1Q Median 3Q Max	Min 1Q Median 3Q Max
-3.2105 -0.4258 -0.0798 0.4760 4.8805	-4.0220 -0.2045 0.0003 0.1411 4.3475	-6.4094 -0.0419 0.0129 0.0445 4.4523
Random effects:	Random effects:	Random effects:
Groups Name Variance Std.Dev.	Groups Name Variance Std.Dev.	Groups Name Variance Std.Dev.
Klaszter (Intercept) 7658.81 87.515	Klaszter (Intercept) 576.83 24.017	Klaszter (Intercept) 97964 313.0
Residual 37.26 6.104	Residual 21.86 4.675	Residual 23679 153.9
Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12	Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12	Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12
Fixed effects:	Fixed effects:	Fixed effects:
Estimate Std. Error t value	Estimate Std. Error t value	Estimate Std. Error t value
(Intercept) -2.148 25.279 -0.085	(Intercept) -3.559 6.966 -0.511	(Intercept) -107.53 92.92 -1.157

22. melléklet: A magyar vállalatok 2010. évi klasztereire vonatkozó többszintű regresszió-számítás (DOL, DFL, DCL)

Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']	Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']	Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']
Formula: DOL ~ 1 + (1 Klaszter)	Formula: DFL ~ 1 + (1 Klaszter)	Formula: DCL ~ 1 + (1 Klaszter)
Data: xx	Data: xx	Data: xx
REML criterion at convergence: 1052.9	REML criterion at convergence: 827	REML criterion at convergence: 1817.6
Scaled residuals:	Scaled residuals:	Scaled residuals:
Min 1Q Median 3Q Max	Min 1Q Median 3Q Max	Min 1Q Median 3Q Max
-3.8036 -0.5026 0.0434 0.4535 3.7553	-5.3608 -0.2910 -0.0084 0.2099 3.6934	-4.6136 -0.0666 -0.0180 0.0488 10.7431
Random effects:	Random effects:	Random effects:
Groups Name Variance Std.Dev.	Groups Name Variance Std.Dev.	Groups Name Variance Std.Dev.
Klaszter (Intercept) 4627.21 68.024	Klaszter (Intercept) 423.757 20.585	Klaszter (Intercept) 7766 88.13
Residual 16.79 4.098	Residual 4.823 2.196	Residual 1918 43.80
Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12	Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12	Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12
Fixed effects:	Fixed effects:	Fixed effects:
Estimate Std. Error t value	Estimate Std. Error t value	Estimate Std. Error t value
(Intercept) 0.707 19.649 0.036	(Intercept) -1.313 5.954 -0.221	(Intercept) 19.90 26.45 0.752

23. melléklet: A magyar vállalatok 2011. évi klasztereire vonatkozó többszintű regresszió-számítás (DOL, DFL, DCL)

Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']					Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']					Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']				
Formula: DOL ~ 1 + (1 Klaszter)					Formula: DFL ~ 1 + (1 Klaszter)					Formula: DCL ~ 1 + (1 Klaszter)				
Data: xx					Data: xx					Data: xx				
REML criterion at convergence: 1019.5					REML criterion at convergence: 756.9					REML criterion at convergence: 1965.3				
Scaled residuals:					Scaled residuals:					Scaled residuals:				
Min	1Q	Median	3Q	Max	Min	1Q	Median	3Q	Max	Min	1Q	Median	3Q	Max
-3.5433	-0.5267	0.0021	0.5282	2.9982	-6.1183	-0.3052	-0.0126	0.3620	3.6130	-10.1432	-0.0571	-0.0024	0.0711	3.4611
Random effects:					Random effects:					Random effects:				
Groups	Name	Variance	Std.Dev.		Groups	Name	Variance	Std.Dev.		Groups	Name	Variance	Std.Dev.	
Klaszter	(Intercept)	2342.04	48.395		Klaszter	(Intercept)	33.723	5.807		Klaszter	(Intercept)	2543	50.43	
Residual		13.84	3.721		Residual		3.584	1.893		Residual		4986	70.61	
Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12					Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12					Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12				
Fixed effects:					Fixed effects:					Fixed effects:				
	Estimate	Std. Error	t value			Estimate	Std. Error	t value			Estimate	Std. Error	t value	
(Intercept)	5.337	13.978	0.382		(Intercept)	3.385	1.692	2.001		(Intercept)	-7.097	16.532	-0.429	

24. melléklet: A magyar vállalatok 2012. évi klasztereire vonatkozó többszintű regresszió-számítás (DOL, DFL, DCL)

Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']	Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']	Linear mixed model fit by REML ['lmerMod']
Formula: DOL ~ 1 + (1 Klaszter)	Formula: DFL ~ 1 + (1 Klaszter)	Formula: DCL ~ 1 + (1 Klaszter)
Data: xx	Data: xx	Data: xx
REML criterion at convergence: 1036	REML criterion at convergence: 912.1	REML criterion at convergence: 2045.1
Scaled residuals:	Scaled residuals:	Scaled residuals:
Min 1Q Median 3Q Max	Min 1Q Median 3Q Max	Min 1Q Median 3Q Max
-4.3588 -0.4488 -0.0726 0.4423 4.7261	-3.8497 -0.2172 -0.0734 0.2105 7.8781	-1.9801 -0.0937 -0.0325 -0.0067 9.4178
Random effects:	Random effects:	Random effects:
Groups Name Variance Std.Dev.	Groups Name Variance Std.Dev.	Groups Name Variance Std.Dev.
Klaszter (Intercept) 3086.06 55.552	Klaszter (Intercept) 189.458 13.764	Klaszter (Intercept) 2230 47.23
Residual 15.24 3.904	Residual 8.506 2.917	Residual 8225 90.69
Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12	Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12	Number of obs: 172, groups: Klaszter, 12
Fixed effects:	Fixed effects:	Fixed effects:
Estimate Std. Error t value	Estimate Std. Error t value	Estimate Std. Error t value
(Intercept) 12.11 16.05 0.755	(Intercept) 0.4344 3.9955 0.109	(Intercept) 30.13 17.18 1.754