

BUDAPESTI CORVINUS EGYETEM

**ANOMÁLIÁK A RÉSZVÉNYPIACI ÉS
ALAPKEZELŐI JELENTÉSEK KÖRÜL**

DOKTORI ÉRTEKEZÉS

Témavezető: Dr. Csóka Péter és Dr. Pintér Miklós

Rácz Dávid Andor

Budapest, 2019.

Rácz Dávid Andor

**ANOMÁLIÁK A RÉSZVÉNYPIACI ÉS ALAPKEZELŐI
JELENTÉSEK KÖRÜL**

Befektetések és Vállalati Pénzügy Tanszék

Témavezető: Dr. Csóka Péter és Dr. Pintér Miklós

© Copyright – Rácz Dávid Andor 2019

BUDAPEST CORVINUS EGYETEM
GAZDÁLKODÁSTANI DOKTORI ISKOLA

**ANOMÁLIÁK A RÉSZVÉNYPIACI ÉS AZ
ALAPKEZELŐI JELENTÉSEK KÖRÜL**

DOKTORI ÉRTEKEZÉS

Rácz Dávid Andor

Budapest, 2019.

TARTALOM

1. IRODALMI ÉS MÓDSZERTANI ÖSSZEFOGLALÓ	12
1.1. PIACI HATÉKONYSÁG ELMÉLETE ÉS KRITIKÁI	18
1.1.1. A hatékony piacok elmélete és a részvényárak véletlen bolyongása	19
1.1.2. A hatékony piacok kritikái, a közepesen erős hatékonyság tesztjei	20
1.1.3. Az anomáliák viselkedési közgazdaságtani háttere	21
1.1.4. Piaci hatékonyság és az arbitrázshozamok megléte.....	23
1.2. AZ ESEMÉNYELEMZÉS MÓDSZERTANA.....	25
1.2.1. A várható hozamok modellezése.....	26
1.2.2. Az eseményablak és a becslési ablak hossza	27
1.2.3. Az abnormális hozamok mérése és tesztelése	29
1.3. A BEFEKTETÉSI ALAPOK TELJESÍTMÉNY-ÉRTÉKELÉSÉNEK IRODALMA	33
1.3.1. Az abszolút hozamú befektetési alapok definíciója	36
1.3.2. Klasszikus teljesítményértékelő mutatószámok.....	37
1.3.3. Alfa Ráta	40
1.3.4. Manipulációbiztos Teljesítménymutatók.....	46
1.3.5. A manipulált teljesítmény feltárása az MBTM-ek segítségével.	53
1.3.6. A manipulált teljesítmény, hozamsimítás feltárásának alternatív módjai: Torzítási Ráta, Diszkontinuitás-elemzés.....	60
2. SAJÁT SZÁMÍTÁSI EREDMÉNYEK	64
2.1. NEGYEDÉVES JELENTÉSEK MEGLEPETÉS-HATÁSÁNAK ELEMZÉSE AZ S&P 500 RÉSZVÉNYEI ESETÉN	66
2.1.1. Az EPS adatok elemzése	71
2.1.2. Paraméterbecslés és a hozamok modellezése	73

2.1.3. Az abnormális hozamok számítása és aggregálása	74
2.1.4. Árfolyam-reakciók a negyedéves jelentések hatására	79
2.1.5. Különbözőségek az EPS meglepetés hatásában	86
2.2. A MAGYAR ABSZOLÚT HOZAMÚ BEFEKTETÉSI ALAPOK HOZAMAINAK ELEMZÉSE AZ MBTM-EK SEGÍTSÉGÉVEL, ÉS A HOZAMMANIPULÁCIÓ NYOMAINAK KIMUTATÁSA	89
2.2.1. Az elemzés elvégzéséhez szükséges elemek kezelése	90
2.2.2. A Sharpe-ráta és az Ingersoll et al. (2007)-féle MBTM rangsorolásának összevetése	94
2.2.3. A hozammanipuláció, hozamsimítás nyomainak kimutatása különböző módszerekkel	98
2.2.4. Az MBTM és a Kételkedési Hányados Ingersoll et al. (2007) - és Brown et al. (2010)-féle értékeinek és rangsorolásának összevetése	117
2.2.5. Az Ingersoll et al. (2007) - és Brown et al. (2010)-féle számítási módszer összevetése a gyakorlati használhatóság és a kivitelezés összetettsége alapján, javaslat az alkalmazandó módszerre.....	124
3. ÖSSZEFOGLALÓ	125
IRODALOMJEGYZÉK	130
A TÉMAKÖRREL KAPCSOLATOS SAJÁT PUBLIKÁCIÓK JEGYZÉKE	138

ÁBRÁK JEGYZÉKE

1. ábra: Egy eseményelemzés időrendje (MacKinlay, 1997, p. 20).....	28
2. ábra: Az S&P 500 és az S&P 500 IT indexeiből vett megfigyelések esetén mutatkozó EPS meglepetés gyakoriságának eloszlása.....	72
3. ábra: Az öt csoport kumulatív átlagos abnormális hozamai az esemény körüli időszakban a két részvényindexből vett minta esetén nagyon jó, jó, semleges, rossz és nagyon rossz hírek csoportjának esetén.	78
4. ábra: A Sharpe-ráta és az MBTM rangsorolásának összehasonlítása különböző kockázat-elutasítási együtthatók mellett.....	95
5. ábra: A legmagasabb Kétkedési Hányadossal rendelkező alapok elemzése..	100
6. ábra: A Torzítási Ráta értékeinek megoszlása a vizsgált befektetési alapok esetében.	101
7. ábra: A Torzítási Ráta és a Kétkedési Hányados értékeinek összehasonlítása.....	103
8. ábra: A Citadella Származtatott alap hozamainak 0-körüli diszkontinuitás-elemzése.....	106
9. ábra: Az Aegon Ózonmaxx alap hozamainak 0-körüli diszkontinuitás-elemzése.....	108
10. ábra: A Platina Béta alap hozamainak 0-körüli diszkontinuitás-elemzése. ...	110
11. ábra: Az Erste DPM alap hozamainak 0-körüli diszkontinuitás-elemzése. ...	111

TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE

1. táblázat: Alfa és Béta hozamok két devizabefektető esetében Pojarliev és Levich, 2013 100. oldala alapján.	43
2. táblázat: Az egyes devizabefektetők teljesítménye 2001-2006 Pojarliev és Levich (2008) 25. oldal alapján. Saját szerkesztésben félkövéren szedéssel kiemelve azok az esetek, ahol az Információs Ráta pozitív értékből negatívba vált a béta hozamokkal korrigált Alfa Ráta számításakor.	46
3. táblázat: A manipulációbiztos teljesítménymutató Ingersoll et al. (2007) 1532. oldal alapján.	53
4. táblázat: Rangkorrelációk a klasszikus és a manipulációbiztos teljesítménymutatók között (az eredeti hozamokon tesztelve) Brown et al. (2010) 49. oldal alapján.	55
5. táblázat: Rangkorrelációk a klasszikus és a manipulációbiztos teljesítménymutatók között (a replikált hozamokon tesztelve) Brown et al. (2010) 50. oldal alapján.	55
6. táblázat: Rangkorreláció a Sharpe-ráta és az MBTM között befektetésstílus szerinti csoportosításban Brown et al. (2010) 56. oldal alapján.....	56
7. táblázat: A Kételkedési Hányadosok összehasonítása az alternatív módszerek szerinti manipuláltság alapján csoportosítva Brown et al. (2010) 57. oldal alapján.....	58
8. táblázat: Az extrém magas Kételkedési Hányadossal rendelkező alapok Brown et al. (2010) 58. oldal alapján.	59
9. táblázat: Az S&P500 és S&P 500 IT legnagyobb piaci kpitalizációjú elemzett részvényei, amelyre rendelkezünk a szükséges adatokkal.....	70
10. táblázat: Az öt meglepetéskategória átlagos és kumulatív átlagos abnormális hozamai az esemény körüli időszakban a két részvényindexből vett minta esetén.	75
11. táblázat: Az S&P 500 indexből vett minta kumulatív átlagos abnormális hozamai és ezen hozamok szórásai, tesztstatisztikák, kritikus értékek és p-értékek az öt hírcsoport, és különböző időintervallumok esetén.....	82

12. táblázat: Az S&P 500 IT indexből vett minta kumulatív átlagos abnormális hozamai és ezen hozamok szórásai, tesztstatisztikák, kritikus értékek és p-értékek az öt hírcsoport, és különböző időintervallumok esetén.....	84
13. táblázat: Az S&P 500 és az S&P 500 IT indexből vett minták kumulatív átlagos abnormális hozamai közötti eltérés t-statisztikái az öt hírcsoport esetén a (-10,10) intervallumon.	87
14. táblázat: A kiválasztott abszolút hozamú alapok.....	91
15. táblázat: Rangkorrelációk a Sharpe-ráta és az MBTM között különböző kockázatelutasítási együtthatókra.	94
16. táblázat: Az MBTM alapján legjobbnak és legrosszabbnak rangsorolt alapok tulajdonságai.....	97
17. táblázat: A legmagasabb Kételkedési Hányadossal rendelkező alapok tulajdonságai.....	99
18. táblázat: Az Ingersoll et al. (2007)- és a Brown et al. (2010)-féle MBTM értékeinek és rangsorolásának összevetése.	120
19. táblázat: Kételkedési Hányados értékeinek összehasonlítása Ingersoll et al. (2007) és Brown et al. (2010)-alapú MBTM értékekből számítva, valamint a Brown et al. (2010)-féle közelítést használva.....	123

Köszönetnyilvánítás

Köszönöm konzulenseimnek, Csóka Péternek és Pintér Miklósnak, hogy értékes visszajelzéseik és iránymutatásaik mellett mindig megadták nekem a szükséges lendületet és biztatást ahhoz, hogy végig járjam az értekezés megszületéséhez szükséges út lépéseit. Köszönöm Berlinger Edinának, hogy támogatta a disszertációm elkészültét. Köszönettel tartozom Király Júliának, hogy elindított a doktori képzés irányába, mert a biztatása nélkül nem biztos, hogy jelentkeztem volna a képzésre.

Köszönetet mondok a szerzőtársamnak Huszár Gergelynek az együtt írt publikációnkért, amely a disszertációban elemzett egyik témakör magját képezte. Köszönöm jóbarátom, Kocsi János segítségét az elemzési részhez szükséges adatok letöltésében.

Köszönöm Richard Wattnak, Glenn Boyle-nak és Philip Meguire-nek, hogy az új-zélandi vendégkutatásom alatt kedvesen fogadtak és hasznos tanácsokkal láttak el a disszertációm megírásához. Köszönettel tartozom Stephen Tonnies-nak, aki új-zélandi tartózkodásomon nem csak szálláshelyet biztosított, de családtagként segített elboldogulni a hétköznapi kihívások közepette távolról jött látogatóként.

A családomnak köszönöm a türelmét és a háttérrel, amit biztosítottak ahhoz, hogy ez az értekezés elkészülhessen. A disszertációt édesanyám emlékének is ajánlom, aki bár nagyon szeretne volna látni az elkészültét, ezt sajnos a földi síkon már nem tehette meg, de biztos vagyok benne, hogy most örömmel nézi fentről a végeredményt.

Hálás vagyok, hogy volt lehetőségem, háttérrel, és időm befejezni ezt az értekezést, ami nem jöhetett volna létre, ha mindezen felül nem ad kitartást és energiát is hozzá az, Aki mindennek a forrása.

„Aki nem számol, az nem számít.”

Prékopa András

1. IRODALMI ÉS MÓDSZERTANI ÖSSZEFOGLALÓ

A pénzügyi piacokon számos rendellenességgel, piaci kudarccal találkozhatunk. Ezekből kettőt elemzünk az értekezésben, amelyeket az a logikai kapocs köt össze, hogy mindkettő megismerése és megfelelő kezelése által a befektetők elkerülhetik a hatékonyságtalanságokat, amelyek csökkentik a befektetők hasznosságát mivel azok szuboptimális döntésekhez, elmaradt haszonhoz, vagy elkerülhető veszteségekhez, és végeredményben nagymértékű társadalmi károkhoz vezetnek.

Az egyik elemzett anomália a tőzsdén jegyzett vállalatok negyedéves tőzsdei jelentéseinek időszak körül a piac hatékonyságának kérdése, amit az abnormális hozamoknak a jelenléte által lehet elemezni. Ezen árazási anomália azért bír jelentőséggel a befektető számára, mert ha a tőzsdei jelentéseket megelőző, valamint követő időszakban az abnormális hozamok jellemző tendenciákat mutatnak a félreárazódásokról, akkor a befektető saját hasznosságának növelése céljából szeretné kiismerni ezeket, hogy a meglévő arbitrázszerű lehetőségek lekereskedése által többelhozamra tehesen szert a jövőben, amely által a félreárazódás megszűnne és a piaci árazás visszatérne a valós és hatékony értékeltségéhez. Csak az S&P 500 indexet alkotó tőzsdei vállalatok összesített piaci kapitalizációja mintegy 22 billió amerikai dollár¹, így az ezen piaci kudarc által potenciálisan érintett vagyon is hatalmas méretű világszerte.

A piaci hatékonyság szakirodalomának áttekintése, valamint az eseményelemzés módszertanának bemutatása után arra a kérdésre keressük majd a választ a saját számításainkat összefoglaló 2.1. fejezetben, hogy (1) az S&P500 index részvényeinek negyedéves jelentéseiben az EPS-meglepetések iránya és nagysága meghatározza-e az árfolyam-reakciókat, és az abnormális hozamok milyen intervallum alatt jelentkeznek. További kérdés, hogy vajon (2) a technológiai szektorban tevékenykedő és bizonytalanabb értékeltséggel bíró tőzsdei vállalatok esetében a nagyobb bizonytalanságból fakadóan tapasztalható abnormális árfolyamreakciók felülmúlják-e az általános részvénytőzsihoz tartozó vállalatok esetében tapasztalt reakciókat.

¹ <http://siblisresearch.com/data/total-market-cap-sp-500/>

Az eredményeink szerint a vállalatok profitabilitásában jelentkező meglepetés iránya és nagysága határozza meg azt, hogy hogyan módosulnak a részvényárfolyamok a bejelentés hatására. Ugyanakkor eltolódás figyelhető meg az egyes hírcsoportok esetén érzékelt kumulált abnormális hozamok szintjében és irányában a negatív ár-reakciók irányába, mivel szignifikáns pozitív hozam csak a nagyon jó hírek csoportjában jelentkezik. Az új információ hatása a bejelentést követő kereskedési napokon már nem figyelhető meg és nem alakul ki a meglepetés irányának megfelelő trend. Így az elemzés azt támasztja alá, hogy a kiválasztott mintában lévő részvények piaca közepesen hatékony. Általánosan szignifikánsan nagyobb árfolyamreakciók mutatkoznak az S&P500 IT index hírcsoportjaiban az S&P 500 indexhez viszonyítva.

A disszertációban elemzett másik anomália a befektetési alapok teljesítményének értékelésekor, a teljesítménymérő mutatószámokban tapasztalható manipuláció, amellyel a befektetési alapkezelők tényleges hozzáadott érték nélkül javíthatják fel a kimutatott teljesítményüket, hogy ezáltal több befektetőt és tőkét tudjanak magukhoz vonzani. Meg kell ugyanakkor jegyezni, hogy a szakirodalomban teljesítménymanipulálásnak nevezett tevékenység az esetek túlnyomó többségében nem illegális cselekedet vagy csalás, hanem „csak” félrevezető tevékenység. Ennek során a befektetési alapkezelő tudatosan vagy tudattalanul olyan befektetési tevékenységet folytat, ami csak a klasszikus teljesítménymutatók értékét (és közvetve a saját jutalékát) növeli, de a racionális befektető hasznosságát nem (bár a viselkedési torzításban szenvedő megtévesztett befektető örülhet neki), így az szuboptimális befektetési döntéseket jelent. Ingersoll et al. (2007) megmutatták, hogy létezhetnek olyan jól megkonstruált teljesítménymutatók, melyek hasznossági alapú megközelítésből indulva képesek kiküszöbölni a klasszikus teljesítménymutatók manipulálhatóságából eredő problémákat. Értéküket csak olyan befektetési döntésekkel lehet növelni, ahol az alapkezelő menedzser a piachoz viszonyítva többletinformációval rendelkezik, vagy képes valós hozzáadott értéket létrehozni az időzítési, kiválasztási képességének birtokában.

A teljesítménymanipulálásnak alapvetően két fajtája létezik: Az egyik a hozamsimítás, amikor illikvid vagy nehezen értékelhető eszközök kreatív kimutatása által az alapkezelő megpróbálja kisimítani az esetleges veszteséges időszakokat, és így mesterségesen

csökkenti a szórást és ezáltal növeli a kimutatott kockázattal korrigált teljesítményét. Ez a fajta tevékenység a magyar piacon gyakorlatilag kizárható, mivel elkülönült és független letétkezelő értékeli és publikálja általában napi rendszerességgel az alapok egy befektetési jegyre jutó nettó eszközértékét. A másik módszer a dinamikus manipuláció témakörébe tartozik, amikor a befektetési alapkezelő a befektetési stratégiáját a közelmúltbeli teljesítményétől és nem pusztán a piaci helyzet racionális elemzésétől teszi függővé. Például azért menekül kockázatmentes hozamba az év hátralévő részére, hogy megvédje az év első részében már elért többlethozamát a benchmarkhoz viszonyítva. Ám ezzel a tevékenységgel az a probléma, hogy szuboptimális befektetési döntésekhez vezethet, amik ugyan védik, vagy javítják a kimutatott teljesítményt, mégis kárt okoznak a befektetőknek, mert nem növelik a befektetői hasznosságot és a túlzott kockázatkerülés miatt ígéretes befektetési lehetőségeket szalasztanak el.

A teljesítménymanipulálásból fakadó piaci kudarc is komoly, társadalmi méretű károkat képes okozni, mivel a manipulált hozamokon és teljesítménymutatókon alapuló befektetési döntések szuboptimálisak lesznek, azaz nem azokba a befektetési alapokba fogják allokálni a tőkét a befektetői piac szereplői, ahová akkor fektetnének be, ha nem a manipulált és félrevezethető klasszikus mutatószámok alapján, hanem a valós teljesítmény ismeretében fektetnének be. Így végeredményben nem azokba a vállalatokba áramlik a tőke a befektetési alapokon keresztül, amelyek a leghatékonyabb, legnagyobb hozzáadott értéket előállító beruházásokat tudták volna végrehajtani a beáramló forrásokból, így társadalmi szinten is jelentkezik az elmaradt haszon, és maradnak el értékes beruházások. A társadalmi hasznosság további kutatási területe a környezetileg, társadalmilag, és a vállalatirányítási szempontból nagy hasznossággal bíró alapok (ESG - Environmental, Social, Governance) elemzésével foglalkozik (Az energiahatékonysági befektetések pénzügyi megtérülésének kérdésköréről lásd Rácz (2012)). Az aktívan menedzselt befektetési alapok kezelésében csak az Egyesült Államokban hozzávetőleg 16 billió dollárnyi vagyon található².

A piaci hatékonytalanság ott is jelentkezik, hogy ha a hozammanipulációt nem sikerül kiszűrni a teljesítményértékelésben, akkor nem azok a befektetési alapkezelők lesznek

² <https://seekingalpha.com/article/4213088-lipper-u-s-mutual-funds-etps-q3-2018-snapshot>

megfelelően premizálva, akik valós hozzáadott értéket képesek előállítani, hanem azok a szereplők, akik sikeresek a teljesítménymanipulálásban.

A szakirodalmi összefoglalóban áttekintjük a befektetési alapok teljesítményértékelésének a fejlődését, majd áttérünk a Manipulációbiztos Teljesítménymutatók (MBTM-ek) bemutatására. Kitérünk az MBTM-re épülő Kétkedési Hányadosra mint manipulációjelző mutatószámra, valamint a hozammanipuláció kimutatásának alternatív módjaira, a Torzítási Rátára és a Diszkontinuitás-elemzésre. A saját számításainkat tartalmazó 2.2. fejezetben a magyarországi abszolút hozamú alapok adatain végzett elemzésünkben a hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések nyomait keressük, ami új eredmény, mivel még nem ismert példa a hozammanipuláció nyomainak kimutatására a szakirodalomban magyar befektetési alapok esetén.

A végzett számításaink szerint a rangkorrelációk az MBTM és a Sharpe-ráta között a 0,76 - 0,82 tartományba esnek, ami jelez valamilyen szintű hozammanipulációt vagy hozamsimítást. Új eredményként megállapítjuk, hogy szemben a szakirodalom szerinti várakozással az MBTM-nek a Brown et al. (2010)-féle lineáris közelítése kevésbé bünteti a kockázatot az Ingersoll et al. (2007)-féle számításhoz viszonyítva és ezért az néha sorrendet is befolyásoló módon pontatlan az eredeti Ingersoll et al. (2007)-féle képlethez viszonyítva. Ezért új megállapításként az MBTM számítását az Ingersoll et al. (2007) szerinti módszerrel ajánljuk végezni.

További új eredményünk, hogy saját számításaink szerint bár a Kétkedési Hányadost Brown et al (2010) építette fel, mégis az Ingersoll et al. (2007)-féle MBTM-re épülő verzióját érdemes használni, mivel általa pontosabb eredményeket kapunk, hiszen az MBTM-ben jelentkező pontatlanságok általában felnagyítva öröklődnek tovább a Kétkedési Hányadosba.

Saját számításainknak további, a szakirodalomhoz hozzájáruló új eredménye az is, hogy a Kétkedési Hányadosnak a szakirodalomban megfigyelt, az alternatív hozammanipulációt kimutató módszerekkel való szoros átfedésével (Brown et al. (2010) alapján 80%-os egyezés) szemben az elemzett mintákon felemás

eredményeink születtek: Az alternatív módszerek a 31 befektetési alapból 10 esetben jeleztek nagy valószínűséggel anomáliát, azaz hozammanipulációt vagy szuboptimális befektetési döntéseket, míg a Kétkedési Hányados csak 4 befektetési alapot jelölt meg. Előbbi esetén a Diszkontinuitás-elemzés általi megerősítést a 10-ből 4 esetben találunk, míg a Kétkedési Hányados esetén 4-ből 1 ugyanez az arány. Összességében tehát az eredményeink szerint a Torzítási Ráta jobb előszűrő eszköznek bizonyult a hozammanipuláció részletesebb elemzéséhez (pl. Diszkontinuitás-elemzéssel), mint a Kétkedési Hányados. A befektetési politikák, valamint a befektetési alapkezelőkkel folytatott interjúink alapján ugyanakkor csak egy alap, a Concorde Citadella alap esetében lehetett megalapozottnak tekinteni az akár több módszer által adott párhuzamos gyanús jelzéseket a hozammanipulációra vagy szuboptimális befektetési döntésekre, és ezen alapot mind a Kétkedési Hányados, mind a Torzítási Ráta is gyanúsak jelölte. Ezen alap esetében megalapozottnak tűnik az időnként szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás megléte a befektetési politika ismeretében.

Új megközelítést alkalmaztunk akkor is, amikor a csoportátlagtól vett kirívó eltérések grafikus ábrázolásának segítségével különítettük el a gyanús befektetési alapokat, mind a Kétkedési Hányados, mind a Torzítási Ráta esetében. Saját számításaink birtokában az alábbi új protokollt javasoljuk a teljesítménymanipulálás vagy szuboptimális befektetési döntések kiszűrésére: 1. A 150-nél nagyobb Kétkedési Hányadossal bíró befektetési alapok Diszkontinuitás-elemzése, valamint a Torzítási Rátájának figyelembevétele a gyanú megerősítéséhez. 2. A Torzítási Ráta és a Kétkedési Hányados értékeinek grafikus ábrázolása a Torzítási Ráta-Kétkedési Hányados térben, majd a csoportátlagtól való eltérés alapján a szélsőségesnek tűnő befektetési alapok hozamainak Diszkontinuitás-elemzése. 3. A mediánnál nagyobb Torzítási Rátával rendelkező befektetési alapok Diszkontinuitás-elemzése. 4. A befektetési politikák áttekintése a mögöttes befektetési döntések megértésére, amelyek megerősíthetik vagy cáfolhatják a szuboptimális döntések potenciális meglétét, illetve gyengíthetik a statisztikai módszerek megbízhatóságát, ha például kötvénnytúlsúlyos a befektetési alap összetétele, vagy ha az alap alapok alapjaként működik és mindig befektetési alapokba allokálja a tőkéjének a nagy részét.

A disszertáció szerkezete a következő: Az 1. fejezetben található az irodalmi és módszertani összefoglaló, amelyen belül az 1.1. fejezetben a piaci hatékonyság elméleteit és kritikáit foglaljuk össze elsőként. Ezt követően az 1.2. fejezetben az eseményelemzés módszertanát mutatjuk be. Az 1.3. fejezetben a befektetési alapok teljesítményértékelésének fejlődését, valamint a manipulációbiztos mutatószámokat és a teljesítménymanipuláció kimutatásának módszereit prezentáljuk. A 2. fejezetben rátérünk saját eredményeink tárgyalására, így a 2.1. fejezetben a negyedéves jelentések árfolyamhatását elemezzük, hipotézisvizsgálatot végezve a piaci hatékonyság tesztelésére, valamint arra vonatkozóan, hogy van-e érdemi különbség az abnormális hozamok mértékében az S&P500 és S&P500 IT index esetében. A 2.2. fejezetben ezt követően a magyar abszolút hozamú alapok esetén keressük a teljesítménymanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések nyomait a klasszikus mutatószámok rangsorát összevetve az MBTM sorrendjével, továbbá a Kétkedési Hányados és más alternatív manipulációjelző módszerek segítségével. A 3. fejezetben az eredményeink összefoglalásával zárjuk a disszertációt.

1.1. PIACI HATÉKONYSÁG ELMÉLETE ÉS KRITIKÁI

Ez a fejezet a piaci hatékonyság szakirodalmát foglalja össze és a benne tárgyaltak a Rácz és Huszár (2018) kéziratcikkünkre, illetve a Rácz és Huszár (2019, pp. 244-246.) cikkünkben leírtakra épülnek. Egy pénzügyi termék piacán létrejövő egyensúlyi árra tekinthetünk úgy, mint a piaci szereplők összesített véleményére a termék értékét illetően az adott pillanatban rendelkezésükre álló összes információ alapján. A piaci árak a szereplők által birtokolt információk és az ezekről alkotott kép alapján mozognak; minden új hír, információ, amely megváltoztatja egy adott termék piac által észlelt értékét, hatással van a keresletre és a kínálatra, ezáltal a termék egyensúlyi árára is.

Az információ hatása az árakra leglátványosabban talán a tőzsdéken figyelhető meg. A tőzsdén jegyzett vállalatoknak szigorú közzétételi előírásoknak kell megfelelniük, emiatt jóval inkább jellemző rájuk a transzparencia, mint más cégekre. A jó megfigyelhetőségnek köszönhetően széles az irodalma az új információk részvényárakra gyakorolt hatásának. Egyfajta mérföldkőnek tekinthetők a témakörben Ball és Brown (1968), valamint Fama et al. (1969) tanulmányai, amelyek bemutatták az eseményelemzésnek (event study) alapjaiban azóta is változatlan módszertanát (MacKinlay, 1997).

Az említett korai tanulmányok fő célja az volt, hogy empirikus igazolást biztosítsanak a hatékony piaci hipotézishez, miszerint a részvényárak mindig teljes mértékben tükrözik a rendelkezésre álló információkat (Fama, 1970). Ezek az eredmények – és még sok más kutató munkája – alátámasztották a feltételezést, amelynek következtében a hatékony piacok elmélete szerves, meghatározó részévé vált a pénzügyi gondolkozásnak. Idővel azonban számos kritikus hang is megjelent a szakirodalomban, amelyek többnyire a viselkedési pénzügy (behavioral finance) képviselőitől érkeztek. Ezen elmélet szerint figyelembe kell venni a befektetői pszichológiát és kognitív torzításokat (cognitive biases). Tanulmányok széles köre mutatja be a befektetői pszichológia és az eszközárak kapcsolatát empirikusan, amelyek gyengítik a hatékony piaci hipotézis érvényességét (lásd Hirshleifer (2001), Barberis és Thaler (2003)).

1.1.1. A hatékony piacok elmélete és a részvényárak véletlen bolyongása

Ez az alfejezet a hatékony piacok elméletének szakirodalmát foglalja össze. Bármilyen értékpapír értéke megegyezik a jövőbeli pénzáramlásainak jelenértékével, egy tökéletes világban pedig ez lesz az egyensúlyi ár is. Részvények esetében ez nem más, mint a jövőbeli osztalékok jelenértéke (az osztalékok alakulásáról, valamint a részvények árazásáról lásd például Havran et al. (2015)). Mivel nincsenek biztos ismereteink arról, hogy miképp alakulnak ezek a pénzáramlások, így az árfolyam a befektetők várakozásait tükrözi. Különböző piaci vagy egyedi sokkok hatására azonban megváltoznak a vállalat fundamentumai és jövedelemtermelő képessége, ezáltal értékeltsége is. Ezt a folyamatot írja le a hatékony piacok elmélete.

Hatékonnak nevezünk egy piacot akkor, ha az árak mindig teljes mértékben tükrözik a rendelkezésre álló információkat (Fama, 1970). A részvényárfolyamok véletlen bolyongást követnek (illetve eltolásos véletlen bolyongást (random walk with drift), mivel az elvárt hozam, nem feltétlenül nulla). A hozamok múltbeli alakulásából tehát nem lehet következtetni a jövőre; az egyik legjobb előrejelzésünk a jövőbeli hozamra a historikus átlag. Egy hatékony piacon az átlagon felüli kockázattal súlyozott hozam elérése csak a véletlennek köszönhető, és hosszú távon nem fenntartható. Mindezekből az is következik, hogy nem jön létre arbitrázslehetőség, mivel minden új információ késedelem nélkül beépül az árfolyamba (Fama, 1970; Fama, 1991; Malkiel, 2005).

Megkülönböztethetjük a piaci hatékonyság három – gyenge, közepesen erős és erős – formáját. Az elmélet gyenge formája szerint a múlt adataiból nem jelezhetők előre a jövőbeli hozamok. A közepesen erős forma szerint már minden nyilvánosan elérhető információ is beépül az árfolyamba. Míg az erős formánál pedig már nemcsak a nyilvánosan elérhető, hanem minden információt beépül a piaci árba (Fama, 1970).

Grossman és Stiglitz (1980) megmutatták, hogy a költségmentes információ *szükséges* feltétele az eredetileg definiált hatékonyságnak, mivel ha a kondíció *gyenge formáját* alkalmaznánk, akkor egy befektetőnek sem állna érdekében a költséges információ megszerzése, hiszen arbitrázsmentes piacon ezért nem kapna kompenzációt. Ha az

információhoz olcsón hozzá lehet férni, akkor viszont a piaci ár nagyrészt tükrözi az informált befektetők értesüléseit. Erre egy példa a negyedéves jelentések közzétételének időpontja, amikor a pontos információk nagyon széles körben elérhetőek, amely időlegesen megnöveli a részvény likviditását (Váradi et al. 2012). Amikor a továbbiakban a hatékonyság híveire hivatkozunk, akkor minden esetben erre a lazábban értelmezett hipotézisre utalunk vissza.

1.1.2. A hatékony piacok kritikái, a közepesen erős hatékonyság tesztjei

Ez az alfejezet a hatékony piacok kritikáinak és tesztjeinek irodalmát összegzi. Az új információk hatása mellett a részvényárfolyamok alakulását további tényezők, különböző pszichológiai elemek összessége, Akerlof és Shiller (2011) fogalomhasználatával élve a lelki tényezők (animal spirits) is befolyásolják.

A kutatási kérdéseinkhez legszorosabban kapcsolódó elméleti keretet a piaci hatékonyság közepesen erős formájának tesztjei jelentik. Ezek az eseményelemzések vizsgálják ugyanis azt, hogy az új információ megjelenésének hatására hogyan reagálnak a részvényárfolyamok. Egy hatékony piacon egy meglepetésszerű *sokk hatásának szinte azonnal és teljesen meg kellene mutatkoznia* a piaci árban. Kiterjedt irodalom tárgyalja viszont azokat az eseteket, amikor ez nem történik meg. Alapvetően két mögöttes ok merül fel; vagy valóban lassan alkalmazkodnak az árfolyamok, vagy bizonyos kockázati prémiumokat az árazási modell nem foglal magában, így a használatával abnormális hozamokat mutathatunk ki (Bernard & Thomas, 1989).

Fama és French (1996), illetve Fama (1998) a rövid távú hozamok kontinuitása mellett fontos anomáliaként említik meg a vállalatok jelentései után fennálló momentumot, másképpen árfolyamtrendet, hosszabb időszakon keresztül azonos irányú árfolyamváltozások sorát, amire a háromfaktoros modell sem ad választ.

Chan et al. (1996) két lehetséges viselkedési mintát említ, amely a közzététel utáni momentumot okozza. Az egyik, hogy a piaci reakció az indokolthoz képest gyenge, ezért

az új hír lassabban épül be az árba. A másik lehetőség, hogy a trendet kihasználó kereskedők erősítik az árfolyammozgást, függetlenül attól, hogy ezt a fundamentumok indokolják-e. Mindkét magyarázatra épülnek viselkedési modellek (Barberis et al., 1998, Daniel et al., 1998).

Több kutató is megemlíti, hogy a különböző kognitív torzítások hatása jelentősebb illikvid részvényeknél (Chordia et al. 2009, Chordia et al., 2014), illetve azokban az esetekben, amikor egy vállalat értékelése körül nagyobb a bizonytalanság (Daniel & Titman, 1999; Hirshleifer, 2001; Kumar, 2009). Zhang (2006), valamint Francis et al. (2007) kutatásai alátámasztják, hogy a meglepetéstartalommal bíró híreket követően az ár-reakció lassúbb a bizonytalanabb értékeltségű, növekedési részvények esetén.

1.1.3. Az anomáliák viselkedési közgazdaságtani háttere

Ez az alfejezet a tapasztalt piaci hatékonyságot érintő anomáliák viselkedési közgazdaságtani hátterét mutatja be. A korábbi alfejezetben ismertetett anomáliák alapján egyértelműen felmerül a kérdés, hogy hogyan érvényesülnek a pszichológiai hatások az ármozgásokban. Akerlof és Shiller (2011) szerint a tapasztalt gyakran szélsőséges árfolyammozgásokat lehetetlen kizárólag fundamentális okokra visszavezetni és pusztán a racionális viselkedésnek tulajdonítani.

Malkiel (2003), Danielsson et al. (2009) és Soros (2003, pp. 49-72) szerint nem csak a fundamentumok és a valós kockázat változásai, hanem a befektetők által *észlelt* kockázat is befolyásolja a befektetők viselkedésüket és így a piaci árat. Alacsony észlelt kockázat mellett nő a kockázatvállalási hajlandóság, ami megnövelheti a tőkeáttétel is és ezen keresztül az árfolyamok kilengését (Berlinger, et al., 2012).

Kahneman és Tversky (1979) kilátásmélete (illetve annak továbbfejlesztett változata a kumulatív kilátásmélet - Kahneman és Tversky, 1992) szerint általában pontatlanul becsüljük meg a valószínűségeket: a szélsőségesen kis valószínűségekkel rendelkező események előfordulását felülbecsüljük. Kahneman és Tversky (1979) alapján a módosított értékfüggvény nem szimmetrikus: a hasznosságunk általánosan nagyobb mértékben csökken ugyanolyan mértékű veszteség esetén, mint amennyivel nyereség

esetén nő. Ez megmagyarázhatja, hogy a veszteségtől való félelem miért okozhat komoly áreséseket negatív hírek hatására.

Kahneman és Tversky által leírt reprezentativitás (representativeness heuristic) is felelős lehet a túlzott ár-reakciókért: a valószínűség becslésekor nem a teljes eloszlást veszik figyelembe a befektetők, hanem felülértékelik az időben közelebb eső hozamokat, azt tekintik reprezentatív mintának, és okozatiságot feltételeznek a hozamok véletlenszerű klasztereződése mögött (Kahneman (2013), Kahneman és Riepe (1998), Hirschleifer (2001)). Ehhez kapcsolódó torzítás még a túlzott magabiztosság (overconfidence): az emberek felülbecsülik saját becsléseik pontosságát (Kahneman & Riepe, 1998) és még a nyilvános bejelentésekkel szemben is képesek jobban bízni a saját információkban, elemzéseikben, minthogy figyelembe vegyék a saját elemzéseik a hibáját. Ezt tovább erősítő jelenség az önértékelési hajlam (self-attribution bias): a szerencsés kimeneteket az emberek a saját képességeiknek tulajdonítják, míg az ezzel ellentétes eseményeket viszont zajnak. Mindezen torzítások felelősek lehetnek az árfolyamokban érzékelt túlreagálásokra, és az azokat követő korrekciókra (Daniel és Titman (1999), Daniel et al. (2001)).

Ugyanakkor léteznek ezzel ellentétes viselkedésbeli torzítások is, mint például a konzervativizmus (conservatism) (Barberis et al. (1998)): amikor új információkra a befektetők átmeneti, egyszeri hatásként tekintenek, így az nem, vagy nem teljesen jelenik meg az árfolyamban, és csak ha a szereplők trendszerűséget látnak az új információk sorában, akkor reagál a változásokra az árfolyam teljes egészében. Chan, et al. (1996) szerint ennek oka a lassan változó elemzői várakozásokban keresendő, mivel az ő előrejelzéseik erősen befolyásolják a piaci szereplőket. Brown, et al. (2013) alapján a nagy intézményi befektetők figyelembe veszik az elemzői előrejelzéseket, és az ő lépéseik hatására csordaszellem (herding) alakulhat ki, ami szélsőséges árfolyamkilengésekhez vezethet.

A korlátozott, vagy megosztott figyelem (adott részvényhez nem kötődő, de fontos egyéb bejelentések hatása) is okozhat visszafogott árfolyammozgásokat, ami lassú reakciót eredményezhet Hou et al (2009), Hirschleifer (2009), deHaan, et al. (2015) megfigyelése szerint a rossz híreket a menedzserek igyekeznek tözsdezáras után vagy mozgalmas

napokon közölni, amikor kevesebb figyelem tudja követni azokat. Hasonló empirikus megfigyelés, hogy a menedzserek, amennyire tehetik megpróbálják el is titkolni a nyilvánosság elől a kellemetlen híreket, veszteségeket, ahogy ezt Berlinger et al. (2018) is megállapította.

Fama (1998) szerint a hatékony piacok elmélete jobb általános magyarázatot nyújt a viselkedési közgazdaságtani megközelítésnél. Az alternatív elméletek megállapításait ugyanakkor mégis érdemes figyelembe venni, mivel több jelenség esetén hasznos meglátásokat és elméleti alapokat szolgáltatnak.

1.1.4. Piaci hatékonyság és az arbitrázshozamok megléte

Ebben az alfejezetben azt a kérdést járjuk körül a szakirodalom alapján, hogy a piaci hatékonyság megléte egyenlő-e azzal a megfigyeléssel, hogy a piaci szereplők túlnyomó többsége nem képes tartósan arbitrázshozamot realizálni. A viselkedési közgazdaságtan eredményei ellenére nyitott kérdés, hogy ha a hozamok valamilyen szinten előrejelezhetők az irracionális ár-reakciók miatt, akkor lehetséges-e tartós és szignifikáns többlethozamokat elérni a piaci hozamhoz viszonyítva. A passzív portfóliók ugyanakkor mégis képesek gyakran felülteljesíteni az aktív portfóliókezeléssel szemben az utóbbi esetén jellemző magas tranzakciós költségek miatt (Malkiel, 2005).

Bár több példa és befektető is ismert, akik tartósan képesek felülteljesíteni a piaci hozamot aktív befektetési stílussal (Schwager, 2012a; Schwager, 2012b), de ezen esetek és szereplők relatíve ritkák, a meg-megjelenő arbitrázslehetőségek nem teljesen kockázatmentesek és általában a felismerésüket követően hamar megszűnnek (Daniel & Titman, 1999; Malkiel, 2003).

Ugyanakkor az arbitrázs lehetőségek hiánya, és az árfolyamok valós értékeltséghez közeli szintje nem ekvivalens megállapítások. Míg a helyes árazásból következik az arbitrázsmentesség és piaci hatékonyság, addig abból, hogy a szereplők általában nem találnak arbitrázslehetőségeket nem következik a piaci hatékonyság és az, hogy a piac helyesen értékeli az árfolyamokban a valós fundamentumokat (Barberis & Thaler, 2003).

A legsikeresebb befektetők ritka példái ugyanakkor azt bizonyítják, hogy a félrearázásból fakadó arbitrázslehetőségek nem gyakoriak és nehéz őket kihasználni. Mivel azonban a piaci szereplők sem nem tökéletesen informáltak, sem nem mentesek a viselkedési közgazdaságtan által leírt viselkedésbeli torzításoktól, így magyarázható, hogy miért maradhatnak fenn a valóságos fundamentumoktól akár hosszabb időre is eltávolodó árfolyamok és árfolyamtrendek.

1.1.5. A piaci hatékonyság tesztelése az eseményelemzés módszertanával

A piaci hatékonyságnak az eseményelemzés módszertanával történő elemzésére több példát találunk a szakirodalomban. Ezek között vegyesen találunk olyanokat, amelyek a vállalati jelentéseket övező időszakokban szignifikáns, illetve inszignifikáns abnormális hozamokat mutatnak ki:

Watts (1978) a negyedéves jelentések hatását vizsgálja kumulált abnormális hozamok szignifikáns jelenlétét keresve 73 NYSE vállalat 75 negyedéves jelentése körüli időszakban és szignifikáns abnormális hozamokat mutatott ki, bár azok mértéke nem haladta meg a kereskedés költségeit. Foster et al. (1984) 1974 és 1981 közötti 56 000 negyedéves vállalati jelentést követően kialakuló trend meglétét vizsgálta az abnormális hozamokon keresztül és felemás eredményekre jutott: a trend megléte nem mindig bizonyult szignifikánsnak.

Pellicer és Rees (1999) 660 vállalati jelentés hatását vizsgálta 1991 és 1995 között Spanyolországban és szignifikáns abnormális hozamokat, volatilitást és bétanövekedést talált. Skinner és Sloan (2002) 1984 és 1996 közötti 103 274 negyedéves jelentés körül vizsgálta az abnormális hozamok jelenlétét és arra a megállapításra jutott, hogy a növekedési részvények érzékenyebben reagálnak a negatív hírekre, mint az érték típusú részvények. Mallikarjunappa és Dsouza (2014) az indiai tőzsde (Bombay Stock Exchange (BSE)) 185 vállalatának 2011 decemberi negyedéves jelentései körüli 30-30 napos időszakát vizsgálta és szignifikáns abnormális hozamokat mutatott ki. Az általunk végzett elemzés pedig a kimutatott szignifikáns abnormális hozamok körét gyarapítja.

1.2. AZ ESEMÉNYELEMZÉS MÓDSZERTANA

Ebben a fejezetben az eseményelemzés módszertanát mutatjuk be az irodalom alapján. Ezt az elemzési eszközt az utóbbi néhány évtizedben egyre több tudományterületen alkalmazzák, és az empirikus pénzügyekben betöltött jelentős szerepéhez nem fűződhet kétség. A metodológia ismertetésében alapvetően MacKinlay (1997), Binder (1998), Kothari és Warner (2007), valamint Corrado (2011) tanulmányaira építünk, amelyek átfogóan tekintik át az elemzési procedúrát. Ezek alapján bemutatjuk az eseményelemzési eljárás menetét, illetve a kutatásunk szempontjából a legfontosabb módszertani részleteket. A módszertani ismertetésben MacKinlay (1997) jelöléseit követjük. A fejezetben tárgyaltak a Rácz és Huszár (2018) kéziratcikkünkre, illetve a Rácz és Huszár (2019, pp. 247-251.) cikkünkben leírtakra épülnek.

Az eljárás lépései

A pénzügyekben a vizsgált kérdés az elemzés során bizonyos értékpapírokban megmutatkozó árfolyamváltozás valamilyen gazdasági esemény következtében. Pontosabban megfogalmazva arra keressük a választ, hogy megfigyelhető-e abnormális hozam az adott esemény hatására.

Az első lépés minden esetben a vizsgálandó esemény és a hozzá kapcsolódó eseményablak (event window), tehát az esemény körül megfigyelt időszak meghatározása. Ezt követi a minta kiválasztása különböző szelekciós kritériumok alapján. Ezután szükséges meghatározni, hogy hogyan mérjük az abnormális hozamokat. Ezt az alábbi egyenlet fejezi ki:

$$AR_{i\tau} = R_{i\tau} - E(R_{i\tau}|X_{\tau}) \quad , \quad (1)$$

ahol $AR_{i\tau}$ az i -edik részvény τ időperiódusra vonatkozó abnormális hozamát, $R_{i\tau}$ a ténylegesen realizált hozamát, $E(R_{i\tau}|X_{i\tau})$ pedig a várható hozamát jelöli. X_{τ} a várható hozam feltétele, amit az elérhető információk és az alkalmazott eszközárzási modell határoz meg (MacKinlay, 1997; Kothari & Warner, 2007; Corrado, 2011).

1.2.1. A várható hozamok modellezése

Ez az alfejezet a várható hozamok modellezésének lépéseit foglalja össze a szakirodalom alapján. A várható hozamok számítása során feltesszük, hogy a modellezéshez használt hozamok normális eloszlást követnek, valamint időben függetlenek és azonos eloszlásúak. MacKinlay (1997) szerint alapvetően két modell használata jellemző az eseményelemzések többségére: a konstans várható érték modell és a piaci modell. A konstans várható értékű modellt gyakran egy naiv megközelítésnek tekintik a szakirodalomban, mivel nem választja külön a vállalatspecifikus, illetve a piacspezifikus információk részvényárfolyamra gyakorolt hatását (Cable és Holland (1999), Corrado (2011)). Emiatt nehéz lehet megállapítani, hogy a megfigyelt abnormális hozamokat a vizsgált esemény idézi-e elő, vagy a piac kilengései okozzák-e.

Ennél kifinomultabb megoldást kínál a piaci modell, amely már a CAPM-modellhez (Capital Asset Pricing Modell – Tőkepiaci Árfolyamok Modellje; Sharpe (1964), Lintner (1965)) hasonlóan magában foglalja az értékpapír és a piaci portfólió hozamának viszonyát, így csökkenti az abnormális hozam varianciáját, és pontosítja az esemény hatásának számszerűsítését (MacKinlay (1997), Corrado (2011)):

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} , \quad (2)$$

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2) ,$$

ahol R_{it} és R_{mt} az i -edik részvény, illetve a piaci portfólió t periódusbeli hozamai, α_i és β_i a regressziós modellből becsülendő paraméterek. A β_i együttható az i -edik részvény érzékenységet mutatja meg a piaci portfólióra, az α_i az illeszkedést segítő paraméter, ε_{it} pedig az értékpapír t periódusban megfigyelhető hibatagja. Feltételezzük, hogy a hibatag nulla várható értékű és $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ varianciájú normális eloszlást követ.

Az alkalmazott modellezési logikánk azzal a feltételezéssel él, hogy a regressziós együtthatók a becslési időszakban és az eseményablakban egyaránt konstansak (Binder, 1998). Egy adott részvény valós bétája időben változhat, rövid időhorizontot vizsgálva azonban valószínűtlen, hogy jelentős változások történnek a kockázati profilokban.

Számos módszerrel lehet a várható hozamokat modellezni, mint például a többfaktoros modellek, de az addicionális faktorok magyarázó ereje általában marginális a piaci modellhez viszonyítva (MacKinlay, 1997). MacKinlay (1997), illetve Cable és Holland (1999) szerint a piaci modell a tesztek során jobban teljesít a CAPM-nél. Bár mindkét modell pontatlanabb becslését adja a valós abnormális hozamoknak, mint a többfaktoros modellek (például Fama és French 1996). A torzítás nagy minták esetén viszont nullához közelít, így a piaci modell hatékony módja a hozamok becslésének (Binder, 1998), és további faktorok bevezetésének hatása elhanyagolható (MacKinlay, 1997). Mindezek konklúziójaként a továbbiakban a piaci modellt használjuk a normális hozamok kiszámításához.

1.2.2. Az eseményablak és a becslési ablak hossza

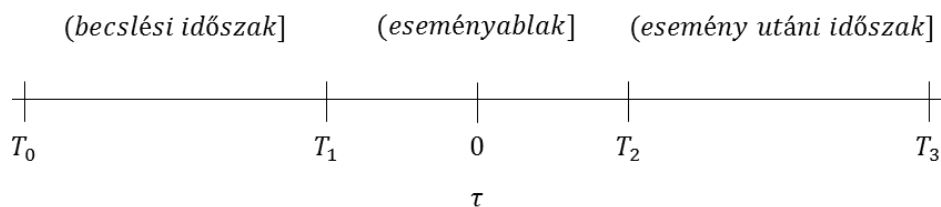
Ebben az alfejezetben annak megfontolásait foglaljuk össze, hogy a szakirodalom szerint milyen hosszú eseményablakot és becslési ablakot használjunk az elemzés végrehajtásához. Ezek megválasztása valamelyest önkényes, alapvetően a korábbi kutatások tapasztalataira alapozva határoztuk meg az időtartamokat. A vizsgált témánk az eseményelemzések között rövid időhorizontúnak tekinthető, így egy viszonylag rövid eseményablak megfelelő választás a hipotézisek tesztelésére. Egy évnél rövidebb eseményablak esetén elég megbízhatóan működik az elemzés, és jóval kevesebb módszertani probléma merül fel a számítások során (Kothari & Warner, 2007).

Esetünkben az esemény dátumán kívül legalább a rákövetkező kereskedési napnak az eseményablak részét kell képeznie, hogy a kereskedési nap végi vagy a tőzsde zárását követő közzétételek is figyelembe legyenek véve, hiszen ekkor szükségszerűen jelentkezik abnormális hozam a következő napon is. Különösen jelentős ez a hatás akkor, ha a közzététel rossz híreket tartalmaz a befektetőkre nézve (deHaan, et al. (2015), Doyle és Magilke (2015)). Általában a gyakorlatban egy néhány hétből álló intervallum a megszokott, ami jellemzően szimmetrikus az esemény dátumára (MacKinlay, 1997).

Minél rövidebb az eseményablak, annál kisebb eséllyel fordulhat elő a vállalatokat érintő más eseményekből adódó torzító hatás (Rao & Sreejith, 2014). Esetünkben a vállalati

jelentésekhez kapcsolódó gazdaságilag is szignifikáns abnormális hozamokra csak az esemény körüli néhány napban számíthatunk. MacKinlay (1997) cikkében is megfigyelhető, hogy a jelentés közzététele után néhány nappal az abnormális hozamok a várható értékük, tehát nulla körül ingadoznak. Egy négyhetes ablak tehát megfelelő választásnak tűnik.

Fontos figyelembe venni, hogy ha az eseményablak túl hosszú a becslési időszakhoz képest, az jelentősen torzíthatja a tesztstatisztikát abban az esetben, ha a becslött abnormális hozamok korreláltak. Viszont például egy 5 napos eseményablak és 100 napos becslési ablak esetén a torzított tesztstatisztika értéke várhatóan mindössze 1,6%-kal haladja meg a torzítatlant (Binder, 1998). Esetünkben célszerűnek tűnik ezért a MacKinlay (1997) által használt 120 napnál hosszabb, például egy kétéves (500 kereskedési napos) időszakból számítani a regressziós együtthatókat, ahogy azt Corrado (2011) is javasolja. Lényeges a két ablak időbeli különválasztása is; ha az eseményablak hozamadatait is felhasználnánk a regressziós modellhez, akkor hibás paraméterbecslést kapnánk, mert az már tartalmazná a bejelentés következtében jelentkező zajt is (Boehmer, et al., 1991; MacKinlay, 1997; Binder, 1998; Kothari & Warner, 2007).



1. ábra: Egy eseményelemzés időrendje (MacKinlay, 1997, p. 20).

A fentiek tükrében formálisan a következőképpen írhatjuk le az eseményelemzés időrendjét. A hozamok futóindexe τ , és a következőképpen alakulnak az elemzés szakaszai. $\tau = 0$ az esemény dátuma, $T_0 + 1 \leq \tau \leq T_1$, a becslési ablak, $T_1 + 1 \leq \tau \leq T_2$ pedig az eseményablak. Ekkor $L_1 = T_1 - T_0$ a becslési ablak, $L_2 = T_2 - T_1$ az eseményablak hossza (lásd 1. ábra). Meg lehet határozni egy esemény utáni időszakot/ablakot is (post-event window), amelyet $T_2 + 1 \leq \tau \leq T_3$ ír le, és hossza $L_3 = T_3 - T_2$, de a kutatási kérdéseink szempontjából erre nincs szükség.

1.2.3. Az abnormalis hozamok mérése és tesztelése

Ez az alfejezet az abnormalis hozamok mérésének és tesztelésének kérdéseit összegzi a szakirodalom alapján. Miután kiválasztottuk, hogy milyen módszerrel modellezzük a várható hozamot (amely a piaci portfólió hozamának lineáris függvénye), az (1) és (2) egyenleteket felhasználva pontosabban leírható a disszertációban használt abnormalis hozam definíció:

$$AR_{i\tau} = R_{i\tau} - E(R_{i\tau}|R_{m\tau}) \quad , \quad (3)$$

ahol $T_1 + 1 \leq \tau \leq T_2$, tehát τ egy eseményablakbeli periódust jelöl. Meghatározásra került továbbá a paraméterbecsléshez használt és az esemény körüli időszakok hossza, így hozzáfoghatunk a regressziós modell felépítéséhez. A paraméterek becslése a legkisebb négyzetek módszerével (ordinary least squares, OLS) történik. (2) alapján ismerjük a modellezés során számított várható hozamot, így ezt a (3) egyenletbe behelyettesítve a következőképpen számíthatók ki az esemény körül az abnormalis hozamok:

$$AR_{i\tau} = R_{i\tau} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m\tau}) \quad , \quad (4)$$

ahol $AR_{i\tau}$ az i részvény abnormalis hozama, $R_{i\tau}$ és $R_{m\tau}$ az i -edik részvény, illetve a piaci portfólió hozamai, a τ periódusban. A piaci hozamra való érzékenységet kifejező becsült regressziós együttható $\hat{\beta}_i$, $\hat{\alpha}_i$ pedig az illeszkedést segítő paraméter.

Ahhoz, hogy statisztikailag, illetve gazdaságilag releváns következtetéseket lehessen levonni a kutatási kérdéseket illetően, nyilvánvalóan szükséges aggregálni a kiszámított abnormalis hozamokat. Ez történhet a minta elemei, valamint az idő dimenziója mentén. Első hipotézisünk első része azt mondja ki, hogy az EPS-ben mutatkozó meglepetés iránya és nagysága határozza meg a részvényárfolyam reakcióit a bejelentés hatására. Ez a feltételezés például úgy tesztelhető hatékonyan, ha aggregáljuk a vállalat közzétételekor jelentkező abnormalis hozamokat a mintában aszerint, hogy a meglepetés pozitív, negatív vagy semleges. MacKinlay (1997), Binder (1998), Serra (2004), illetve Kothari és Warner (2007) alapján ez az átlagos abnormalis hozam a τ periódusban (\overline{AR}_τ) a csoportok elemeinek adataiból számított számtani átlag:

$$\overline{AR}_\tau = \sum_{i=1}^N \frac{AR_{i\tau}}{N} , \quad (5)$$

ahol N a mintaelemszámot (illetve a csoport elemszámát), tehát a megfigyelt események számát jelöli. Magas L_1 érték esetén a varianciája (vesd össze. MacKinlay (1997, p. 21) tanulmányának (8) egyenletével).

$$var(\overline{AR}_\tau) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_{\varepsilon_i}^2 . \quad (6)$$

Azért szükséges a viszonylag hosszú becslési időszak, mert a (6) egyenlet akkor igaz, ha az abnormális hozamok egymástól időben függetlenek. MacKinlay (1997) szerint ez teljesül, amennyiben kellően nagy minta alapján végezzük a hozambecsléseket. Mivel $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ nem ismert, ezért erre egy becslést kell alkalmaznunk a variancia számításakor. MacKinlay (1997) és Binder (1998) alapján a (2) egyenletben leírt hibatag varianciája megfelelő választás a számoláshoz, és ez a következőképpen írható fel $L_1 = T_1 - T_0$, azaz a becslési ablak hosszának függvényében:

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 = \frac{1}{L_1 - 2} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{i\tau} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m\tau})^2 . \quad (7)$$

Ezek után már tesztelhető a nullhipotézis, miszerint \overline{AR}_τ nulla várható értékű normális eloszlást követ, tehát

$$\overline{AR}_\tau \sim N[0, var(\overline{AR}_\tau)] . \quad (8)$$

Fontos megemlíteni, hogy az átlagos abnormális hozam statisztikai szignifikanciájának teszteléséhez feltételezzük, hogy τ időperiódusban az egyes megfigyelések $AR_{i\tau}$ abnormális hozamai függetlenek és azonos eloszlást követnek. MacKinlay (1997) és Binder (1998) megjegyzik, hogy a keresztszeti adatok gyakran korreláltak. Ebből nem fakad becslési probléma, ha az egyes megfigyelések eseményablakai nincsenek átfedésben egymással. Ellenkező esetben nem feltételezhetjük, hogy a mintaelemek becsült abnormális hozamai függetlenek, és ekkor a köztük lévő nem nulla kovariancia lefelé torzítja a varianciabecslést, ezáltal felfelé a tesztstatisztikát. Binder (1998) szerint a torzító hatás elhanyagolható, ha a vizsgálandó értékpapírok kiválasztása nem koncentrálódik iparágakra, és a piaci modellt használjuk. Rao és Sreejith (2014) pedig kifejtik, hogy az események véletlenszerű eloszlása is véd a torzítás ellen.

Ha a vállalati jelentések meglepetéshatását és a piaci hatékonyságot is tesztelni szeretnénk, akkor a jelentés napját, valamint – kései vagy kereskedési órákon kívüli jelentés esetén – az azt követő kereskedési napot is magában foglaló intervallumnál hosszabb időszakot kell elemeznünk. Erről szól az első hipotézis második része is. A korábban már hivatkozott empirikus eredmények alapján jogosan feltételezhetjük, hogy a vállalatok eredményében jelentkező meglepetés miatt rövid távon megfigyelhetünk momentumhatást az árfolyamokban.

Ahhoz, hogy ezt a feltételezést is tesztelni tudjuk, már szükség van arra, hogy az abnormális hozamokat, az eseményablakon belül, időben is aggregáljuk. Tekintsünk egy τ_1 és τ_2 által bezárt időtartamot, amire teljesül, hogy $T_1 < \tau_1 \leq \tau_2 \leq T_2$. Ekkor legyen az i részvény ezen intervallumon megfigyelhető kumulatív abnormális hozama (CAR)

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} AR_{i\tau} . \quad (9)$$

Ugyanezt a műveletet elvégezhetjük a minta, illetve az abból képzett csoportok egyes elemeire kiszámított átlagos abnormális hozamai esetén is, így megkaphatjuk a kumulatív átlagos abnormális hozamokat az eseményablak tetszőleges (τ_1, τ_2) intervallumára.

$$\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} \overline{AR}_\tau , \quad (10)$$

$$var(\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} var(\overline{AR}_\tau) , \quad (11)$$

ahol \overline{AR}_τ és $var(\overline{AR}_\tau)$ a (5) és (6) egyenletekből ismertek (MacKinlay, 1997; Binder, 1998).

Mindezek alapján lehetőség nyílik a következő nullhipotézis tesztelésére miszerint a kumulatív átlagos abnormális hozam is nulla várható értékű normális eloszlást követ, tehát

$$\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) \sim N[0, var(\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2))] , \quad (12)$$

illetve normalizálva

$$\theta = \frac{\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)}{\sqrt{\text{var}(\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2))}} \sim N(0,1) \quad . \quad (13)$$

Ezzel át is tekintettük a tanulmány hipotéziseit vizsgáló módszertan főbb pontjait. A második hipotézis esetében is hasonlóképpen járunk el. Itt szükség lesz még annak tesztelésére, hogy a két mintából kapott eredmények szignifikánsan különböznek-e egymástól, ugyanolyan várható értékű és varianciájú eloszlást követnek-e a kumulatív átlagos abnormális hozamaik.

1.3. A BEFEKTETÉSI ALAPOK TELJESÍTMÉNY-ÉRTÉKELÉSÉNEK IRODALMA

Ez a fejezet áttekinti a befektetési alapok teljesítményértékelésének a szakirodalmát, a különféle mutatószámok jellemzőit és fejlődését, valamint bemutatja a teljesítménymanipulálás kérdéskörét, és az ennek kivédését lehetővé tevő mutatószámokat, illetve az alkalmazásuk segítségével a hozammanipuláció kimutatásának lehetőségeit, továbbá a hozammanipuláció kimutatásának további alternatív módszereit. A fejezetben tárgyaltak nagyrészt a Rác (2019a) cikkünkben leírtakra épülnek.

A megtakarítások befektetési alapokba történő elhelyezése előtt a befektetőnek arról kell döntést hoznia, hogy melyik befektetési alaptól várhatja a hozamelvárásának és kockázatviselési hajlandóságának megfelelő teljesítményt a jövőben. A jövőre vonatkozóan nincsenek teljes bizonyosságú információink, és csak a múltbeli teljesítményből és viselkedésből indulhatunk ki a várakozásaink kialakításához. Az aktívan menedzselte befektetési alapok esetében a megtakarításunk kezelését egy befektetési alapkezelőre bízuk, így ebben az esetben a várakozásainkat az adott befektetési alap múltbeli viselkedéséből kiindulva tudjuk csak kialakítani.

Mivel a befektetési alap kezelője is tisztában van azzal, hogy az általa kezelt befektetési alap múltbeli teljesítményét leíró mutatószámokból próbálunk következtetést levonni a jövőben várható teljesítményre, ezért amennyiben lehetősége van rá igyekszik a saját teljesítményét jobb színben feltüntetni, illetve egy megadott keretrendszeren belül igyekszik minél jobb teljesítményt elérni, akár olyan tudatos vagy tudattalan befektetési stratégiákkal, amik ugyan növelik a mutatószámok értékét, mégis lehetséges, hogy szuboptimálisak a befektetői hasznosság szempontjából, és ezért a szakirodalom teljesítménymanipulálásnak nevezi ezeket. A befektetési alap kezelője mindezek által igyekszik elérni, hogy minél vonzóbbnak tűnjön az általa kezelt befektetési alap, és így minél több új forrást tudjon bevonni, amiből előbb-utóbb magasabb jutalékok csapódnak le a kezében. Zawadowski (2017) a befektetési alapkezelők jutalékközpontúságának szomorú összefüggését mutatta meg, ugyanis az eredményei szerint a magasabb jutalékot szedő befektetési alapkezelők nem képesek a magasabb jutalékért cserébe azt meghaladó

mértékű többlethozamot produkálni, hanem épp ellenkezőleg, 1 százalékponttal magasabb kezelési díj átlagosan több mint 1 százalékponttal rosszabb teljesítménnyel (Jensen-alfával) párosul a referenciahozamhoz viszonyítva.

A viszonylag szigorú auditori tevékenység, valamint a független letétkezelői tevékenység mellett igen korlátozottak lehetnek a befektetési alapkezelők lehetőségei ahhoz, hogy képesek legyenek az értékelésre használt mutatószámok ismeretében a teljesítményük mesterséges és a valóságot érdemben befolyásoló manipulálására. A szakirodalomból viszont az tűnik ki, hogy nem csak egyes illikvid eszközeik nettó eszközértékének rugalmas értékelése és/vagy a veszteségek kisimított lejelentése által, hanem különféle szuboptimális és/vagy időben dinamikus befektetési döntések által is képesek lehetnek növelni a teljesítményértékelésre használt mutatószámok értékeit, miközben a valós teljesítményükben nincs tényleges javulás (Ingersoll et al. (2007)).

Számos aspektusból lehet tekinteni az aktívan menedzselt portfóliók, így az abszolút hozamú befektetési alapok értékelését: Amihud et al. (2014) az illikviditás beárazódásának hatását elemzi, és azt találja, hogy az IML-faktorra (az illikvid mínusz likvid részvényekből álló portfólió hozamára) való érzékenység (béta) szignifikáns a növekvő finanszírozási nehézségek időszakában. Gemmill et al. (2006) brit befektetési alapokat értékel a kilátáselmeleten alapuló veszteségelkerülő teljesítménymutatóval és megállapítja, hogy más sorrendet kap eredményül, mint a hagyományos mutatókkal. Walter (2002) pedig bemutatja, hogy a befektetői preferenciákhoz illeszkedő alsóági kockázatokat figyelembe vevő limit- és prémiumrendszer körütekintés nélküli alkalmazásával olyan szélsőséges befektetési stratégia alakulhat ki, amely már nem felel meg az eredeti befektetői szándékoknak. A kockázat igazságos felosztásának vizsgálatokor Csóka és Pintér (2016) belátja és Balog et al. (2017) megerősíti, hogy nincs kockázatfelosztási módszer, amely mindig értelmezett, egyszerre stabil és ösztönző.

A teljesítménymérő mutatószámok fejlődése során sikerült a korábbi megoldások hibáit orvosolni, ám az abszolút hozamú befektetési alapok értékelése esetében komoly problémát okoz a megfelelő benchmark-index hiánya. Egyik lehetséges megoldása ennek a problémának befektetési stílusokat megtestesítő faktorok felhasználásával az

Információs Ráta módosított változatának a kiszámítása (Pojarliev és Levich (2013)). A szükséges faktorok alkalmazása ugyanakkor elég nehézkes ezen befektetési alapok esetében. Továbbá megoldandó problémát jelent az is, hogy a szakirodalomban elterjedt és a piac által jelenleg is használt mutatószámokkal kapcsolatban továbbra is fennáll a manipulálhatóság kérdésköre, amely nem csak az abszolút hozamú, hanem minden befektetési alapot és hedge fund-ot érintő jelenség. Több megközelítést is találunk az irodalomban a probléma áthidalására, amelyeknek a célja olyan új teljesítménymérő mutatószámok bevezetése, amelyek képesek a kockázat-hozam kombinációk helyes értékelésére még akkor is, ha a befektetési alap hozameloszlása abnormális, vagy ha felmerül a hozamok jelentésbeli simításának vagy manipulálásának lehetősége (Ingersoll et al. (2007)).

A probléma egyik lehetséges megoldása a Manipulációbiztos Teljesítménymutatók (MBTM-ek - angol eredetiben Manipulation-proof Performance Measure - MPPM) alkalmazása, melyek a mikroökonómiában jól ismert hasznosság-elméleten alapulnak. Ezek a mutatószámok, konstrukciójukból fakadóan különösen alkalmasak aktívan menedzselt alapok értékelésére, mivel a mutató értékének növelése csak akkor lehetséges, ha az alapkezelő menedzser tényleges információ vagy képesség birtokában van. Ezzel szemben pusztán annak az információnak az ismeretében nem, hogy a piac vagy teljesítményértékelő milyen mutatószámmal méri a teljesítményt. Ez a különleges tulajdonság jellemzi a Manipulációbiztos Teljesítménymutatókat (MBTM-eket) a klasszikus mérőszámokkal szemben, amelyek manipulálhatók többlettudás és információ nélkül is pusztán a mérőszám ismerete által. Bemutatjuk, hogy a manipulációbiztos mutatószámoknak milyen kritériumoknak kell eleget tenniük, valamint, hogy Ingersoll et al (2007) hogyan határozta meg a probléma egy lehetséges megoldását, hogyan néz ki az általuk definiált mutatószám, mely felépítésénél fogva alkalmas az abszolút hozamú befektetési alapok és hedge fund-ok teljesítményének értékelésére.

Kitérünk a Brown et al. (2010) féle megközelítésre, amely egy lineáris közelítése az Ingersoll et al. -féle képletnek és amelyet Brown et al. egyszerűbb, könnyebben számítható formulaként mutatott be. A Brown et al. -féle megközelítés segítségével Brown et al. képes volt a mutató jobb strukturálására többlethozam és többletszórás

formájában, amelynek segítségével a mutatót felhasználta az implikált kockázatelutasítás kiértékelésére is. Az így kapott új mutatószámot Kétkedési Hányadosnak (angol eredetiben Doubt Ratio) nevezték el, amely extrém értékek esetében jelezheti a hozamsimítás, vagy teljesítménymanipulálás jelenlétét.

A fejezet zárásaként bemutatjuk azokat a további alternatív technikákat és mutatószámokat, így a Torzítási Rátát és a Diszkontinuitás-elemzést, amelyek a hozameloszlás sajátosságaiból, és/vagy a hozamok 0-körüli eloszlásából következtetnek a potenciálisan meglévő hozamsimításra, vagy egyéb manipulációra (Abdulali (2006), Bollen és Pool (2009)).

1.3.1. Az abszolút hozamú befektetési alapok definíciója

Az abszolút hozamú befektetési alapok aktívan menedzselték, és eltérően a többi befektetési alaptól nem követnek benchmarkokat vagy indexeket, hanem azt a célt tűzték ki maguk elé, hogy minden piaci körülmény között pozitív hozamot érjenek el alacsony volatilitás mellett. Ez egyrészt azért lehetséges, hogy szofisztikáltabb pénzügyi termékeket, például származtatott termékeket is beépítenek a portfóliójukba és így védik magukat a veszteségek kockázatától, ugyanakkor magasabb hozamokat képesek generálni. Másrészt az alapkezelő nem csak abban kap szabad kezet, hogy nem egy előre megadott indexet kell követnie minden piaci körülmény között, hanem szabadabban dönthet az egyes eszközosztályok és befektetések portfólión belüli arányáról, szemben a hagyományos befektetési alapokkal, ahol a minimum és maximum arányok is elő vannak írva, így még akkor sem csökkentheti le egy adott eszközosztály arányát egy szintnél alacsonyabbra az alapkezelő, ha a megítélése szerint a piaci viszonyok ezt tennék szükségessé, így nem kerülhet el bizonyos veszteségeket, akkor sem, ha egyébként erre szakmai helyzetértékelése alapján képes lenne.

1.3.2. Klasszikus teljesítményértékelő mutatószámok

Ebben az alfejezetben áttekintjük az irodalomban és az alkalmazásokban előforduló *klasszikus* teljesítményértékelő mutatószámokat, bemutatva a felépítésüket, a felépítésükhöz használt logikát, illetve, hogy az egyes változatok, a korábbiak milyen hibáit igyekeztek kezelni, és hogy az aktívan menedzselt alapok, de különösen az abszolút hozamú alapok esetében, milyen hiányosságok lépnek fel, ami miatt alternatív mutatószámok keresése felé kell fordulnunk.

Sharpe-ráta

A Sharpe-ráta William Sharpe-ról kapta a nevét (Sharpe, 1966). Az eredeti szándék szerint ez a mutatószám a kockázatmentes és kockázatos portfólióelemek optimális arányának meghatározására szolgál és a vállalt többletkockázatért járó többlethozamot méri. Minél magasabb a mutató értéke, annál magasabb az egységnyi kockázatra jutó többlethozam mértéke.

A Sharpe-ráta a következő:

$$S = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p} ,$$

ahol R_p a befektetési alap/portfólió hozama, R_f a kockázatmentes hozam és σ_p a befektetési alap/portfólió szórása.

Amennyiben a Sharpe-rátát teljesítményértékelésre használjuk, akkor az „csak” azt mutatja meg, hogy a befektetési alap megfelelő többlethozamot biztosít-e a vállalt többletkockázatért, de arról nem ad információt, hogy van-e és ha van, akkor milyen a kapcsolat a benchmark és a befektetési alap teljesítménye között. Másképpen megfogalmazva a Sharpe-ráta nem bontja meg a befektetési alap teljesítményét a piac/benchmark változásából fakadó teljesítményre, valamint a befektetési alapkezelő egyedi döntéseiből fakadó teljesítményre, amely abból fakad, hogy az nem mindig követi passzívan a benchmarkot, hanem ahhoz viszonyítva eltérő befektetési döntéseket hoz, vagy eltérő portfóliósúlyozást alkalmaz. Mindez azért probléma, mert a klasszikus aktívan menedzselt alapok egy indexet, vagy indexek meghatározott

arányát követik, az alap által lefedett piacoknak megfelelően, és az alapkezelő azzal akarja bizonyítani a rátermettségét, hozzáértését (és a díjazása is nagyban függ attól), hogy képes-e többethozamot generálni a benchmarknak választott indexhez (indexekhez) viszonyítva azáltal, hogy a befektetési célpontokból azokat súlyozza felül a benchmarkhoz képest, amelyeket az elemzései alapján felülteljesítő célpontoknak értékel a piaci indexekhez képest. Így a Sharpe-rátát használva nem rendelkezünk információval arról, hogy az alapkezelő, pontosan hogyan volt képes felül- vagy alülteljesíteni a benchmarkhoz képest.

A Sharpe-ráta módosításai

A **Sortino-ráta** (Sortino és Prince, 1994) a Sharpe-ráta egyik módosítása, amely a teljes szórás helyett, csak a veszteségek szórását veszi figyelembe, viszont a nyereségek szórását már nem. A Sortino-ráta tehát csak a veszteségek szórását tekinti leküzdendő akadállynak és kockázatnak, a nyereségek szórását nem, mivel azok összességében hasznosak a befektetőknek, még ha bizonytalansággal is járnak együtt.

$$\text{Sortino} - \text{ráta} = \frac{R_p - R_f}{\sigma_d} ,$$

ahol R_p a befektetési alap/portfólió hozama, R_f a kockázatmentes hozam és σ_d a befektetési alap/portfólió *veszteségeinek* a szórása.

A **Calmar-ráta** (Young, 1991) a többethozamot a megfigyelt időszak legnagyobb veszteségéhez (maximum drawdown) hasonlítja a szórás helyett. Így hasonlít a Sortino-rátához abban, hogy az alsó ági kockázatokhoz viszonyítja a hozamokat, de alsó ági szórás helyett a legnagyobb tapasztalt veszteséggel számol:

$$\text{Calmar} - \text{ráta} = \frac{R_p - R_f}{\text{Max Drawdown}} ,$$

ahol R_p a befektetési alap/portfólió hozama, R_f a kockázatmentes hozam és a Max Drawdown, a legnagyobb tapasztalt veszteséget méri a megfigyelt időintervallumon.

Bár a Sortino- és Calmar-ráták a kockázatot talán pontosabban ragadják meg az alsóági kockázatok számszerűsítésével a Sharpe-rátánál, arra általuk sem kapunk

magyarázatot, hogy a befektetési alapkezelő, hogyan képes a benchmarkhoz viszonyítottan felül-, illetve alulteljesíteni.

Jensen-alfa

A Jensen-alfa értékelési megközelítést három évvel a Sharpe-rátát követően írta le Michael C. Jensen (Jensen, 1969). A Jensen-alfa azt a többlethozamot számszerűsíti, amelyet egy olyan stratégia alkalmazásával lehet elérni, amelyet a meglévő és ismert magyarázó változók/faktorok segítségével nem lehet megmagyarázni. A β_i az egyes befektetési eszközöknek a piaci portfólió többlethozamára vonatkozó érzékenysége. Így amíg a β_i segítségével számolt hozam kockázattal korrigáltan kerül meghatározásra, addig a Jensen-alfa pusztán a többlethozamot méri, de nem számszerűsíti a vállalt többletkockázatot a piaci portfólióhoz/benchmarkhoz képest, és nem is korrigál azzal:

$$\alpha = R_p - \left[R_f + \sum_i \beta_i (R_m - R_f) \right],$$

ahol R_p a befektetési alap/portfólió hozama, R_f a kockázatmentes hozam, R_m a piaci portfólió/benchmark hozama, β_i az egyes befektetési eszközöknek a piaci portfólió többlethozamára vonatkozó érzékenysége, végül α a befektetési alap/portfólió azon többlethozama, amit nem lehet megmagyarázni β_i -k segítségével.

A szakirodalomban a Jensen-alfa az egyik legelterjedtebben használt mutató, mivel közérthetően mutatja az alul- vagy felülteljesítést/többlethozamot a benchmark-indexhez/indexekhez képest, és a kiszámítása is viszonylag egyszerű. Ugyanakkor a hátránya az, hogy csak azt mutatja meg, hogy milyen hozamot ért el az alapkezelő a benchmarkhoz viszonyítva, de hogy ehhez milyen többletkockázatot vállalt az alapkezelő, azaz, hogy mennyivel kockázatosabb az általa felülsúlyozásokkal kialakított portfólió a benchmarkhoz képest, arról nem mond semmit.

Információs Ráta

Egy módja a vállalt többletkockázat mérésének, ha az Jensen-alfát elosztjuk a Jensen-alfa szórásával, és így megkapjuk az Információs Rátát (IR), amelyet Treynor és Black vezetett be 1973-ban (Treynor és Black, 1973). Az Információs Ráta azt mutatja meg, hogy az alapkezelő aktívan vállalt kockázati egységre vetítve milyen többlethozamot ért el.

$$IR = \frac{\alpha}{\sigma_{\alpha}},$$

ahol α a befektetési alap/portfólió többlethozama, σ_{α} pedig az α szórása.

Az Információs Ráta lényegében a Sharpe-ráta módosítása oly módon, hogy a kockázatmentes hozam helyett a benchmarkhoz viszonyított többlethozamot arányosítja a benchmarkhoz képest vállalt többletkockázathoz. Hasonlóan a Jensen-alfához, könnyen értelmezhető eredményt ad, és relatíve egyszerű a kiszámítása is.

Az Információs Ráta mérése könnyű azon esetekben, amikor a benchmark már adott, mint például a piaci indexeket követő ETF-ek (Exchange Traded Funds - Tőzsdén Kereskedett Befektetési Alapok) esetében. Ám abszolút hozamú alapok esetében nem magától értetődő, hogy mi az a benchmark-index, amihez viszonyítva helyes teljesítményértékelésre juthatunk, hiszen ezen befektetési alapok nem követnek egyértelműen és jól meghatározott indexet vagy indexeket. Ehelyett minden piaci körülmény között pozitív hozam elérése a kitűzött céljuk alacsony volatilitás mellett.

1.3.3. Alfa Ráta

Ez az alfejezet az új, még nem elterjedt, nem klasszikus mutatószámok közül az Alfa Rátát és alkalmazását mutatja be az abszolút hozamú alapok értékelése esetében. Ezen befektetési alapok esetén a piaci gyakorlat szerint a benchmark vagy egy kockázatmentes hozam, vagy állampapíroknak egy meghatározott indexe, és ennek meghaladására tesz vállalást a befektetési alap kezelője. Ez a megközelítés ugyanakkor összekeveri a Bétából fakadó és a Jensen-alfából eredő hozamokat. Ennek pedig az az oka, hogy bár a benchmark egy kockázatmentes hozam, a befektetési alap vagy

portfólió hozamának egy része a Bétához kötődik, mivel az alapkezelő kockázatos eszközökbe is fektet, amik a Bétán keresztül együtt mozognak bizonyos piaci indexekkel. Így helytelen a Jensen-alfákat a kockázatmentes hozamból, mint benchmarkból levezetni, mert a kimutatott Alfák nagyságának egy jelentős hányadát valójában nem az alapkezelő tudása vagy hozzáértése magyarázza, hanem az, hogy az általa választott összetételű portfólió egy kockázatos indexet vagy indexeket követ. Mindezek miatt a befektetési alap vagy portfólió hozamának a megfelelő benchmarkhoz társítható részének az azonosítása nem magától értetődő feladat, és ezért az Információs Ráta számítását is módosítani kell. Így a következőkben bemutatjuk az abszolút hozamú befektetési alapok helyes értékelésére használható új mutatószámot, az Alfa Rátát és annak gyakorlati alkalmazását a szakirodalomban.

Alfa Ráta

Az előbbiekben tárgyalt problémának az áthidalására az egyik lehetséges megoldás a kockázati faktorokra épülő keret használata. Ezek a faktorok különféle befektetési stílusokat vagy különböző kockázati tényezőket jeleníthetnek meg. Pojarliev és Levich 2013-as cikkükben (Pojarliev és Levich, 2013) a módosított Információs Rátát Alfa Rátának nevezik (IR*):

$$\text{Alfa Ráta} = \text{IR}^* = \frac{\hat{\alpha}}{\sigma_{\hat{\alpha}}} ,$$

ahol

$$\hat{\alpha} = R_p - \sum_i \hat{\beta}_{it} F_{it} + e_t ,$$

továbbá R_p a befektetési alap/portfólió hozama, F_{it} a különféle kockázati faktorok/befektetési stílusok, β_{it} a különböző kockázati faktorokra való érzékenysége a befektetési alap/portfólió hozamának.

Pojarliev és Levich (2013) az Alfa Ráta számítására mutattak példát a Deutsche Bank dbSelect adatbázisából származó adatainak felhasználásával a 2005-2010 közötti időszakra vonatkozóan. A dbSelect platformon a Deutsche Banknál olyan menedzselt befektetési számlák találhatók, amik lehetővé teszik a befektetők számára, hogy

különféle deviza kereskedők portfólióiba fektessenek. A Deutsche Bank szerint a dbSelect-ben 2013. augusztusi adatok alapján mintegy 5 milliárd USD összeget tartottak a különféle nyugdíjbiztosítók, alapok alapjai, privát bankok, biztosító társaságok és egyéb befektetők.

Pojarliev és Levich (2013) megmutatták, hogy a különféle devizakereskedők Alfa teljesítményét hogyan lehet Béta és Alfa hozamokra bontani. Professzionális devizakereskedők hozamait használták a dbSelect platformról és olyan kockázati faktorokat (F_{it}), amik népszerű kereskedési stratégiákat és stílusokat testesítenek meg.

A népszerű stratégiák a következők:

1. Carry trade vagy forward hozamtorzulás: Ez a stratégia azon az általános tendencián alapul, hogy a magasabb kamatlábbal rendelkező devizák általában felértékelődnek.
2. A technikai trendeket követő stratégiák: Ezek a stratégiák a devizák árfolyamainak tartós elmozdulásain alapulnak.
3. Az értékalapú befektetési stratégiák: Ezek a stratégiák a hosszú távú, átlaghoz visszahúzó vásárlóerő-paritáson mért devizaárfolyamokon alapulnak.

Pojarliev és Levich (2013)-nál ezeket a stratégiákat különféle devizaárfolyamokba való befektetést lehetővé tevő indexek, mint faktorok reprezentálják az elemzésükben az Alfa Ráta számításához. Használják továbbá a devizapiaci volatilitást, mint negyedik magyarázó tényezőt:

1. A carry trade faktor helyettesítője a Deutsche Bank G10 Harvest Indexe. Ennek a kereskedhető indexnek a hozama a következő befektetési stratégiának a hozamaként áll elő: A G10 devizauniverzum legnagyobb devizái közül három magas hozamú devizájába történő long befektetésből, és ezzel párhuzamosan a három alacsony hozamú devizának a shortolásából eredő hozam.
2. A trendkövető faktort az AFX Currency Management Index testesíti meg. Ez az index annak a befektetési stratégiának a hozamát követi, ami hét devizapárba történő befektetésből áll, ahol a befektetési súlyokat a spot piaci kereskedési

volumene és a három különböző hosszúságú mozgó átlagon alapuló szabály határozza meg.

3. Az értékalapú kockázati faktor helyettesítője a Deutsche Bank FX PPP Indexe. A Deutsche Bank az elmúlt három havi átlagos napi spot ráta, valamint az OECD évente publikált vásárlóerő-paritáson mért devizaárfolyam hányadosaként készít egy rangsort. Az FX PPP Index azt a hozamot tükrözi, amit G10 devizauniverzumból a Deutsche Bank rangsora alapján a három legmagasabb rangú devizába történő long befektetés, valamint a három legalacsonyabb rangú deviza shortolása eredményez.
4. A volatilitás faktor nem egy kereskedhető stratégia hozamát tükrözi. A szerzők a devizapiacok volatilitásának helyettesítőjeként használják a Deutsche Bank Currency Volatility Indexét. Ez az index a háromhavi súlyozott átlaga a kilenc jelentős devizapár implikált volatilitásának, ahol a súlyokat a BIS felmérések kereskedési volumenei szolgáltatják.

	Többlethozam (%)	Alfa (%)	Carry Béta	Trend Béta	Érték Beta	Szórás Béta	R négyzet	IR	Alfa Ráta
L27	4,15	2,92 (1,00)	1,01 (3,41)	0,70 (2,56)	-0,15 (-0,68)	-0,06 (-0,22)	0,212	0,47	0,38
L28	4,97	4,87 (3,01)	-0,14 (-0,89)	0,08 (0,56)	0,25 (1,99)	-0,18 (-1,00)	0,068	1,13	1,15

Adatok: Nyolcvanhét havi megfigyelés 2006. januártól 2013. márciusig. Zárójelben a t-értékek, a félkövér szedés jelzi a statisztikailag szignifikáns eredményeket 5%-os szignifikancia szinten.

1. táblázat: Alfa és Béta hozamok két devizabefektető esetében Pojarliev és Levich, 2013 100. oldala alapján.

Mind az L27-es menedzser és mind az L28-as menedzser körülbelül ugyanolyan évesített bruttó többlethozamokat ért el a hétéves megfigyelési időszak alapján (Jensen-alfa L27: 4,15%, L28: 4,97%). Az Információs Ráták viszont már komoly eltérést mutatnak: L27: 0,47 és L28: 1,13, ami az L27-es menedzser lényegesen magasabb volatilitásából fakad, jelentősen lerontva a kockázatra viszonyított eredményt. Mivel a jutalékok a többlethozam alapján kerülnek meghatározásra, mindkét menedzser körülbelül hasonló teljesítményalapú díjazásban részesülne.

Az elemzés tisztázza, hogy az L27-es menedzser hozamait meg lehet magyarázni a carry és trend kockázati faktorokkal. Ha figyelembe vesszük az ezen kockázati faktorokra való kitettséget, akkor az L27-es menedzser becsült Alfája 3% alá esik vissza, és statisztikailag sem lesz szignifikáns az értéke. Az L28-as menedzsernek ezzel szemben egy kis mértékű, de szignifikáns kitettsége van az érték kockázati faktorra, amit a Deutsche Bank FX PPP Index reprezentál. Az L28-as menedzser Alfája 4,87%, ami majdnem megegyezik a teljes többlethozamának az értékével. Az eredmények azt sugallják, hogy az L28-as menedzser képes magas többlethozam előállítására azáltal, hogy olyan stratégiákat követ, amiket az elemzett négy kockázati faktor nem reprezentál.

Pojarliev és Levich (2013) az utolsó oszlopban számítják ki az Alfa Ráta értékét, ahol a teljes többlethozam értékeiből először kivonják a Béta kitettségeket, így pontosabban meghatározva az Alfa értékeit, majd kiszámítják az általuk definiált módosított Információs Rátát. Mind a hagyományos Információs Ráta, mind az alternatív Alfa Ráta ugyanarra a következtetésre vezet a szerzők elemzésében: az L28-as menedzser felülteljesíti az L27-es menedzsert.

Pojarliev és Levich (2008) 34 devizába fektető befektetési alap teljesítményét elemezte azonos technika segítségével. A carry trade faktor helyettesítőjeként a Citibank Beta1 G10 Carry Indexét, a trendkövető faktor helyettesítésére az AFX Currency Management Indexét használták. Az érték faktor helyettesítője a Citibank Beta1 Purchasing Power Parity Indexe volt, míg a volatilitás helyettesítésére az EUR/USD és USD/JPY árfolyamok egyhavi implikált volatilitását használták.

Az Alfa Ráta átlag és medián értékei kisebbek, mint a hagyományos Információs Ráta esetében. Pojarliev és Levich (2008) az elemzésükben nyolc olyan devizakereskedőt találtak a 34 fős mintából, amelyeknek az Információs Rátája pozitív volt, miközben az Alfa Rátájuk negatív. Ezek az eredmények azt mutatják, hogy ezen devizakereskedők eredményei megmagyarázhatók az elemzett három kockázati faktor felhasználásával, és az nem a menedzserek tehetségéből fakadó többleteljesítmény.

Alapkezelő	Éves	Éves	Szórás	IR	Éves		
	Átlagos Hozam	Többlet-hozam			Alfa	Követési hiba	IR*
M1	22,0	19,34	14,71	1,31	22,13	14,57	1,52
M2	6,4	3,70	8,62	0,74	-2,48	4,81	-0,52
M3	2,5	-0,16	3,00	-0,05	0,31	2,94	0,11
M4	5,7	2,98	5,16	0,58	2,91	4,68	0,62
M5	5,4	2,73	8,00	0,36	-4,19	6,24	-0,67
M6	10,7	8,00	22,51	0,36	-8,97	15,75	-0,57
M7	4,0	1,35	1,31	1,03	1,91	1,20	1,60
M8	7,2	4,53	3,77	1,20	6,16	3,44	1,79
M9	14,5	11,80	15,32	0,77	10,43	15,27	0,68
M10	6,5	3,78	6,96	0,54	3,08	6,94	0,44
M11	0,8	-1,87	0,94	-1,99	-1,86	0,92	-2,03
M12	1,4	-1,26	12,15	-0,10	0,57	11,26	0,05
M13	2,3	-0,37	13,83	-0,03	0,22	10,20	0,02
M14	8,1	5,42	29,34	0,18	13,08	27,09	0,48
M15	5,9	3,18	11,92	0,27	-0,26	9,63	-0,03
M16	7,7	5,04	6,39	0,79	2,67	5,90	0,45
M17	7,1	4,43	13,73	0,32	-7,39	11,09	-0,67
M18	2,2	-0,49	4,03	-0,12	-2,21	3,76	-0,59
M19	5,0	2,27	8,04	0,28	2,84	7,84	0,36
M20	6,2	3,52	39,21	0,09	3,27	23,87	0,14
M21	5,9	3,24	23,98	0,13	-5,01	15,87	-0,32
M22	8,0	5,31	8,88	0,60	-0,54	7,68	-0,07
M23	9,9	7,24	11,57	0,63	7,71	11,04	0,70
M24	2,7	-0,02	6,56	0,00	0,22	3,92	0,06
M25	17,6	14,90	8,91	1,67	12,73	8,34	1,53
M26	25,7	22,98	14,82	1,55	25,99	14,28	1,82
M27	2,7	-0,04	5,89	-0,01	-0,42	4,34	-0,10
M28	5,7	3,02	3,86	0,78	3,51	3,79	0,93
M29	22,7	19,97	12,74	1,57	19,53	12,14	1,61
M30	10,0	7,27	22,39	0,32	3,32	14,42	0,23
M31	3,7	1,02	13,90	0,07	-1,71	8,18	-0,21
M32	10,3	7,62	13,71	0,56	8,50	9,07	0,94
M33	14,7	11,98	19,49	0,61	12,72	18,29	0,70
M34	5,7	2,98	3,47	0,86	1,72	2,99	0,57
Átlag	8,14	5,45		0,47	3,84		0,34
Max	25,70	22,98		1,67	25,99		1,81

Medián	6,30	3,61	0,45	2,29	0,29
Min	0,80	-1,87	-1,99	-8,97	-2,02

Megjegyzés: Az adatok 72 havi megfigyelésen alapulnak, az éves átlagos hozam az alap által elért teljes hozam, az éves többlethozamot az alap által elért teljes hozamból a kockázatmentes hozamot levonva kapjuk, az éves Alfa az évesített, faktormodellből becsült alfa együttható befektetési alapkezelőnként, a követési hiba az évesített alfa hozamok szórása, IR és IR^* a szöveg szerintiék definiált.

2. táblázat: Az egyes devizabefektetők teljesítménye 2001-2006 Pojarliev és Levich (2008) 25. oldal alapján. Saját szerkesztésben félkövéren szedéssel kiemelve azok az esetek, ahol az Információs Ráta pozitív értékből negatívba vált a béta hozamokkal korrigált Alfa Ráta számításakor.

1.3.4. Manipulációbiztos Teljesítménymutatók

Ebben az alfejezetben egy szintén új és még nem elterjedt mutatószámot, a Manipulációbiztos Teljesítménymutatókat, és gyakorlati alkalmazásuk szakirodalmát mutatjuk be mutatunk be. Ezen mutatószámok az abszolút hozamú alapok mellett a minden befektetési alap és hedge fund teljesítményének kiértékelését megnehezítő problémára, a teljesítménymanipuláció kérdéskörére kínálnak megoldást. Az értekezésben nem a mikroökonómiában közismert Gibbard-Satterthwaite-tétel (lásd pl. Mas-Colell et al. (1995) 23. fejezet) szerinti manipulációmentességet értjük manipulációbiztosság alatt. Itt ugyanis nem egy társadalmi-választási függvénynek a manipulációval történő sebezhetőséget vizsgáljuk. Ehelyett itt azt szeretnénk biztosítani, hogy az alapkezelő menedzser ne tudja növelni a saját teljesítményalapú javadalmazását, valamint bónuszait azáltal, hogy ismeri az értékelésre használt teljesítménymutatót. Így ne legyen az lehetséges, hogy bár nem rendelkezik semmilyen lényeges többlettudással vagy információval, amire a befektetési döntéseit alapozná, de mivel ismeri az értékelésre használt mutatószám gyengeségeit, ezért képes olyan befektetési döntéseket hozni, amelyek bár nem növelik ténylegesen a befektetési alapot birtokló befektetők hasznosságát, mégis növelik az értékelésre használt mutatószám értékét. Olyan értékelési rendszer alkalmazása a célunk tehát, amely csak azokat a befektetési döntéseket jutalmazza, amelyek ténylegesen növelik a befektetők hasznosságát, amelyeket tehát csak olyan alapkezelő menedzserek képesek

végrehajtani, akiknek vagy többletinformációi, vagy jobb képességeik vannak a piacnál, és ezekre építve valóban képesek kockázattal korrigált többlet hozamot generálva eltérni a piaci indexet leképező portfólió összetételétől.

A klasszikus teljesítménymutatókról már bizonyítást nyert (Ingersoll et al. (2007)), hogy léteznek olyan kereskedési és jelentési technikák, amelyekkel növelhetők ugyan a mutatók értékei, de valójában nem növelik a befektetők hozam-kockázat térben értelmezett hasznosságát. A Sharpe-mutató esetében a legkönnyebb szemléltetni ezeket a módszereket, mivel ezen mutató felépítése viszonylag egyszerű: a kockázatmentes hozam feletti többlethozamot viszonyítja a portfólió szórásához.

- Az egyik *lehetséges manipuláció az ún. hozamsimítás*, amikor hosszabb időszakra széthúzva, kiátlagolva jelenti le az alapkezelő a veszteségeit – például illikvid, ritkán árazódó és nehezen értékelhető eszközeinek a szubjektív kimutatása segítségével (Abdulali (2006)). Így a lejelentett átlagos többlethozam nem változik, viszont a kimutatott szórás csökken, tehát végeredményében látszólag javul a kimutatott kockázattal korrigált teljesítmény.
- Létezik továbbá az ún. *dinamikus manipuláció* is, amikor például egy, a megfigyelt időszak elején tapasztalt szerencsés nyereség után az alapkezelő azzal védi az elért eredményét, hogy a hátralévő időszakra kockázatmentes befektetésekre menekül, így a kockázattal korrigált teljesítménye valóban magas lesz, hiszen a szórása közelít majd nullához. Ugyanakkor a választása mégis szuboptimális, és nem biztosítja a legnagyobb hasznosságot a befektetőinek, mert valószínűleg valamilyen arányban a későbbi időszakban is kellene tartania valamennyi kockázatos eszközt. Ingersoll et al. (2007) ezeken túl még bemutat további befektetési stratégiákat is, amelyekben opciókat is felhasznál, és amely stratégiák irreálisan magas Sharpe-ráta-értékeket eredményeznek: Ha például az alapkezelő elad egy 1-hónap lejáratú OTM-opciót az időszak elején, és mind az abból származó összeget, mind a már meglévő eszközeit kockázatmentes eszközbe fekteti, akkor, amennyiben az opció értéktelenül jár le (aminek szigorúan pozitív a valószínűsége), úgy pozitív hozamot ér el nulla szórás mellett, ami végtelen értékű Sharpe-rátát eredményez. A pozitív valószínűség miatt pedig ennek a stratégiának a várható értéke is végtelen Sharpe-rátát ad eredményül.

Magyarországi befektetési *alapkezelőkkel folytatott interjúink alapján* úgy tűnik, hogy az első fajta manipuláció, a *hozamsimítás lehetősége a magyar befektetési alapok esetében kevésbé valószínű*, mivel a befektetési alapok napi gyakoriságú nettó eszköz értékét szigorú szabályok mentén az alapkezelőtől független letétkezelő végzi, és így inkább csak ingatlan alapok esetén tűnik reálisnak effajta manipulációnak a megléte.

Ugyanakkor a második fajta anomália, aminek a szakirodalom a *dinamikus manipuláció* elnevezést adta *viszonylag gyakran előfordulhat* a magyar piacon. Érdekes ugyanakkor megemlíteni, hogy a legtöbb esetben ezek mögött *nem tudatos* befektetési alapkezelői döntések, nem a teljesítménymérő mutatószámok tudatos kijátszása iránti szándék állhat, hanem egyfajta alapkezelői kockázatkerülési stratégia, ami *szuboptimális döntésekhez* vezet akkor, ha például az alapkezelő az év első felében már az elvárt mértékben haladta meg a benchmarkhozamot, amitől a bónusza is függ, és ezért az év hátralévő részében „védi” a teljesítményt azzal, hogy kockázatmentes befektetésbe menekül az év hátralévő részére, és ezért több egyébként nyereséggel kecsegtető befektetési lehetőséget is elmulaszt.

A továbbiakban nem teszünk különbséget a kétfajta hozammanipuláció kimutatásának kapcsán, mivel egyik rendelkezésünkre álló statisztikai módszer sem tud pontos magyarázatot adni a feltárt anomáliák hátterére vonatkozóan. Ugyanakkor a fentiek figyelembevételével mellett azt feltételezhetjük, hogy elsősorban az utóbbi, szuboptimális dinamikus manipulációnak a nyomait fogjuk fellelteni.

Ingersoll et al. (2007) azt is megmutatták, hogy létezhetnek olyan jól megkonstruált teljesítménymutatók, melyek hasznossági alapú megközelítésből indulva képesek kiküszöbölni a klasszikus teljesítménymutatók manipulálhatóságából eredő problémákat. A manipulációbiztos teljesítménymutatók eredményeit nem lehetséges feljavítani jelentésbeli simításokkal, azaz kiátlagolva lejelentett hozameredményekkel, amelyek az átlaghozamot változatlanul hagyják, míg a szórást csökkentik így összességében látszólag feljavítják a hozam-szórás kombinációt. Ezen túl a manipulációbiztos teljesítménymutatók értékét piaci indexet leképező portfóliótól csak olyan eltéréssel, egyes befektetési elemek felülsúlyozásával lehet növelni, amely befektetési döntések azon alapulnak, hogy az alapkezelő menedzser piachoz viszonyítva

többletinformációval rendelkezik, vagy a menedzser valós hozzáadott értéket képes létrehozni az időzítési, kiválasztási képességének birtokában.

További előnyük, hogy nem tartozik az előfeltevéseik közé a hozamok normális eloszlása, így kevésbé torzulnak az eredményeik ferde, vagy vastagszélű hozameloszlások esetében szemben a klasszikus teljesítménymutatókkal, amik alapvetően normális eloszlást feltételeznek, és így jobban érzékenyek a valós életben tapasztalt nem-normális eloszlásokból fakadó torzításokra (Ingersoll et al. (2007)).

A klasszikus teljesítménymutatók esetében Ingersoll et al. (2007) mutatták meg, hogy azok egyrészt manipulálhatók, sőt azt is, hogy pontosan hogyan lehet azokat manipulálni.

Ingersoll et al. (2007) a Manipulációbiztos Teljesítménymutatókat (MBTM) az alábbi feltételeken keresztül jellemezték, karakterizálták:

1. Egy egyedi értékszámot kell adnia a rangsoroláshoz.
2. Az elért értékszámnak nem szabad függenie a portfólió pénzben kifejezett értékétől, csak a százalékban mért hozamtól.³
3. Informálatlan befektetők nem érhetnek el magasabb becsült értékszámot, ha eltérnek a benchmarktól, az informált befektetők azonban arbitrázs-lehetőségek használata által igen.
4. A mutatószám konzisztens kell, hogy legyen az általános pénzpiaci egyensúlyi feltételekkel.

Ha ezen feltevések közül bármelyik nem teljesül, akkor létezik legalább egy olyan módszer, amellyel aktív portfóliókezelők képesek az értékszámauk javítására, manipulálására olyan stratégiák alkalmazásával, amik látszólag jobb kockázat-hozamelosztásokhoz vezetnek, de a valóságban úgy érnek el magasabb értékszámot, hogy nincs valós teljesítmény mögötte, nem növelik a befektető hasznosságát.

³ A befektetői hasznosság szempontjából, így a módszertan szempontjából is valóban csak a befektetési alap teljesítménye számít. Ugyanakkor megjegyzendő, hogy az alap mérete hatással van a kezelési költségek és díjak befektetők közötti szétosztására és így fajlagos méretére, valamint a túl kicsi és túl nagy befektetési alapok befektetési lehetőségeire is, így a gyakorlatban visszahat a befektetők költségeikkel csökkentett hozamára.

Az első feltétel kizárja azokat mutatószámokat, amelyek csak részben állítanak fel sorrendet, továbbá az olyan használhatatlan mutatószámokat, mint például amelyek egyszerűen csak az elérhető hozamokat állítják egy listába.

A második feltétel egyszerűen azt mondja ki, hogy a hozamok önmagukban elégséges statisztikák, míg a pénzben mért nyereségek és veszteségek nem. Így például az alap nettó eszközértékének abszolút nagysága, nem lehet mérvadó a rangsorolásban, mivel pusztán azért, mert egyik alap nagyobb vagyontömeggel bír, mint a másik, az még nem jelenti azt, hogy az egyik alap jobban is teljesít, mint a másik.

A harmadik és negyedik feltétel azt foglalja össze, hogy az informálatlan befektetők számára nem lehetséges a benchmarktól való eltérés által profitálni, pl. azzal, hogy megpróbálják megváltoztatni a befektetési alap értékszámát a megfigyelhető adatokon, míg az arbitrázs-lehetőségek kihasználásból eredő többleteljesítménynek valóban tükröződnie kell az értékszámokban. Tehát például egyszerű hozamsimítással akár kiátlagolt hozamok manipulált lejelentésével, akár egy szerencsés időszak utáni kockázatmentes befektetésre való teljes áttéréssel lecsökkentett volatilitással ne lehessen hozzáadott érték/információ nélkül javítani a mutatószám értékét.

Ugyanakkor, a tényleges hasznosságot növelő befektetési döntéseket a mutatónak ki kell mutatnia, és ezzel összhangban egyre magasabb értékeket kell társítania az ilyen eredményekhez. A szerzők megmutatják, hogy ezek a feltételek akkor teljesülnek, ha a mutatószám:

1. Növekedő a hozamokra (monoton),
2. Konkáv,
3. Időben szeparábilis,
4. Hatványfüggvény formája van.

Az első feltétel azt biztosítja, hogy a mutatószám elismeri az arbitrázs-lehetőségeket. A második feltétel azt akadályozza meg, hogy pusztán a tőkeáttétel növelése, vagy a beárazatlan kockázat hozzáadása által magasabb értékszámot lehessen elérni. Másképpen megfogalmazva nem csak az elért hozam nagysága, hanem a vállalt

kockázat is számít. A harmadik feltétel a dinamikus, azaz időbeli manipulációt akadályozza meg. A negyedik feltétel biztosítja a konzisztenciát a pénzügyi egyensúlyelmélettel és azért szükséges a különböző hozamokat a különböző időpontokból venni, hogy a különböző kimenetekből származó hozamokat helyettesítsék.

Az Ingersoll et al. (2007) által javasolt mutató, ami teljesíti a feltételeket, az alábbi:

$$\hat{\theta} = \frac{1}{(1-\rho)\Delta t} \ln \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[\frac{1+r_t}{1+r_{ft}} \right]^{1-\rho} \right) \quad , \quad (14)$$

ahol $\hat{\theta}$ a befektetési alap kockázattal korrigált többlethozamára ad becslést. Egy adott $\hat{\theta}$ -ra a portfóliónak az értékszáma megegyezik egy kockázatmentes eszköznek a folytonos hozamszámítással számított és évesített hozamával, ami a $\hat{\theta}$ értékével haladja meg a kockázatmentes hozamot. r_t az alap hozama, r_{ft} a kockázatmentes hozam.

ρ a relatív kockázatelutasítási együttható, aminek az értéke a szakirodalomban megtalálható tapasztalatok alapján általában a 0,2 és 10 közötti tartományba esik: Arrow (1971) alapján az értéke 1 körüli, valamint Szpiro és Outreville (1988) eredményei szerint 1 és 5 közé esik, a hányados átlaga pedig 2,89. Layard et al. (2008) szintén 1 körüli értékeket tapasztalt. Friend és Blume (1975), valamint Kydland és Prescott (1982) tanulmányai szerint 2 körüli, míg Ingersoll et al. (2007) alapján pedig 2 és 4 közötti tartományba esik. Gandelman és Hernandez-Murillo (2015) szerint országonként eltérő értéket mutat, 1 körüli jellemző értékkel, és az átlagtól jelentősen eltérő országok értékei is beleférnek a 0-3 tartományba.

Mind Ingersoll et al. (2007) és Brown et al. (2010) 2 és 4 közé eső relatív kockázatelutasítási együtthatókkal számolt. Ingersoll et al. (2007) azzal indokolta ezt az alkalmazott tartományt, hogy bár elvileg lehetséges lenne ennél szélesebb intervallummal is számolni a tapasztalatok szerint, ám a 2 és 4 közé eső relatív kockázatelutasítási együttható olyan portfólióknak felel meg, amelyeknek a tőkeáttétele 1,75 és 0,75 közé esik. Ez a tartomány pedig felöleli a legtöbb rangsorolni kívánt alapot. Brown et al. (2010) az Ingersoll et al. (2007) eredményeivel való összevethetőség miatt döntött a 2 és 4 közé eső kockázatelutasítási együtthatók használata mellett. Az

összevethetőség miatt mi is 2 és 4 közé eső kockázatelutasítási együttthatókkal fogunk számolni a későbbiekben.

Az MBTM-et a benchmark index-szel is azonosíthatjuk. Az informálatlan befektetők számára a benchmarknak kívánatos, ideális befektetési célpontnak kell lennie magas értékszámmal. Ha a benchmarknak a lognormális hozama $1+r_b$, akkor a ρ paraméter a következő (ld. Ingersoll et al. (2007)):

$$\frac{\ln[E(1 + r_b)] - \ln(1 + r_f)}{\text{Var}[\ln(1 + r_b)]} \quad .$$

Ingersoll et al. (2007) összehasonlítja az általuk javasolt MBTM-et más teljesítménymérő mutatószámokkal. Három kockázatelutasítási együttthatóra számították ki a különbséget a piaci portfólióra és különféle portfóliókra. A kockázatmentes hozam 5% volt, a piaci prémium 12%, míg a szórás 20%, ami konzisztens a $\rho = 3$ paraméterrel.

Az MBTM szerint a manipulált portfóliók teljesítménye elmarad a piaci portfólióétól (lásd 3. táblázatot). A Sharpe-mutató alapján manipulált portfólió Sharpe-rátája az esetek 82,6%-ban haladta meg a piaci portfólió értékét, míg 5%-os konfidenciaszinten az esetek 20,4%-ban volt felülteljesítő a piachoz viszonyítva Sharpe-rátában mérve. Ezzel szemben a portfólió valójában csak az esetek 46,3%-ában verte meg a piaci portfóliót MBTM-alapon mérve, és szignifikánsan csak az esetek 0,2%-ában volt jobb. Továbbá az esetek 1,4%-ban szignifikánsan teljesített alul Sharpe-rátában mérve, míg az MBTM szerint mérve valójában az esetek 9,1%-ában.

A Manipulációbiztos Mutatószám (MBTM θ) szerinti rangsorolás												
Saját mutatószám szerinti érték												
	MBTM θ ($\rho = 2$)				MBTM θ ($\rho = 3$)				MBTM θ ($\rho = 4$)			
A mutatószám, aminek megfelelően manipuláltak a portfóliót	Nyerés gyak. (%)	Gyak. szignif. + (%)	Gyak. zsignif. - (%)	Átlag θ portf- mkt (%)	Gyak θ portf > θ piac (%)	Gyak szignif +/- (%)	Átlag θ portf- mkt (%)	Gyak θ portf > θ piac (%)	Gyak szignif +/- (%)	Átlag θ portf- mkt (%)	Gyak θ portf > θ piac (%)	Gyak szignif +/- (%)
Sharpe S	82,6	20,4	1,4									
Alpha α	92,4	37,6	0,2	-0,84	46,3	0,2	-0,96	46,3	0,4	-1,08	46,0	0,5
Gen α^{gen}	90,6	34,0	0,3			9,1			9,6			9,9
Sortino D	83,6	16,6	1,6	-1,14	42,0	0,6	-1,04	42,9	1,0	-0,92	44,9	1,3
						9,9			9,7			8,9
SVP U	83,3	20,0	2,9	-1,00	46,5	0,5	-0,87	48,1	0,9	-0,74	49,7	1,4
						10,3			9,9			9,2
HM érték												
V_{HM}	71,0	14,0	2,2	-0,62	45,4	3,1	-1,26	38,5	2,4	-1,91	33,6	1,7
TM érték	70,6	13,7	2,2			6,9			9,2			11,6
V_{TM}												

3. táblázat: A manipulációbiztos teljesítménymutató Ingersoll et al. (2007) 1532. oldal alapján.

1.3.5. A manipulált teljesítmény feltárása az MBTM-ek segítségével

Ez az alfejezet azt mutatja be, hogy az MBTM segítségével miként lehetséges a teljesítménymanipulálás kimutatása, valamint, hogy ezen módszerek alkalmazása milyen gyakorlati eredményekre vezetett az irodalom alapján. Brown et al. (2010) alternatív formában, az Ingersoll et al. (2007)-féle MBTM lineáris közelítését írta fel, amely egyszerűsítés lehetővé tette az úgynevezett Kételkedési Hányados (Doubt Ratio – DR) egyszerű felírását, amely különböző kockázatelutasítási együtthatókkal számolt mutatóértékekből következtet az implikált kockázatelutasítás alakulására. Amikor a Kételkedési Hányados extrém változásokat mutat ki az implikált kockázatelutasításban, akkor nagy valószínűséggel manipuláció áll a háttérben. Ezt az összefüggést sikerült az empirikus adatokon is kimutatniuk, alternatív statisztikai módszerek alkalmazásával, amelyek egyéb megközelítéssel mutatták ki a jelentésbeli vagy hozammanipulációt. A

szerzők mindezekből azt a következtetést vonták le, hogy a Kétkedési Hányados segítségével is megbízhatóan azonosíthatók a hozammanipulációk.

Brown et al. (2010) az (14) MBTM következő egyszerűsítését, közelítését használták:

$$\hat{\theta}(\rho) = \frac{1}{\Delta t} \left\{ \bar{x} + \frac{1-\rho}{2} (s_x^*)^2 \right\} , \quad (15)$$

ahol \bar{x} a többlethozam átlaga és $(s_x^*)^2 = s_x^2(T-1)/T$ a többlethozam mintából számított varianciája, ρ pedig a relatív kockázatelutasítási együttható.

Brown et al. (2010) hedge fund adatokon tesztelte az MBTM általuk felírt verzióját és az eredményeit összevetette más teljesítménymérő mutatószámokkal, hogy felfedje a manipuláció hatását az alapok jelentett hozamaiban. A lejelentett hozamok kisimítása lehet a legáltalánosabb módja az alapok teljesítményének manipulálására, mivel csökkenteni képes a hozamok volatilitását, miközben az átlaghozamot változatlanul hagyja. Javíthatja a Sharpe-ráta értékét, de az MBTM értékét nem, mivel az a többlet hozam átlagának és varianciájának különbségére épül.

A szerzők 1710 olyan hedge fund hozamait vizsgálták, amelyek túléltek a 2007-es válságot, így 73530 havi hozamot vizsgáltak meg 2004. január és 2007. július között a TASS adatbázisból (Lipper Tradig Advisor Selection System, amely hedge fundok havi adatait tartalmazza) ⁴.

A szerzők öt különböző statisztikai módszert használtak az alapok hozamaiban található manipuláció nyomainak feltárására. Az eredmény manipuláció nyomait mutatja. Elméletileg, ha a klasszikus teljesítménymérő mutatószámok manipulálhatóak, míg az MBTM-ek nem, akkor a rangkorrelációnak a klasszikus mutatószámok között magasnak kell lennie (mivel a klasszikus mutatószámok hasonlóan torzulnak a manipuláció hatására), míg köztük és a különböző kockázatelutasítási együtthatóval számított MBTM-ek között alacsonynak. Amint a 4. táblázatban látható ez a feltevés teljesül a mintára, mivel a rangkorreláció a hagyományos mértékek között 0,9 fölötti (lásd például az első oszlop első 8 sorában a Sharpe-ráta rangkorrelációit a klasszikus mértékekkel), míg köztük és az MBTM-ek

⁴ A megfigyelt hedge fund-ok hozamai ferdek és vastag szélű eloszlással rendelkeznek.

között 0,7 körüli (lásd például 4. táblázatban az utolsó sor első 9 oszlopában a 3-as kockázati elutasítási együtthatóval számolt MBTM - MBTM3-mal jelölve - rangkorrelációit a klasszikus mértékekkel).

Teljesítmény									ER on		MBTM	MBTM
-mérő	Sharpe	Omega	Sortino	Kappa	Calmar	Sterling	Berke		M Sharpe	1	2	
Mutató												
Omega	0,9857											
Sortino	0,9796	0,9892										
Kappa	0,9701	0,9761	0,9969									
Calmar	0,9400	0,9398	0,9736	0,9869								
Sterling	0,9030	0,9070	0,9164	0,9118	0,8846							
Berke	0,9681	0,9745	0,9928	0,9938	0,9761	0,9228						
ERonVaR	0,9697	0,9532	0,9441	0,9333	0,9016	0,9282	0,9440					
M.Sharpe	0,8675	0,8623	0,8655	0,8591	0,8314	0,9379	0,8683	0,8948				
MBTM1	0,6895	0,6837	0,6991	0,7027	0,6999	0,6151	0,6481	0,6181	0,5788			
MBTM2	0,7259	0,7177	0,7317	0,7344	0,7291	0,6478	0,6825	0,6571	0,6139	0,9872		
MBTM3	0,7545	0,7444	0,7570	0,7588	0,7513	0,6733	0,7092	0,6876	0,6409	0,9747	0,9960	

4. táblázat: Rangkorrelációk a klasszikus és a manipulációbiztos teljesítménymutatók között (az eredeti hozamokon tesztelve) Brown et al. (2010) 49. oldal alapján.

Kontrollmintaként a szerzők torzításmentes replikált hozamokat számítottak az elemzett alapokra Hasanhodzic és Lo (2007) lineáris faktor modelljének felhasználásával (lásd 5. táblázat).

Teljesítmény								ER on	M.Sharpe	MBTM	MBTM
-mérő	Sharpe	Omega	Sortino	Kappa	Calmar	Sterling	Berke	VaR		1	2
Mutató											
Omega	0,9998										
Sortino	0,9997	0,9995									
Kappa	0,9992	0,9988	0,9998								
Calmar	0,9969	0,9963	0,9979	0,9987							
Sterling	0,9989	0,9983	0,9994	0,9996	0,9977						
Berke	0,9987	0,9981	0,9994	0,9997	0,9985	0,9999					
ER on VaR	0,9997	0,9993	0,9994	0,9990	0,9970	0,9991	0,9990				
M.Sharpe	0,9990	0,9988	0,9996	0,9997	0,9982	0,9996	0,9997	0,9992			
MBTM1	0,9652	0,9662	0,9651	0,9640	0,9606	0,9610	0,9606	0,9612	0,9616		
MBTM2	0,9541	0,9548	0,9542	0,9535	0,9508	0,9504	0,9503	0,9505	0,9512	0,9883	
MBTM3	0,9277	0,9279	0,9282	0,9279	0,9260	0,9251	0,9254	0,9251	0,9259	0,9655	0,9868

5. táblázat: Rangkorrelációk a klasszikus és a manipulációbiztos teljesítménymutatók között (a replikált hozamokon tesztelve) Brown et al. (2010) 50. oldal alapján.

A várakozásoknak megfelelően a rangkorreláció az alkalmazott MBTM és a klasszikus teljesítménymérő mutatószámok között magas ebben az esetben, mivel definíció szerint nincs manipuláció a hozamokban azok konstrukciójának megfelelően.

A 6. táblázat összehasonlítja a rangkorrelációt a Sharpe-ráta és az MBTM között a különféle alapkategóriákba sorolt alapok esetében, amelyeket az öt alternatív statisztikai módszer manipulációmentesnek (lásd Nem kimutatott sorok), illetve manipuláltak (lásd Kimutatott sorok) érzékelt. Az öt alternatív módszer: Hasanhodzie és Lo (2007) hedge fund hozam replikáló technikája, Bollen és Pool (2009) Diszkontinuitás-elemzése a 0 körüli hozamokra normális eloszlást használva, Abdulali (2006) Torzítási Rátája, ami a jelentett hozamok aszimmetriáját méri, Bollen és Pool (2008) feltételes autokorrelációja, és Treynor és Mazuy (1966) piaci időzítése. A rangkorrelációk a várakozásoknak megfelelően alacsonyabbak a manipulált alapok esetében általánosságban.

Alap Stílus	Átváltható Kötvény Arbitrázs	Fejlődő Piacok	Részvény- piac Semleges	Esemény Vezérelt	Kötvény Arbitrázs	Alapok alapja	Long/ Mene				
							Globális Makró	Short Rész-	dzselt Határ-	Multi- stratégia idős	
Mind- összesen	MBTMI	0,905	0,244	0,854	0,456	0,702	0,655	0,906	0,735	0,932	0,659
	MBTM2	0,913	0,283	0,865	0,476	0,721	0,682	0,929	0,775	0,861	0,706
	MBTM3	0,916	0,347	0,869	0,496	0,728	0,703	0,943	0,806	0,820	0,731
	N	38	98	65	135	55	531	53	489	125	121
Nem kimutatott (N=1,316)	MBTMI	0,962	0,359	0,913	0,498	0,746	0,700	0,936	0,761	0,945	0,721
	MBTM2	0,970	0,386	0,925	0,522	0,762	0,731	0,953	0,802	0,864	0,765
	MBTM3	0,973	0,439	0,929	0,541	0,768	0,752	0,958	0,833	0,816	0,791
	N	22	77	57	92	45	403	42	392	104	82
Kimutatott (N=394)	MBTMI	0,721	-0,243	0,714	0,497	-0,103	0,654	0,764	0,593	0,832	0,631
	MBTM2	0,753	-0,129	0,714	0,511	-0,103	0,666	0,800	0,623	0,797	0,638
	MBTM3	0,753	-0,094	0,714	0,530	-0,103	0,676	0,827	0,654	0,842	0,641
	N	16	21	8	43	10	128	11	97	21	39

6. táblázat: Rangkorreláció a Sharpe-ráta és az MBTM között befektetéstípus szerinti csoportosításban Brown et al. (2010) 56. oldal alapján.

Az MBTM-nek a Brown et al. (2010) -féle verziója lehetővé teszi az implikált kockázatelutasítási együttható egyszerű számítását, amelyet a szerzők Kételkedési Hányadosnak (Doubt Ratio - DR) neveztek el :

$$\text{Kételkedési Hányados} = \text{DR} = \frac{\hat{\theta}(2)}{\hat{\theta}(2) - \hat{\theta}(3)} + 2 \approx \frac{2\bar{x}}{(s_x^*)^2} + 1 . \quad (16)$$

Ha a Kételkedési Hányados értéke extrém magas, akkor az extrém kockázatelutasítást jelez, ami a lehetséges teljesítmény manipulálás jele. Brown et al. (2010) 58. oldal, 11. táblázat alapján a 150-nél nagyobb Kételkedési Hányadossal rendelkező alapok 80%-át az alternatív módszerek is manipuláltnak találták.

A Kételkedési Hányados alsó és felső kvartiliseinek értékei a teljes mintára vetítve valamivel magasabbak, mint az öt alternatív módszer által nem manipuláltnak minősített alapok esetében. A manipuláltnak érzékelt alapok esetében a Kételkedési Hányados értékek sokkal nagyobb intervallumban szóródnak, mint a nem manipuláltnak minősített alapok esetében. Ugyanakkor a globális makró, long/short fedezett részvény és a menedzselt határidős csoportjai nagyon alacsony Kételkedési Hányados értékeket mutatnak mind a manipuláltnak jelzett (Brown et al. (2010) tíz kategóriába sorolta befektetési stílus és stratégia alapján a hedge fund-okat), mind a manipulálatlannak minősített alapok esetében (lásd 7. táblázat).

Stílus		N	Átlag	Medián Q1	Q3	Min.	Max.	
Mind- összesen	Átváltható Kötvény							
	Arbitrázs	38	45,7	32,1	2,4	70,2	-14,7	190,6
	Fejlődő Piacok	98	45,7	28,5	14,9	52,6	6,6	334,9
	Részvénypiaci Semleges	65	431,4	43,1	21,4	69,1	-82,3	12892,6
	Esemény Vezérelt	135	87,8	66,1	37,4	134,0	8,8	257,6
	Kötvény Arbitrázs	55	77,3	59,4	18,6	99,8	-38,9	404,2
	Alapok Alapja	531	70,9	55,5	32,8	93,2	-11,8	708,8
	Globális Makró	53	21,0	17,6	3,8	31,6	-13,1	79,6
	Long/Short Fedezett							
	Részvény	489	24,3	25,1	13,5	39,9	-3850,9	719,6
	Menedzselt Határidős	125	5,1	2,4	-0,9	7,0	-59,8	129,7
	Multistratégia	121	57,4	32,3	14,5	90,9	-23,2	385,2
	Mindösszesen	1710	63,5	35,1	14,9	66,1	-3850,9	12892,6
Nem Kimutatott	Átváltható Kötvény							
	Arbitrázs	22	22,1	11,3	-4,8	33,3	-14,7	130,1
	Fejlődő Piacok	77	39,2	23,9	14,7	40,2	6,6	334,9
	Részvénypiaci Semleges	57	37,4	40,1	19,3	51,4	-82,3	115,7
	Esemény Vezérelt	92	70,6	50,0	34,1	103,0	12,3	218,2
	Kötvény Arbitrázs	45	58,4	36,8	12,1	74,6	-38,9	314,9
	Alapok Alapja	403	55,2	47,7	29,7	74,8	-11,8	179,0
	Globális Makró	42	20,2	17,2	3,7	30,5	-7,5	79,5
	Long/Short Fedezett							
	Részvény	392	19,5	23,1	11,7	37,4	-3850,9	719,6
	Menedzselt Határidős	104	3,2	2,4	-0,8	6,5	-59,8	66,5
	Multistratégia	82	40,1	23,5	13,4	50,0	-5,1	227,7
	Mindösszesen	1316	37,3	30,5	13,0	55,2	-3850,9	719,6
Kimutatott	Átváltható Kötvény							190,6
	Arbitrázs	16	78,2	70,0	46,6	115,4	-10,6	
	Fejlődő Piacok	21	69,5	36,6	25,7	86,7	14,4	254,0
	Részvénypiaci Semleges	8	3238,5	133,8	98,9	6263,4	23,3	12892,6
	Esemény Vezérelt	43	124,6	134,0	65,2	170,7	8,8	257,6
	Kötvény Arbitrázs	10	162,2	105,8	64,3	229,4	47,3	404,2
	Alapok Alapja	128	120,6	93,4	50,4	151,9	-6,9	708,8
	Globális Makró	11	23,7	23,0	6,7	38,8	-13,1	63,6
	Long/Short Fedezett							
	Részvény	97	43,5	35,0	19,1	55,5	-6,3	286,8
	Menedzselt Határidős	21	14,4	2,6	-4,2	17,3	-15,4	129,7
	Multistratégia	39	93,8	97,2	29,7	121,1	-23,2	385,2
	Mindösszesen	394	151,0	62,7	26,8	129,4	-23,2	12892,6

A Kétkedési Hányados kiszámítható két különböző kockázatelutasítási együtthatóval számított MBTM hányadosaként, $DR = \theta(2) / (\theta(2) - \theta(3)) + 2$. Az összes alapra nézve a Q1 és Q3 kvartilisek 14,9 és 66,1 között szóródnak, míg a nem kimutatott alapok valamivel alacsonyabban 13,0 és 55,2 között, ugyanakkor a kimutatott alapok sokkal szélesebb sávval bírnak, mint a nem kimutatott alapok, a Q3 kvartilis értéke majdnem a háromszorosa a nem kimutatott alapokénak 129,4-gyel.

7. táblázat: A Kétkedési Hányadosok összehasonítása az alternatív módszerek szerinti manipuláltság alapján csoportosítva Brown et al. (2010) 57. oldal alapján.

Az eredmények szerint 34 alapnak a Kétkedési Hányadosa 150 fölötti 5%-os szignifikancia szint mellett, ami a teljes tesztelt mintának a 2%-a⁵. Ennek a 34 alapnak a 80% -a gyanúsak lett értékelve az alternatív öt statisztikai módszer segítségével is, tehát a Kétkedési Hányadossal végzett elemzés konzisztens a többi manipulációt jelző statisztikai módszerrel, és egy extrém magas Kétkedési Hányados jó indikátora a lehetséges teljesítménymanipulálásnak, vagy hozamsimításnak (lásd 8. táblázat).

Stílus	Nem Kimutatott			Kimutatott			Mindösszesen
	< 1%	< 5%	%	< 1%	< 5%	%	
Átalakítható Arbitrázs	0	0	0,0%	0	0	0,0%	38
Fejlődő Piacok	1	1	1,0%	2	2	2,0%	98
Részvénytársi Semleges	0	0	0,0%	3	3	4,6%	65
Esemény Vezérelt	0	2	1,5%	2	5	3,7%	135
Kötvény Arbitrázs	1	1	1,8%	0	2	3,6%	55
Alapok Alapja	0	0	0,0%	9	11	2,1%	531
Globális Makró	0	0	0,0%	0	0	0,0%	53
Long/Short Fedezett Részvény	1	1	0,2%	0	1	0,2%	489
Menedzselt Határidős	0	0	0,0%	0	0	0,0%	125
Multistratégia	1	2	1,7%	1	3	2,5%	121
Mindösszesen	4	7	0,4%	17	27	1,6%	1710

Ez a táblázat megmutatja, hogy hány befektetési alap található befektetési stílusonként 150-nél szignifikánsan magasabb Kétkedési Hányadossal. 5%-os szignifikancia szinten 34 alapot találunk a teljes mintából 150-nél nagyobb Kétkedési Hányadossal, amely körülbelül a vizsgált alapok 2%-a. A 34 kimutatott alap 80%-át az alternatív módszerek is gyanúsak minősítették, így a Kétkedési Hányados elemzése konzisztens más módszerekkel és egy extrém magas Kétkedési Hányados a gyanús alapok indikátora lehet. Az átalakítható arbitrázs, globális makró és a long/short fedezett részvény, valamint menedzselt határidős csoportok nagyon kevés gyanús alapot tartalmaznak a Kétkedési Hányados szerint, amely azt jelzi, hogy ezek a befektetési stílusok kisebb valószínűséggel vannak kitéve manipulálásnak. Más befektetési stílusok relatíve jobban ki vannak téve manipulációnak: a fejlődő piacok, a részvénytársi semleges, esemény vezérelt, kötvény arbitrázs, alapok alapja és multistratégia alapok esetében 2-5,4% a gyanús alapok aránya a kategóriájukon belül, különösen a részvénytársi semleges, az esemény vezérelt, fix jövedelmű arbitrázs és a multistratégia esetén magas, 4%-ot meghaladó a gyanús alapok aránya. Kettő részvénytársi neutrális alap esetében 12 000-nél is magasabb Kétkedési Hányados értékeket találunk.

8. táblázat: Az extrém magas Kétkedési Hányadossal rendelkező alapok Brown et al. (2010) 58. oldal alapján.

⁵ Megjegyzendő, hogy az alacsonyabb szórású hedge fund típusoknál is gyakran előfordulnak 150-nél magasabb Kétkedési Hányadosok.

1.3.6. A manipulált teljesítmény, hozamsimítás feltárásának alternatív módjai: Torzítási Ráta, Diszkontinuitás-elemzés

Míg a Kétkedési Hányados az implikált kockázatelutasítási együttható változásait méri az MBTM értékeiből kiindulva, addig léteznek egyéb olyan technikák is, amelyek a hozameloszlás sajátosságaiból, és/vagy a hozamok 0-körüli eloszlásából következtetnek a potenciálisan meglévő hozamsimításra, vagy egyéb manipulációra. Ez az alfejezet a hozammanipuláció feltárásának alternatív módjait és alkalmazásukat, a Torzítási Rátát, valamint a Diszkontinuitás-elemzést mutatja be a szakirodalom alapján.

Abdulali (2006) vezette be a Torzítási Ráta (Bias Ratio) használatát hedge fundok hozamainak elemzésére. A szerző célja kifejezetten az volt, hogy létrehozson egy egyszerűen számítható mutatót, amelynek segítségével kiszűrheti azokat a hedge fundokat, amelyek feltételezhetően hozamsimítást, vagy egyéb manipulációt alkalmaznak elsősorban a ritkán árazódó, vagy nehezen értékelhető nettó eszközértékű portfólióelemeiken keresztül. Az így kiszűrt hedge fundokat aztán részletesebb elemzéseknek érdemes alávetni, többek között külön elemezve a hedge fundban lévő elemek értékeltségét, likviditását. A Torzítási Ráta előnye, hogy alkalmazásával előszűrhetőek azok az alapok, amelyek esetében érdemes és szükséges végrehajtani a portfóliójuk összetételére és értékeltségére vonatkozó elemzéseket, míg korábban ilyen eszköz híján lényegében az összes befektetési célpontot jelentő hedge fund értékeléséhez el kellett végezni ezeket a részletesebb számításokat az esetleges hozammanipuláció feltárásához.

A Torzítási Ráta a hedge fundok vagy befektetési alapok hozameloszlásából egyszerűen számítható formula, amely konkrét mércéje az alapok eszközeinek értékelésben fellelhető torzításnak: A hozamok eloszlásának alakját a 0-hozam körüli egy-egy szórási kritikus sávjában méri, jelezve azon hedge fundokat, vagy befektetési alapokat, amelyek esetében felmerül a hozamsimítás lehetősége.

$$\text{Torzítási Ráta} = \frac{\text{Megfigyelt gyakoriság } (r_i) : r_i \in [0, +1.0\sigma]}{1 + \text{Megfigyelt gyakoriság } (r_i) : r_i \in [-1.0\sigma, 0]} , \quad (17)$$

ahol $[0.0, +1.0\sigma]$ a 0-t is magában foglaló zárt intervallum a hozamok +1 szórásiig bezárólag.

A $[-1.0\sigma, 0.0)$ a félig zárt intervallum a hozamok -1 szórásától 0 -ig, beleértve a -1 szórást is, de a 0 -t nem. A megfigyelt hozamokat r_i jelöli.

A Torzítási Ráta az első és a második kvartilis görbe alatti terület arányát közelíti és az alábbi tulajdonságokkal bír:

1. $0 \leq TR \leq n$, ahol n a megfigyelt hozamok száma.
2. $\forall r_i$ -re, ha $r_i < 0$, akkor $TR=0$
3. $\forall r_i$ -re, ha $r_i > 0$, $r_i > +1.0\sigma$, akkor $TR=0$
4. Ha r_i normális eloszlást követ, 0 várható értékkel, akkor $TR \rightarrow 1$, ha $n \rightarrow \infty$.

A 0 átlaggal bíró, és normális eloszlású hedge fundoknak és befektetési alapoknak 1 -nél kisebb a Torzítási Rátája, és elméleti alapon ezekre nincs nagy kereslet. A megfigyelések alátámasztják ezt, mivel a nagy piaci indexeknek 1 -nél nagyobb a Torzítási Rátája. A készpénzbe és diszkontkötvény típusú eszközökbe fektető alapok és befektetési stratégiák relatíve konstans pozitív hozamokat generálnak, nagyon ritkán megjelenő veszteséges időszakokkal, aminek hatására a 0 körül jobbra ferde eloszlással rendelkeznek, következésképpen magas Torzítási Rátával is. Így Abdulali (2006) szerint a Torzítási Ráta használata kevésbé megbízható olyan befektetési alapok vagy hedge fundok esetében, amelyek magas készpénzjellegű befektetésekkal rendelkeznek.

Abdulali (2006) megfigyelése szerint a főbb részvényindexek 1 és $1,5$ közötti Torzítási Ráta értékekkel bírnak. Az Abdulali (2006) által vizsgált részvényalapú hedge fundok Torzítási Rátái $0,3$ és 3 között szóródtak, $1,29$ -os várható érték és $0,5$ -es szórás mellett. Az eltérő befektetési stílust követő hedge fund-csoportok esetében széles szórást mutatnak a Torzítási Ráta értékek, valamint az egyes csoportok átlagai és mediánjai. Abdulali (2006) szerint az adott befektetési stílusba tartozó alapok csoportjára számított Torzítási Rátáinak mediánja fölött elhelyezkedő befektetési alapok, vagy hedge fundok esetében ajánlott további, a portfólió összetételére és árazási eljárására vonatkozó elemzéseket elvégezni.

Elméletben, ha hozamsimítás vagy az egyes illikvid eszközök kreatív értékelése áll a háttérben, akkor a közvetlenül 0 melletti pozitív és negatív hozamok gyakoriságában aránytalanságot fedezhetünk fel a pozitív hozamok irányában. A Diszkontinuitás-elemzés során a befektetési alapok 0 -körüli eloszlásában a diszkontinuitás jeleit

keressük, amelyek a potenciális hozamsimítást tanúsíthatják. Az elemzés elvégzéséhez a hozamok eloszlását hisztogramon kell ábrázolnunk. Az osztályközök vastagságának megválasztása kritikus kérdése az elemzésnek, Bollen és Pool (2009)-t követve Silverman (1986) alapján az alábbi képletet javasolt használni:

$$h = 0,9 \min \left[\sigma ; \frac{Q3 - Q1}{1,34} \right] N^{-0,2} , \quad (18)$$

ahol h az osztályok szélessége, σ a hozamok szórása, N a megfigyelt hozamok száma, $Q3$ és $Q1$ pedig a megfelelő kvartilisek. Bollen és Pool (2009) alapján mind h meghatározásakor, mind a hisztogramok ábrázolásakor figyelmen kívül kell hagyni a kerekben 0 hozamokat, mivel azok nem hozamsimítást jelentenek, hanem hiányzó adatokat, vagy a kereskedés hiányát.

A 0 körüli pozitív és negatív hozamok gyakoriságában megfigyelhető aránytalanságnak a mérése Bollen és Pool (2009), valamint Burgstahler és Dichev (1997) szerint úgy lehetséges, hogy megvizsgáljuk, hogy a 0 melletti pozitív és negatív hozamoknak a gyakorisága hogyan viszonyul a saját várható értékükhöz, valamint látszik-e törés az eloszlás lefutásában a szomszédos osztályokhoz viszonyítva. Mivel az eloszlásban megfigyelhető törés nem mindig egyértelmű, szükségünk van számszerű statisztikára is ennek megítéléséhez. Így az elemzés során azt lehet vizsgálni, hogy a 0 körüli hozamok gyakorisága hogyan viszonyul a megfigyelésekkel azonos várható értékű és szórású normális eloszláshoz. A statisztikai teszt, aminek az értékei felhasználhatóak a hisztogramokon is látható eloszlások lefutásának kiértékeléséhez Bollen és Pool (2009), valamint Burgstahler és Dichev (1997) alapján az alábbi:

$$Z = \frac{f - Np}{\sqrt{Np(1 - p)}} , \quad (19)$$

ahol f a megfigyelt gyakoriság az adott osztályközben, N a megfigyelések száma, p pedig az adott osztályköznek a várható értéke, amelyet az elemzésünk során a megfelelő momentumokkal rendelkező normális eloszlás eloszlásfüggvényéből számoltunk.

Bollen és Pool (2009), Brown et al. (2010) és Burgstahler és Dichev (1997) egyaránt azt találták, hogy a 0 körüli negatív hozamok szignifikáns negatív eltérést mutattak a várható értékükhöz képest, míg a pozitív hozamok pozitív irányban bizonyultak statisztikailag

nagyobbnak a várható értéküknél, alátámasztva azt a hipotézist, hogy a 0 körüli pozitív hozamok gyakorisága feltehetően manipuláció eredményeképpen lett megnövelve a 0 körüli negatív hozamok ellenében.

2. SAJÁT SZÁMÍTÁSI EREDMÉNYEK

A 2.1. fejezetben prezentáljuk az S&P500 index részvényeinek negyedéves jelentéseit övező időszak vizsgált eseményeit, illetve a mintaválasztást meghatározó tényezőket, majd elvégezzük az 1.2. fejezetben leírt analitikus lépéseket.

Az alábbi kérdésekre keressük a választ:

- 1) A közzététel előtt, vagy után láthatók-e abnormális hozamok, amelyek az előbbi esetben a bennfentes információk kiszivárgására és lekereskedésére utalnak, míg utóbbi esetben a hírek hatására kialakuló trendet jelzik, ám mindkettő eset azt jelenti, hogy a piac nem teljesen hatékony.
- 2) A vállalati jelentésekben szereplő EPS-meglepetés iránya és nagysága hogyan befolyásolja a jelentést övező időszakban tapasztalt árfolyamreakciókat?
- 3) Vajon a technológiai szektorban tevékenykedő és bizonytalanabb értékeltséggel bíró tőzsdei vállalatok esetében a nagyobb bizonytalanságból fakadóan tapasztalható abnormális árfolyamreakciók felülmúlják-e az általános részvénytípusokhoz tartozó vállalatok esetében tapasztalt reakciókat?

Az eredményeink szerint a vállalatok profitabilitásában jelentkező meglepetés iránya és nagysága határozza meg azt, hogy hogyan módosulnak a részvényárfolyamok a bejelentés hatására. Ugyanakkor eltolódás figyelhető meg az egyes hírcsoportok esetén érzékelt kumulált abnormális hozamok szintjében és irányában a negatív ár-reakciók irányába, mivel szignifikáns pozitív hozam csak a nagyon jó hírek csoportjában jelentkezik. Az új információ hatása a bejelentést követő kereskedési napokon már nem figyelhető meg és nem alakul ki a meglepetés irányának megfelelő trend. Így az elemzés azt támasztja alá, hogy a kiválasztott mintában lévő részvények piaca közepesen hatékony. Általánosan szignifikánsan nagyobb árfolyamreakciók mutatkoznak az S&P500 IT index hírcsoportjaiban az S&P 500 indexhez viszonyítva.

A 2.2. fejezet saját számításokon mutatja be magyarországi abszolút hozamú befektetési alapok értékelését, és a hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések nyomainak kimutatását új eredményként, mivel még nem ismert példa a

hozammanipuláció nyomainak kimutatásra a szakirodalomban magyar befektetési alapok esetén.

Az alábbi új eredményeink születtek az elemzésünk során:

- 1) A Sharpe-ráta eredményeit összevetettük az MBTM eredményeivel és a rangkorreláció alapján kimutattuk bizonyos mértékű hozammanipulációnak a nyomait.
- 2) Új eredményként bemutattuk a különféle MBTM-verziók közötti érték és rangsorolás béli különbségeket mind az MBTM, mind a Kétkedési Hányados esetén.
- 3) Újításként javasoltuk a pontossága miatt az Ingersoll et al. (2007) -féle MBTM alkalmazását a Brown et al. (2010)-féle MBTM-el szemben mind a teljesítményértékeléshez, mind a Kétkedési Hányados számításához.
- 4) Elemeztük az MBTM-re épülő Kétkedési Hányados jelzőképességét a hozammanipuláció feltárásában, valamint viszonyulását az alternatív módszerekhez, a Torzítási Rátához, és a Diszkontinuitás-elemzéshez.
 - i. A Kétkedési Hányadosnak a szakirodalomban megfigyelt, az alternatív hozammanipulációt kimutató módszerekkel való szoros átfedésével (Brown et al. (2010) alapján 80%-os egyezés) szemben az elemzett mintákon felemás eredmények születtek, mivel az alternatív módszerek a 31 befektetési alaptól 10-ből 4 esetben jeleztek jelentős anomáliát, azaz hozammanipulációt vagy szuboptimális befektetési döntéseket nagy valószínűséggel, míg a Kétkedési Hányados csak 4 befektetési alapot jelölt meg gyanúsaknak, és abból 1-et erősített meg az alternatív módszerek is.
 - ii. Összességében tehát az eredményeink szerint a Torzítási Ráta jobb előszűrő eszköznek bizonyult a hozammanipuláció részletesebb elemzéséhez (pl. Diszkontinuitás-elemzéssel), mint a Kétkedési Hányados.
 - iii. Mindössze egy befektetési alap, a Concorde Citadella esetében tűntek megalapozottnak a gyanús jelzések a befektetési politikák és a befektetési alapkezelőkkel folytatott interjúk alapján, és ezt az alapot mind a Kétkedési Hányados, mind a Torzítási Ráta megjelölte.

2.1. NEGYEDÉVES JELENTÉSEK MEGLEPETÉS- HATÁSÁNAK ELEMZÉSE AZ S&P 500 RÉSZVÉNYEI ESETÉN

Ebben a fejezetben az S&P500 index vállalatai által közzétett negyedéves jelentések részvényárfolyamra kifejtett hatását vizsgáljuk. A fejezetben tárgyaltak a kéziratcikkünkben, Rácz és Huszár (2018) és a publikált cikkünkben Rácz és Huszár (2019, pp. 251-262.) leírtakra épülnek. Ugyanakkor az ott leírtakhoz képest bővített idősorhosszúsággal (2015 első negyedévétől 2017 második negyedévéig tartó időszak helyett 2015 első negyedévétől – 2018 negyedik negyedévéig tartozó időszak, azaz 10 negyedév helyett 16 negyedév) és bővített számú elemzett részvénnel (indexenként 30-30 részvény helyett indexenként 45-45 darab), így az elemzett független negyedéves jelentések események száma 300-300 darabról 720-720-ra növekedett indexenként, valamint az ott alkalmazott hírkategóriára bontás (jó-semleges-rossz) helyett 5-hírkategóriára bontással (nagyon jó, jó, semleges, rossz, nagyon rossz) végeztük el, hogy az EPS-meglepetésnek az ár-reakcióra való hatását ne csak a meglepetés iránya, de a nagysága szerint is vizsgálni lehessen. Fontos különbség még, hogy míg korábban 8 darab részvény mindkét indexben egyaránt szerepelt, addig most minden elemzett részvény csak az egyik vagy csak a másik index esetén szerepelhet így kiküszöbölve az átfedésből adódó metodológiai problémákat.

Egymáshoz szorosan kapcsolódó kérdésekkel foglalkozunk:

- 1) A közzététel előtt, vagy után láthatók-e abnormális hozamok, amelyek az előbbi esetben a bennfentes információk kiszivárgására és lekereskedésére utalnak, míg utóbbi esetben a hírek hatására kialakuló trendet jelzik, ám mindkettő eset azt jelenti, hogy a piac nem teljesen hatékony.
- 2) A vállalati jelentésekben szereplő EPS-meglepetés iránya és nagysága hogyan hat a jelentést övező időszakban tapasztalt árfolyamreakciókra?
- 3) Megfigyelhető-e eltérés a különböző szektorok között az ár-reakció tekintetében?

Az a hipotézisünk, hogy (1) a meglepetés iránya és nagysága határozza meg az árfolyamreakciók nagyságát és irányát, de a hatása nem érvényesül azonnal teljesen az árban, valamint (2) a technológiai szektorban erőteljesebb a meglepetés hatása az iparágban tevékenykedő vállalatok jóval bizonytalanabb alapokra épülő értékelése miatt.

Az elemzésekhez felhasznált adatok többségét a Bloomberg adatszolgáltató rendszerből töltöttük le 2019 júniusában. Kivételt képeznek az EPS adatok, amelyeknek forrása a Zacks Investment Research adatbázisa (Zacks Earnings Surprises, <https://www.zacks.com/stocks/>).

A vizsgált hipotézisek

Az elméleti áttekintésben bemutatott elméletek alapján úgy gondoljuk, hogy a részvénypiacok nem tökéletesen hatékonyak, mégis ezt tekintjük a kiindulási alapnak, amelyet kiegészítenek a viselkedési közgazdaságtan által leírt jelenségek. Mindezen megfontolások után az alábbi hipotéziseket fogalmazzuk meg:

1. A vállalatok profitabilitásában jelentkező meglepetés iránya és nagysága határozza meg azt, hogy hogyan módosulnak a részvényárfolyamok a bejelentés hatására, és az új információ hatása a bejelentést követő kereskedési napokon is megfigyelhető, a meglepetés irányának megfelelő trend alakul ki.
2. A meglepetés hatása erőteljesebben érvényesül a bizonytalan értékeltségű részvények, így a technológiai szektor esetében.

A megfigyelt események ismertetése

A prezentált eseményelemzéshez kiválasztott mintában az S&P 500 és az S&P 500 Information Technology (a továbbiakban S&P500 IT) részvényindexek egyes elemei szerepelnek. Az első hipotézis teszteléséhez az indexek azon első 45-45 legnagyobb piaci kapitalizációval rendelkező részvényének árfolyammozgását figyeljük meg 2015 első és 2018 negyedik naptári negyedévei között közzétett negyedéves jelentéseik hatására,

amelyekre hibátlanul rendelkezünk mind az árfolyam adatokkal, mind az elemzői EPS-előrejelzésekkel, illetve a ténylegesen lejelentett EPS-eredményekkel. Azért használtuk az EPS-előrejelzéseket és EPS-eredményeket a meglepetés hatásának elemzéséhez, mivel egyrészt a részvények értékét a jövőbeli EPS-ek jelenértéke határozza meg, másrészt a vizsgált részvényeinkre az EPS-re rendelkezünk teljeskörű előrejelzett és tény adatokkal a vizsgált részvényeink esetében. Összesen tehát a 16 negyedév alatt 720-720 jelentést vizsgálunk, tehát minden kiválasztott részvény 16 különálló eseményként került a mintába. Követve MacKinlay (1997) ajánlásait egy 4 hetes intervallumot felölelő 21 kereskedési napos eseményablakot választottunk az elemzéshez.

A mintára több szelekciós kritérium mentén esett a választás. A megfigyelések nagyvállalatokra irányulnak, amelyek részvényeivel likvid piacokon kereskednek. Egyrészt ezzel elkerülünk olyan módszertani problémákat, mint például a nem szinkronban történő kereskedés hatása. Másrészt így nem merülnek fel a kisebb kapitalizációjú, többnyire alacsonyabb likviditással rendelkező vállalatok esetén gyakrabban és intenzívebben megfigyelhető anomáliák, így megbízhatóbbak az elemzés konklúziói.

A második hipotézisünk azt feltételezi, hogy a technológiai részvények értékeltségük bizonytalansága miatt intenzívebben reagálnak az EPS meglepetésre. Ennek teszteléséhez az S&P 500 és az S&P500 IT Index 45-45 legnagyobb piaci kapitalizációjával rendelkező vállalatának negyedéves jelentései körül megfigyelhető árfolyammozgásait vetjük össze, amelyekre rendelkezünk hiánytalanul a szükséges adatokkal: árfolyam, EPS-előrejelzés, tényleges EPS-jelentés (lásd 9. táblázat). Így tehát összesen két, egyesével 720-720 egymást nem átfedő megfigyelésből álló mintán végeztük el a később ismertetett elemzéseket. A második minta esetében már nem mondható el a véletlenszerű ágazati megoszlás, ezt célszerű figyelembe venni az eredmények értelmezésénél is.

	S&P500	S&P500 IT
1	3M Co	Accenture
2	Abbott Laboratories	Adobe
3	Abbvie	Akamai Technologies Inc
4	Altria Group Inc	Amphenol Corp
5	Amazon	Analog Devices
6	American Express Co	ANSYS Inc
7	American Tower Corp	Apple
8	AT&T	Applied Materials
9	Bank of America	Autodesk Inc
10	Boeing	Automatic Data Processing
11	Chevron	Broadcom
12	Cisco	Broadridge Financial Solutions Inc
13	Citigroup	Cadence Design Systems Inc
14	Coca-Cola	Cisco
15	Comcast	Cognizant Technology Solutions
16	Danaher Corp	Fidelity National Information Services
17	Eli Lilly & Co	Fiserv Inc
18	Exxon Mobil	FleetCor Technologies Inc
19	Facebook	Global Payments Inc
20	General Electric	HP
21	Gilead Sciences Inc	IBM
22	Google	Intel
23	Home Depot	Intuit
24	Honeywell International Inc	KLA-Tencor Corp
25	Johnson & Johnson	Lam Research Corp
26	JPMorgan Chase	Mastercard
27	Lockheed Martin Corp	Maxim Integrated Products Inc

28	McDonald's Corp	Microchip Technology Inc
29	Medtronic PLC	Micron Technology
30	Merck	Microsoft
31	Netflix Inc	Motorola Solutions Inc
32	NextEra Energy Inc	NetApp Inc
33	NIKE Inc	NVIDIA
34	Pfizer	Qualcomm
35	Philip Morris	Skyworks Solutions Inc
36	Procter & Gamble	Symantec Corp
37	Starbucks Corp	Synopsys Inc
38	Thermo Fisher Scientific Inc	Take-Two Interactive Software Inc
39	Union Pacific Corp	TE Connectivity
40	United Technologies Corp	Texas Instruments
41	UnitedHealth Group	Total System Services Inc
42	Verizon	VeriSign Inc
43	Walmart Inc	Visa
44	Walt Disney	Western Digital Corp
45	Wells Fargo	Xilinx Inc

9. táblázat: Az S&P500 és S&P 500 IT legnagyobb piaci kapitalizációjú elemzett részvényei, amelyre rendelkezünk a szükséges adatokkal

A modellezés részletei

A hipotézisek tesztelése előtt számszerűsíteniünk kell a vállalati eredményekben mutatkozó meglepetéshatást. Ezt követően a normális hozamok számítására alkalmazott regressziós modell paramétereinek becslését végezzük, végül pedig az abnormális hozamok kiszámítását, és adekvát módon történő aggregálását.

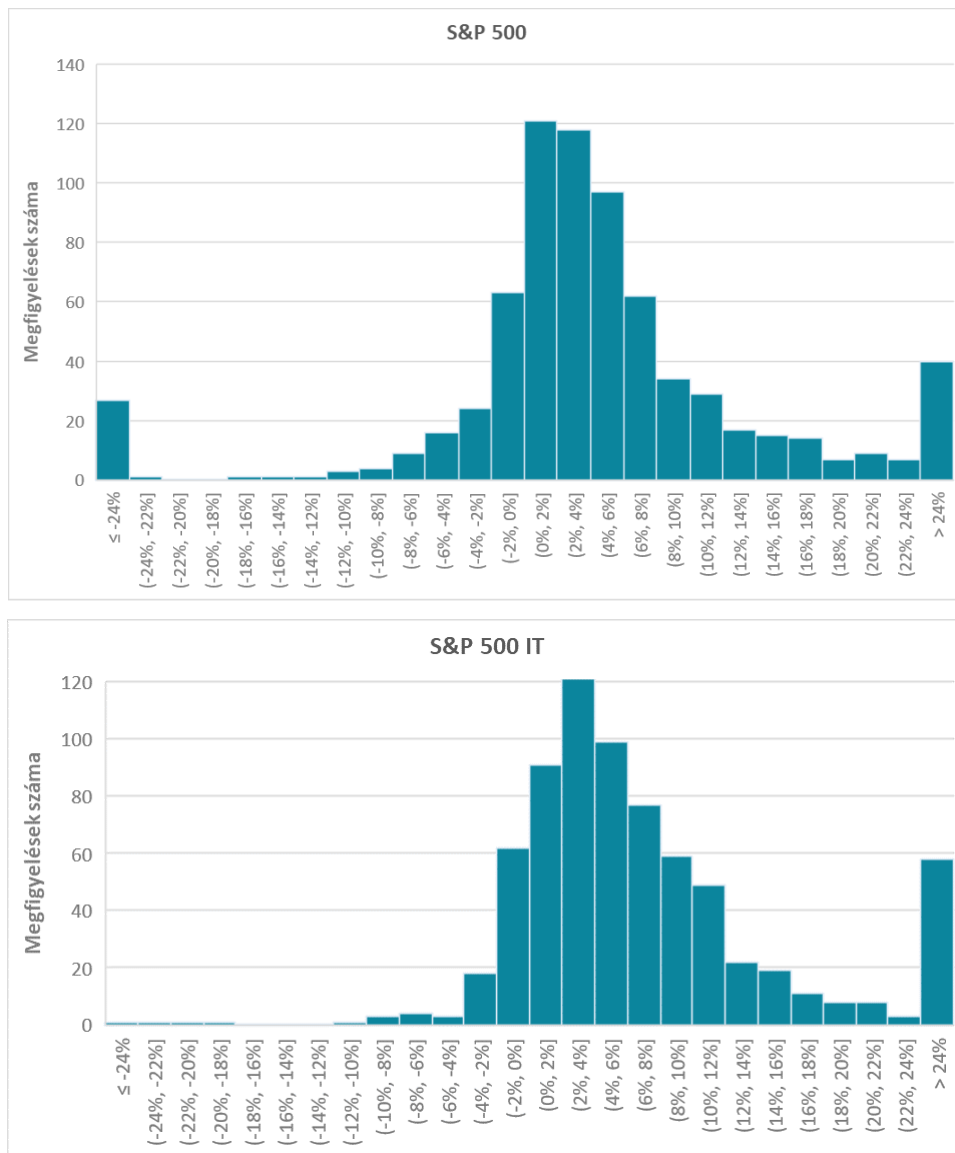
2.1.1. Az EPS adatok elemzése

Egy eredmény bejelentésének meglepetéshatása leginkább az egy részvényre jutó eredmény (EPS) adott időszakra vonatkozó tényleges értéke és a vállalati jelentés közzétételét megelőző elemzői várakozások konszenzusának százalékos eltéréseként ragadható meg. Ez arra a feltételezésre épít, hogy az elemzői előrejelzések beépülnek a részvények árfolyamaiba. Önmagában a jelentés tehát kevésbé informatív az áralakulások megítélésében, ehhez elengedhetetlen a piaci várakozásokkal történő összehasonlítás. Az általunk használt becsült EPS érték a vállalati közzétételt időben közvetlenül megelőző elemzői becslések átlaga. Ezt a mutatót vetjük össze a jelentés napján megismert tényleges egy részvényre jutó eredménnyel. A tényadat tehát nem tartalmazza a vállalati eredmények később közzétett felülvizsgálatait, hiszen ezekről a piac az esemény idején még nem értesülhetett. Emellett a tényleges EPS módosított adat, amely meg van tisztítva különböző egyszeri és rendkívüli tételektől, mivel feltehetően jóval kevésbé érzékeny a piac a kiszűrt egyedi, rendkívüli tételekre, mint a normál üzletmenetből létrejövő eredményre.

A mintaelemek adatainak összegyűjtését, illetve az EPS meglepetés kiszámítását követően MacKinlay (1997) eljárásához hasonlóan öt csoportba osztottuk a megfigyeléseket; nagyon jó, jó, rossz, nagyon rossz, illetve semleges hírt tartalmazó jelentésekre. Az elemzői konszenzustól $\pm 1\%$ -os sávon belülre eső EPS eltérés hírértékét semlegesnek tekintjük, a $+1\%$ és $+4\%$ közé eső EPS-meglepetéseket jónak, a $+4\%$ -nál nagyobb EPS-meglepetéseket pedig nagyon jónak, negatív meglepetések esetén ugyanez a logika csak -1% és -4% -os határokkal.

Az S&P 500-ból vett 720 elemű mintából 330 megfigyelés a nagyon jó, 206 a jó, 91 semleges, 30 a rossz, és 63 a nagyon rossz hír csoportjába került, míg az S&P 500 IT esetén ez a megoszlás 411-193-26-15 elem. A 2. ábra két hisztogramján is ezek a gyakoriságok figyelhetők meg. Jóval gyakrabban fordul elő pozitív meglepetés, az eloszlása jobbra ferde. Ennek az lehet a magyarázata, hogy az elemzők becslései gyakran túl konzervatívak, ezáltal elkerülhetőek a negatív meglepetések. Az S&P 500 IT-indexből vett minta sokkal több esetben mutat az extrém EPS-meglepetés értékeket, mint az S&P 500-ból vett minta.

Az S&P 500 IT indexből vett mintaelemek eloszlása következőképpen alakul: 1 esetben láthatunk 24%-ot meghaladó negatív, és 58-szor 24%-ot meghaladó pozitív eltérést az előrejelzéshez képest, míg az S&P 500-ból vett mintában ugyanez a két érték 27, illetve 40. Érdeemes megjegyezni azt is, hogy a vizsgált időszak a konjunktúraciklus felfelé ívelő szakaszán történt, ami feltehetően gyakrabban okozott pozitív meglepetéseket.



2. ábra: Az S&P 500 és az S&P 500 IT indexeiből vett megfigyelések esetén mutatkozó EPS meglepetés gyakoriságának eloszlása.

2.1.2. Paraméterbecslés és a hozamok modellezése

A tényleges hozamokat összehasonlítjuk a piaci modell (2)-ben leírt regressziós egyenlete alapján számított értékeivel. A becslési időszak minden esetben az *adott megfigyelés eseményablakát megelőző 500 kereskedési napos* intervallum. Erre azért van szükség, mert az idő során változhatnak a modell paraméterei egyedi részvények esetén is. Így tehát mind a 720-720 megfigyelésre külön-külön történik a becslés, nem pedig csak értékpapíronként, ami növeli a modell magyarázó erejét, valamint pontosabbá teszi az abnormális hozamok kalkulációját. A piaci portfóliót a modellben az S&P 500 részvényindex testesítette meg mind az elemzett két részvényindexhez tartozó részvények esetén.

A Bloomberg adatbázisából letöltött árfolyamadatokról minden releváns megfigyelési időszakra kiszámoltuk a napi logaritmikus hozamokat az egyedi részvényekre és az S&P 500, illetve S&P500 IT indexekre. Ez alapján megbecsültük a regressziós modell paramétereit. A két mintára 720-720 lineáris regressziót illesztettünk, hiszen minden egyes részvény $\hat{\alpha}$ és $\hat{\beta}$ paraméterei időben változnak.

A modellek illeszkedését leíró R^2 mutatók igen nagy terjedelemben mozognak és gyakran viszonylag alacsony az értékük. Ez persze nem annyira meglepő, hiszen a béta csupán a részvény piaci kockázatát fejezi ki, a különböző idioszinkratikus sokkok viszont jelentősen eltéríthetik a valós hozamokat a modell által előre jelzett értékektől. Gospodinov és Robotti (2013) is megjegyzi, hogy a hozamok előrejelzésére használt modellek ugyan jellemzően alacsony R^2 mutatókat eredményeznek, ezek gazdasági szempontból relevánsnak tekinthetők.

2.1.3. Az abnormális hozamok számítása és aggregálása

Ebben az alfejezetben az abnormális hozamok számításának és aggregálásának lépéseit közöljük. Elérkeztünk a kutatás szempontjából legérdekesebb részhez, az abnormális hozamok számításához, amely a (4) egyenlet alapján történik. A hipotézisek teszteléséhez szükséges a kiszámított adatpontokat a 1.2.3. fejezetben leírtak mentén kell aggregálni. Egyrészt világos, hogy a mintán belül alkotott öt csoportot (nagyon jó, jó, semleges, rossz és nagyon rossz hír) külön-külön célszerű vizsgálni, ezért az eseményablak minden periódusára kiszámítjuk a csoportok átlagos abnormális hozamait (5) szerint. A kérdés, hogy az időben történő aggregálást milyen τ_1 és τ_2 periódusok között tegyük meg a megfelelő hipotézisek teszteléséhez.

τ	S&P 500									
	Nagyon Jó Hír		Jó Hír		Semleges Hír		Rossz Hír		Nagyon Rossz	
	AR	CAR	AR	CAR	AR	CAR	AR	CAR	AR	CAR
-10	0,00%	0,00%	0,17%	0,17%	0,39%	0,39%	-0,18%	-0,18%	-0,97%	-0,97%
-9	0,11%	0,12%	0,01%	0,18%	-0,14%	0,25%	0,08%	-0,10%	-0,60%	-1,57%
-8	0,06%	0,18%	0,14%	0,32%	0,06%	0,31%	-0,78%	-0,88%	-0,30%	-1,87%
-7	-0,13%	0,05%	-0,17%	0,15%	0,16%	0,47%	0,05%	-0,83%	-0,67%	-2,55%
-6	0,15%	0,20%	0,11%	0,25%	-0,27%	0,20%	0,27%	-0,56%	-0,01%	-2,56%
-5	-0,03%	0,17%	-0,30%	-0,04%	-0,16%	0,04%	-0,73%	-1,29%	-0,01%	-2,57%
-4	-0,06%	0,11%	-0,02%	-0,06%	-0,80%	-0,75%	0,29%	-0,99%	0,81%	-1,76%
-3	0,03%	0,14%	0,01%	-0,04%	-0,03%	-0,78%	-0,19%	-1,18%	-1,13%	-2,89%
-2	-0,03%	0,11%	0,06%	0,02%	-0,25%	-1,03%	0,37%	-0,81%	0,53%	-2,36%
-1	0,05%	0,16%	-0,17%	-0,15%	-0,22%	-1,25%	0,37%	-0,44%	0,10%	-2,26%
0	0,38%	0,54%	0,04%	-0,10%	0,19%	-1,05%	0,45%	0,02%	-1,65%	-3,91%
1	1,06%	1,60%	-0,05%	-0,16%	-0,64%	-1,69%	-3,20%	-3,19%	-4,39%	-8,29%
2	0,07%	1,67%	-0,08%	-0,24%	-0,24%	-1,94%	-0,18%	-3,37%	0,52%	-7,77%
3	-0,16%	1,51%	0,18%	-0,05%	0,08%	-1,86%	0,05%	-3,32%	0,26%	-7,51%
4	0,06%	1,57%	-0,12%	-0,17%	0,06%	-1,79%	0,13%	-3,19%	0,54%	-6,98%
5	0,11%	1,68%	-0,12%	-0,29%	-0,06%	-1,85%	-0,36%	-3,55%	0,50%	-6,48%
6	-0,04%	1,64%	0,16%	-0,14%	-0,07%	-1,92%	0,04%	-3,52%	-0,38%	-6,86%
7	0,10%	1,75%	0,06%	-0,08%	-0,14%	-2,06%	0,26%	-3,26%	0,14%	-6,72%
8	0,05%	1,79%	0,07%	-0,01%	0,01%	-2,05%	-0,42%	-3,68%	0,02%	-6,71%
9	-0,07%	1,73%	-0,08%	-0,09%	-0,24%	-2,29%	0,35%	-3,33%	-0,41%	-7,11%
10	-0,09%	1,63%	-0,01%	-0,11%	0,43%	-1,86%	0,02%	-3,30%	0,48%	-6,63%

τ	S&P 500 IT									
	Nagyon Jó Hír		Jó Hír		Semleges Hír		Rossz Hír		Nagyon Rossz	
	AR	CAR	AR	CAR	AR	CAR	AR	CAR	AR	CAR
-10	0,11%	0,11%	-0,02%	-0,02%	0,03%	0,03%	0,04%	0,04%	0,03%	0,03%
-9	0,04%	0,15%	0,02%	0,00%	-0,08%	-0,05%	-0,10%	-0,07%	-0,17%	-0,14%
-8	0,08%	0,23%	0,03%	0,02%	-0,04%	-0,09%	-0,15%	-0,21%	-0,07%	-0,21%
-7	0,14%	0,37%	0,03%	0,05%	0,07%	-0,02%	-0,08%	-0,29%	-0,01%	-0,22%
-6	0,03%	0,41%	-0,15%	-0,10%	-0,11%	-0,13%	0,08%	-0,21%	0,09%	-0,12%
-5	-0,02%	0,39%	-0,13%	-0,23%	-0,03%	-0,16%	0,31%	0,10%	0,01%	-0,11%
-4	-0,06%	0,33%	-0,06%	-0,29%	0,09%	-0,07%	-0,03%	0,07%	0,00%	-0,11%
-3	0,00%	0,32%	0,11%	-0,17%	0,04%	-0,03%	-0,01%	0,06%	0,21%	0,10%
-2	0,00%	0,32%	-0,06%	-0,24%	0,10%	0,07%	-0,10%	-0,04%	0,01%	0,11%
-1	-0,15%	0,17%	-0,05%	-0,28%	-0,10%	-0,04%	0,13%	0,08%	0,15%	0,26%
0	0,89%	1,06%	0,07%	-0,21%	-0,77%	-0,80%	-1,80%	-1,72%	-0,40%	-0,14%
1	0,29%	1,35%	0,16%	-0,05%	-0,15%	-0,95%	-1,08%	-2,80%	-1,11%	-1,25%
2	-0,17%	1,18%	-0,09%	-0,15%	0,08%	-0,87%	-0,22%	-3,03%	-0,24%	-1,49%
3	-0,16%	1,02%	-0,05%	-0,20%	0,02%	-0,85%	0,20%	-2,83%	-0,14%	-1,63%
4	-0,07%	0,95%	-0,03%	-0,23%	-0,04%	-0,89%	-0,17%	-3,00%	0,02%	-1,61%
5	-0,16%	0,79%	0,08%	-0,15%	-0,11%	-1,00%	0,02%	-2,98%	-0,11%	-1,71%
6	-0,13%	0,66%	-0,04%	-0,19%	-0,17%	-1,18%	0,11%	-2,87%	-0,04%	-1,75%
7	-0,02%	0,64%	0,03%	-0,16%	0,08%	-1,09%	0,22%	-2,65%	-0,08%	-1,83%
8	0,02%	0,66%	-0,02%	-0,18%	0,12%	-0,97%	-0,52%	-3,18%	-0,12%	-1,95%
9	0,05%	0,71%	0,07%	-0,11%	-0,09%	-1,06%	0,16%	-3,02%	-0,03%	-1,98%
10	0,06%	0,77%	-0,06%	-0,17%	-0,02%	-1,08%	-0,25%	-3,27%	0,25%	-1,73%

10. táblázat: Az öt meglepetéskategória átlagos és kumulatív átlagos abnormális hozamai az esemény körüli időszakban a két részvényindexből vett minta esetén.

Kétféleképpen tesztelhető, hogy a meglepetés irányával megegyezik-e az árfolyamok mozgása. Az egyik megoldás, hogy a teljes eseményablakra számított kumulatív abnormális hozamot tekintjük $\overline{CAR}(-10,10)$. Feltételezve azonban, hogy az információ azonnal beépül az árfolyamokba logikus választás erre $\overline{CAR}(0,1)$, amely a bejelentés napját és a közvetlenül utána következő napot foglalja magában, illetve $\overline{CAR}(0,10)$ is, ahol csak az esemény után következő kereskedési napon, illetve napokban megfigyelt átlagos abnormális hozamokat kumuláljuk. Mivel sajnos nem rendelkezünk információval arról, hogy az elemzett jelentések a napon belül pontosan mikor következtek be, ezért, hogy a kereskedési idő után közzétett jelentések hatását is mérni lehessen $\overline{CAR}(0,1)$ intervallumot kell használnunk a jelentések azonnali hatásának vizsgálatához. Azt pedig, hogy megfigyelhető-e az árfolyamban a jelentés után momentum, értelemszerűen egy elcsúsztatott ablakkal célszerű vizsgálni, mint például $\overline{CAR}(2,10)$. Míg az esetleges bennfentes információk kiszivárgását a $\overline{CAR}(-10,-1)$ jelezheti.

A 10. táblázat, illetve a 3. ábra jól megfigyelhetően mutatja a negyedéves jelentések részvényárfolyamra gyakorolt hatását. Egészen a bejelentés előtti kereskedési napig minimális abnormális hozamok figyelhetők meg az S&P 500 index mindegyik csoportjában. Ugyanez a tendencia mondható el az S&P500 IT nagyon jó és jó csoportjainak bejelentés előtti abnormális hozamairól. Ugyanakkor a semleges, rossz és nagyon rossz hírek csoportjában az adatok alapján már a bejelentés nyilvánosságra hozatala előtti napokban jelentősebb negatív kumulált abnormális hozamokat látunk. A közzététel idején a két szélső csoport kumulatív abnormális hozama mind az S&P500, mind az S&P500 IT index esetén a meglepetés irányának megfelelően kilő.

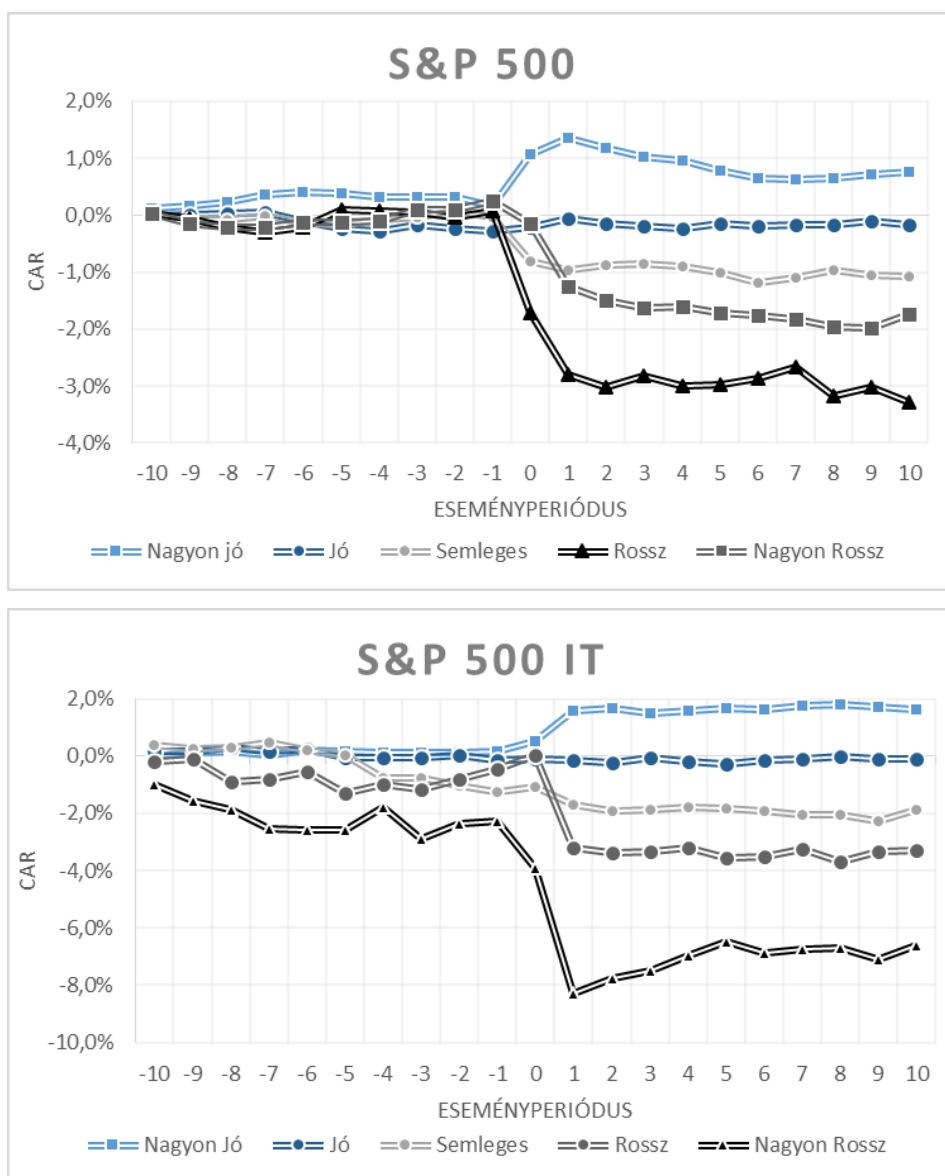
A meglepetés nagysága és a tapasztalt abnormális hozamok nagysága között alapvetően jól kivehető a pozitív irányú kapcsolat, ugyanakkor a fentiekben taglalt aszimmetria a negatív hírek irányában általános. Míg a nagyon jó hírek csoportjában a bejelentéseket követően 1%, illetve 2% körüli szinteken stabilizálódó kumulált abnormális hozamot látunk a két index esetében, és a jó hírek esetén 0-hoz igen közel eső negatív kumulált abnormális hozamot, addig a rossz hírek csoportjában -2% és -3% körül stabilizálódókat, a nagyon rossz hírek esetében pedig -3% és -7% körül. A semleges hírek csoportjai esetében pedig a bejelentést követően a kumulált abnormális hozam a -1%, illetve és -2% körül stabilizálódik. Az a tény, hogy a semleges és enyhén pozitív EPS-meglepetéseket összességében negatív abnormális hozamokkal reagálja le a piac azt a meglátást támasztja alá, hogy egy gazdasági felíveléssel leírható időszakban nagyon magasan vannak a piaci szereplők elvárásai, és még egy egyébként pozitív vagy semleges negyedéves tényadatot is csalódásnak élnék meg, ha az elmarad a várakozásaiktól.

Az S&P500 index rossz csoportjának reakciója összevethető az S&P500 IT abnormális hozamaival. Viszont míg utóbbi nagyon rossz hírcsoportja igen nagy negatív kumulált abnormális hozamokat mutat, addig előbbi esetén a -2%-os kumulált abnormális hozam némileg meglepő eredmény. Ez ugyanis azt jelenti, hogy a piac jobban büntetett a -1 és -4%-os sávba eső EPS-meglepetésekért általánosságban az S&P500 index esetén, mint a -4%-ot is meghaladó mértékű EPS-meglepetések esetén.

Jól látható, hogy még a jelentést követő kereskedési napon is erős a meglepetés hatása, amit a késői tőzsdei órákban vagy a zárás utáni közzétételek okoznak. A bejelentést követő második kereskedési naptól kezdve viszont már csak minimális változás figyelhető meg a kumulatív átlagos abnormális hozamban mindegyik hírcsoportban és mindkét index esetében. Az új információ beépül a részvény árfolyamába és a továbbiakban ismét nulla körül alakulnak az abnormális hozamok.

Megfigyelve a kumulatív abnormális hozamok elmozdulásának nagyságát, a 0-8,3 százalékpontos sávban szóródó értékeket láthatunk. Mielőtt megtévesztenének minket ezek a részvénytőzsiacokon nem túl kiugró értékek, vegyük figyelembe, hogy ezek csak *abnormális* hozamok, amelyekből az egyéb piaci hatások nagy részét már kiszűrtük a várható hozamok modellezésével. Sőt, átlagos értékeket szemlélünk részvények egész csoportjára, azonban egyedi esetekben nem ritka a mintában akár kétszámjegyű napi abnormális hozam sem.

A $\overline{CAR}(-10,10)$ értékekhez hasonlóan elemezhetők a kumulatív átlagos abnormális hozamok bármilyen (τ_1, τ_2) intervallumon. A hipotézisvizsgálat során a 10. és 11. táblázat mutatja ezeket az eredményeket. Figyelembe véve azonban, hogy mindkét minta csoportjaiban érdemben magasabb a pozitív tartományba eső EPS meglepetések aránya (lásd 2. ábra), ez valószínűleg a véletlen szerepe mellett annak is köszönhető, hogy a 2008-as gazdasági válságot követő felívelő gazdasági ciklusból származik a minta. Emiatt megfontolandó, hogy inkább a hosszabb intervallumok teszteredményeit tekintsük irányadónak.



3. ábra: Az öt csoport kumulatív átlagos abnormális hozamai az esemény körüli időszakban a két részvényindexből vett minta esetén nagyon jó, jó, semleges, rossz és nagyon rossz hírek csoportjának esetén.

Hipotézisvizsgálat és az eredmények értelmezése

A 3. ábra elég látványosan prezentálja a megfigyelési csoportok átlagos abnormális hozamainak alakulását ahhoz, hogy a kutatás elején megfogalmazott sejtésekről határozottabb képet alkothassunk. A hipotéziseinket részben megerősíti, részben gyengíti ez a kép. Ahhoz viszont, hogy megállapítható legyen, valóban szignifikáns jelenségeket figyelhetünk-e meg, szükséges a hipotézisek statisztikai vizsgálata. Ezek tekinthetők át az alábbi két alfejezetben.

2.1.4. Árfolyam-reakciók a negyedéves jelentések hatására

Ez az alfejezet tartalmazza az árfolyamreakciók elemzését az abnormális hozamok meglétének hipotézisvizsgálatának segítségével. Ahhoz, hogy megtudjuk, ezek az átlagok valóban szignifikánsan különböznek-e a nullától, egymintás Student-féle t -próbákat végeztünk. A tesztelt nullhipotézisek és alternatív hipotézisek a disszertáció első hipotézisének vizsgálatakor minden esetben a következő alakban írhatók fel:

$$H_0: \theta = 0 \qquad H_1: \theta \neq 0 ,$$

ahol θ a (13) egyenlet alapján a τ_1 és τ_2 közti intervallumon mért kumulatív átlagos abnormális hozam, valamint az ehhez tartozó szórás hányadosaként meghatározott tesztstatisztika. A nullhipotézis tehát azt feltételezi, hogy az így számított érték standard normális eloszlásból származik. A közgazdasági intuíció alapján arra számíthatunk, hogy a semleges hírt tartalmazó jelentések csoportjában elfogadjuk, a pozitív és negatív meglepetések esetében pedig elutasítjuk a nullhipotézist

A 10. és 11. táblázat tartalmazza az S&P 500, illetve az S&P 500 IT indexből vett minta \overline{CAR} értékeit és szórásait (s jelöli ezt a szórást, amely megegyezik a (11) egyenletben szereplő variancia négyzetgyökével), valamint a nagyon jó, jó, semleges, rossz és nagyon rossz csoportokra különböző intervallumokra számított tesztstatisztikáit. A 1.2. fejezetben már említettük, hogy a kumulatív átlagos abnormális hozamok varianciájának becslése a becslési időszakra (2) alapján számított $\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2$ hibatag-varianciák felhasználásával történik a (7) egyenlet szerint. Mivel a (7) egyenletben az elemszám

négyzete szerepel a nevezőben, világos, hogy kisebb elemszámú csoportok esetén általában nagyobb varianciát kapunk, ami növeli a nullhipotézis elfogadásának valószínűségét.

A módszertan leírása során említettük, hogy a variancia becslésében torzítást okoz az események dátumainak klasztereződése. Binder (1998), illetve Rao és Sreejith (2014) kifejtik, hogy ez viszonylag kis problémát okoz, ha nincs totális klasztereződés és nagyjából véletlenszerű a megfigyelések időbeli eloszlása. Az esemény jellegéből ítélve a negyedéves jelentések általában egy bő egyhónapos időszakra esnek. Néhány érték nem illik bele ebbe a mintázatba, mivel egyes vállalatok üzleti évei nem egyeznek meg a naptári évekkel. Az azonban semmiképp sem mondható, hogy totális klasztereződés lenne, mivel az elemzés 4 évet ölel fel és a jelentések dátumai még negyedéven belül is viszonylag széles intervallumon szóródnak.

Mivel kétoldali próbákkal vizsgáljuk a hipotéziseket, ezért $t_{0,975}$ jelöli a t-eloszlás 95%-os, $t_{0,995}$ pedig az 99%-os szignifikancia szint mellett számított kritikus értékeit. Nyilvánvalóan ezek a között a csoportok között is eltéréseket mutatnak, mivel minden esetben különböző $(N - 1)$ a tesztek szabadságfoka. Mivel az eloszlás szimmetrikus, a baloldali kritikus értékek a jobboldaliak mínusz egyszeresének felelnek meg, ezeket külön nem tüntettük fel a táblázatban. A teszthez 95%-os szignifikanciaszintet alkalmazva tehát például a 11. táblázat első sorában az elfogadási tartomány a -1,97 és 1,97 közötti zárt intervallum.

Az S&P 500 értékeit áttekintve az látható, hogy a teljes eseményablak $(-10,10)$ intervallumán szignifikáns kumulált abnormális hozamokat találunk a nagyon jó, a rossz és a nagyon rossz hírek esetén, viszont a jó hírek esetében nincs szignifikáns kumulált abnormális hozam. A semleges hírek esetében viszont szintén szignifikáns a kumulált abnormális hozam -1,08%-os értékkel. A kumulált abnormális hozamok iránya és szintje, valamint a tapasztalt meglepetés iránya és nagysága között pozitív kapcsolat figyelhető meg. A piac ugyanakkor eltolódik a negatív ár-reakciók irányába, mert míg a nagyon jó hírek csoportjában a kumulált abnormális hozam nagysága 0,77%, addig a jó hírek esetében -0,17% (bár az értéke nem szignifikánsan különbözik 0-tól), a semleges hírek esetében -1,08%, a rossz és a nagyon rossz hírek esetében pedig -3,27% és -1,73%.

Feltételezhetően a tapasztalt szignifikáns ár-reakciók mögött az húzódik meg, hogy a 2008-as nagy világgazdasági sokkot követő gazdasági felívelést jellemző emelkedő részvényárakkal leírható trendben a piaci szereplők vállalatok jelentéseivel szembeni elvárásai magasan vannak, és míg a várakozásokat meghaladó hírekre visszafogott árnövekedéssel reagálnak (konzervativizmus Barberis et al. (1998)), a várakozásoktól jelentősen elmaradó vállalatok esetében komolyabb negatív ár-reakció alakul ki (túlzott magabiztosság, attribúciós elmélet Daniel, et al. (1998)). A semleges hírek csoportjának negatív irányú abnormális hozama magyarázható lehet azzal, hogy a piaci szereplők ilyen felfokozott várakozások mellett még a $\pm 1\%$ -os sávba eső EPS-meglepetéseket is negatív hírként értékelik.

A rossz és a nagyon rossz hírek csoportjai esetén tapasztalt eltérés a kumulált abnormális hozam nagyságában némileg meglepő sorrendcserét jelent a várakozásainkhoz viszonyítva, hiszen a kisebb meglepetésre, nagyobb abnormális hozamokat találunk a két hírcsoport viszonylatában. Ennek magyarázata talán az is lehet, hogy a vállalati EPS milyen változást mutat az előző negyedéves, vagy egy évvel korábbi EPS értékhez képest, vagy az is elképzelhető, hogy számít a piaci hangulat is a bejelentés napján. Ezeknek a hatásoknak a számszerűsítésére további kutatások során érdemes lenne kitérni.

S&P 500	τ_1, τ_2	CAR	s	θ	Szabadságfok	$t_{0,975}$	$t_{0,995}$	p
Nagyon jó hír	-10, 10	0,77%	0,30%	2,54	329	1,97	2,59	0,0114
	-10 -1	0,17%	0,21%	0,84	329	1,97	2,59	0,4037
	0, 10	0,60%	0,22%	2,72	329	1,97	2,59	0,0069
	0, 1	1,17%	0,09%	12,55	329	1,97	2,59	0,0000
	2, 10	-0,58%	0,20%	-2,91	329	1,97	2,59	0,0038
Jó hír	-10, 10	-0,17%	0,33%	-0,53	205	1,97	2,60	0,5952
	-10 -1	-0,28%	0,22%	-1,27	205	1,97	2,60	0,2073
	0, 10	0,11%	0,24%	0,47	205	1,97	2,60	0,6382
	0, 1	0,23%	0,10%	2,29	205	1,97	2,60	0,0231
	2, 10	-0,12%	0,21%	-0,56	205	1,97	2,60	0,5771
Semleges hír	-10, 10	-1,08%	0,51%	-2,13	205	1,97	2,60	0,0342
	-10 -1	-0,04%	0,35%	-0,11	205	1,97	2,60	0,9132
	0, 10	-1,04%	0,37%	-2,84	205	1,97	2,60	0,0049
	0, 1	-0,91%	0,16%	-5,87	205	1,97	2,60	0,0000
	2, 10	-0,12%	0,33%	-0,38	205	1,97	2,60	0,7066
Rossz hír	-10, 10	-3,27%	0,92%	-3,54	205	1,97	2,60	0,0005
	-10 -1	0,08%	0,64%	0,13	205	1,97	2,60	0,8977
	0, 10	-3,36%	0,67%	-5,02	205	1,97	2,60	0,0000
	0, 1	-2,89%	0,29%	-10,12	205	1,97	2,60	0,0000
	2, 10	-0,47%	0,61%	-0,78	205	1,97	2,60	0,4390
Nagyon rossz hír	-10, 10	-1,73%	0,68%	-2,54	90	1,99	2,63	0,0128
	-10 -1	0,26%	0,47%	0,55	90	1,99	2,63	0,5819
	0, 10	-1,99%	0,49%	-4,04	90	1,99	2,63	0,0001
	0, 1	-1,51%	0,21%	-7,19	90	1,99	2,63	0,0000
	2, 10	-0,48%	0,45%	-1,07	90	1,99	2,63	0,2865

11. táblázat: Az S&P 500 indexből vett minta kumulatív átlagos abnormális hozamai és ezen hozamok szórásai, tesztstatisztikák, kritikus értékek és p-értékek az öt hírcsoport, és különböző időintervallumok esetén.

A negyedéves jelentés közzétételének napjától számított 11 napos (0,10) intervallumon rendre magasabb t -statisztikákat kapunk eredményül, azaz ezen az intervallumon a jó hírek csoportját leszámítva minden csoportban minden szokásos szignifikancia szinten szignifikánsan tér el 0-tól a kumulált abnormális hozam.

A jelentéseket megelőző 10 napos (-10,-1) intervallumon arra kapunk választ, hogy vajon van-e a bennfentes információknak kiszivárgása, amely nyomot is hagy az abnormális hozamok formájában. Ezt az állítást mindegyik kategória esetében el lehet utasítani, ugyanis nem találunk 0-tól szignifikánsan különböző kumulált abnormális hozamokat ezen az intervallumon.

A (0,1) intervallumon a várakozásoknak megfelelő irányú és szignifikáns abnormális hozamokat találunk mindegyik csoportban, bár a semleges hírek csoportjában itt is szignifikáns és negatív irányú a kumulált abnormális hozam.

A (2,10) időszakot vizsgálva arra kaphatunk választ, hogy kialakul-e az eseményt követő kereskedési napokon momentum. Az eredmények alapján a nagyon jó hírek csoportjában látunk szignifikáns abnormális hozamokat és így trendet ezen az időtávon, ugyanakkor annak iránya a bejelentés irányával ellentétes, azaz szignifikáns árkorrekció, nem pedig a bejelentés hatására kialakult trend az, amit megfigyelhetünk. A jó, a semleges, a rossz és a nagyon rossz hírek esetén minden szokásos szignifikancia szinten egyértelműen el lehet utasítani a kialakult momentum létét.

Az S&P 500 IT mintájának táblázatát áttanulmányozva hasonló eredményekre juthatunk (12. táblázat). A (-10,10) intervallumot tekintve az S&P 500 indexhez hasonlóan itt is szignifikáns kumulált abnormális hozamokat látunk a nagyon jó, a semleges, a rossz és a nagyon rossz hírcsoportokban, míg a jó hírek esetén itt sem szignifikáns a hozam. A kumulált abnormális hozamok szintje magasabb az S&P 500 indexnél látottnál a nagyon jó hírek, a semleges hírek, és a nagyon rossz hírek csoportjában, míg hozzávetőleg azonos a mértéke a jó és a rossz hírek esetén. Szemben az S&P 500 index esetével, ennél az indexnél a nagyon rossz hírek kumulált abnormális hozamai nagyobb mértékűek a rossz hírcsoport esetén tapasztaltnál. A kumulált abnormális hozamok szintje, valamint iránya és a meglepetés nagysága között itt még jobban látszik a pozitív összefüggés: a meglepetés iránya általában meghatározza a kumulált abnormális hozamok irányát, és minél nagyobb a meglepetés nagysága, annál nagyobb a tapasztalt kumulált abnormális hozam is. Itt is látszik az eltolódás a negatív ár-reakciók irányába a hírcsoportok között: a nagyon jó hírek esetén 1,63% a kumulált abnormális hozam, a jó hírekre gyakorlatilag nincs elmozdulás, a kimutatott -0,11% nem különbözik szignifikánsan 0-tól, a semleges hírekre -1,86% a kumulált abnormális hozamok mértéke, míg a rossz és nagyon rossz hírek esetében pedig -3,3% és -6,63%.

A negyedéves jelentés közzétételének napjától számított 11 napos (0,10) intervallum esetén szignifikáns az abnormális hozam a nagyon jó hírek, a rossz és a nagyon rossz hírek esetén és inszignifikáns a jó hírek esetén hasonlóan az S&P 500 indexnél látottakhoz, ugyanakkor itt már nem szignifikáns a semleges hírcsoport esetén.

A (0,1) intervallumon minden csoportban szignifikáns kumulált abnormális hozamot látunk az S&P 500 indexhez hasonlóan, kivéve a jó hírcsoportot, ahol nincs szignifikáns kumulált abnormális hozam ezen az intervallumon.

S&P 500 IT	τ_1, τ_2	CAR	s	θ	Szabadságfok	$t_{0,975}$	$t_{0,995}$	p
Nagyon jó hír	-10, 10	1,63%	0,33%	4,95	410	1,97	2,59	0,0000
	-10 -1	0,16%	0,23%	0,69	410	1,97	2,59	0,4895
	0, 10	1,48%	0,24%	6,18	410	1,97	2,59	0,0000
	0, 1	1,44%	0,10%	14,13	410	1,97	2,59	0,0000
	2, 10	0,04%	0,22%	0,17	410	1,97	2,59	0,8661
Jó hír	-10, 10	-0,11%	0,47%	-0,22	192	1,97	2,60	0,8235
	-10 -1	-0,15%	0,32%	-0,45	192	1,97	2,60	0,6512
	0, 10	0,04%	0,34%	0,12	192	1,97	2,60	0,9022
	0, 1	-0,01%	0,15%	-0,07	192	1,97	2,60	0,9405
	2, 10	0,05%	0,31%	0,17	192	1,97	2,60	0,8642
Semleges hír	-10, 10	-1,86%	0,70%	-2,65	74	1,99	2,64	0,0098
	-10 -1	-1,25%	0,48%	-2,57	74	1,99	2,64	0,0121
	0, 10	-0,62%	0,51%	-1,21	74	1,99	2,64	0,2298
	0, 1	-0,45%	0,22%	-2,07	74	1,99	2,64	0,0418
	2, 10	-0,17%	0,46%	-0,36	74	1,99	2,64	0,7183
Rossz hír	-10, 10	-3,30%	1,20%	-2,74	25	2,06	2,79	0,0111
	-10 -1	-0,44%	0,83%	-0,53	25	2,06	2,79	0,6035
	0, 10	-2,86%	0,87%	-3,29	25	2,06	2,79	0,0030
	0, 1	-2,75%	0,37%	-7,39	25	2,06	2,79	0,0000
	2, 10	-0,12%	0,79%	-0,15	25	2,06	2,79	0,8837
Nagyon rossz hír	-10, 10	-6,63%	1,60%	-4,15	14	2,14	2,98	0,0010
	-10 -1	-2,26%	1,10%	-2,05	14	2,14	2,98	0,0597
	0, 10	-4,37%	1,16%	-3,78	14	2,14	2,98	0,0020
	0, 1	-6,03%	0,49%	-12,24	14	2,14	2,98	0,0000
	2, 10	1,66%	1,05%	1,59	14	2,14	2,98	0,1339

12. táblázat: Az S&P 500 IT indexből vett minta kumulatív átlagos abnormális hozamai és ezen hozamok szórásai, tesztstatisztikák, kritikus értékek és p -értékek az öt hírcsoport, és különböző időintervallumok esetén.

A jelentéseket megelőző 10 napos (-10,-1) intervallumon csak a semleges hírek csoportjában találunk szignifikáns abnormális hozamot. A vállalati jelentéseket követő gyors ár-reakció utáni időszak a (2,10) intervallumon nem mutat szignifikáns abnormális hozamokat, azaz nem alakul ki trend a jelentést követő napokban (szemben az S&P 500 esetén tapasztalttal itt nincs árkorrekció a nagyon jó hírek csoportjában).

Összefoglalva a bemutatott eredményeket:

- Az S&P 500 és az S&P 500 IT indexek esetében a teljes eseményablak $(-10,10)$ intervallumán szignifikáns kumulált abnormális hozamokat találunk a nagyon jó, a rossz, a semleges és a nagyon rossz hírek esetén, viszont a jó hírek esetében nincs szignifikáns kumulált abnormális hozam. A kumulált abnormális hozamok iránya és szintje, valamint a tapasztalt meglepetés iránya és nagysága között pozitív kapcsolat figyelhető meg eltolódással a negatív ár-reakciók irányába, mivel míg a nagyon jó hírek csoportjában az S&P 500 esetén $+0,77\%$ a kumulált abnormális hozam, addig a semleges hírekhez már $-1,08\%$ -os negatív kumulált abnormális hozam társul, a rossz és nagyon rossz hírcsoportokhoz pedig $-3,27\%$ és $-1,73\%$. Feltételezhetően a tapasztalt szignifikáns ár-reakciók mögött az húzódik meg, hogy a 2008-as nagy világgazdasági sokkot követő gazdasági felívelést jellemző emelkedő részvényárakkal leírható trendben a piaci szereplők vállalatok jelentéseivel szembeni elvárásai magasan vannak és még a $\pm 1\%$ -os sávba eső EPS-meglepetéseket is negatív hírként értékelik. Az S&P 500 IT index esetében a kumulált abnormális hozamok szintje magasabb az S&P 500 indexnél látottnál a nagyon jó hírek, a semleges hírek, és a nagyon rossz hírek csoportjában, míg hozzávetőleg azonos a mértéke a jó és a rossz hírek esetén.
- A $(0,1)$ intervallumon mindkét index esetében és mindegyik hírcsoportban a meglepetés irányának megfelelő szignifikáns kumulált abnormális hozamokat találunk. A semleges hírek esetén a befektetői csalódottságnak betudható negatív hozam ezen az intervallumon is jelen van, és kivételt jelent az S&P 500 IT index jó hírcsoportja, ahol 0-tól nem különbözik szignifikánsan a kumulált abnormális hozam.
- A vállalati eredmények közzétételekor megfigyelhető azonnali és szignifikáns ár-reakciót követő időszak a $(2,10)$ intervallumon csak az S&P500 index nagyon jó hírek csoportjában mutat szignifikáns kumulált abnormális hozamot, ugyanakkor annak iránya a bejelentés irányával ellentétes. Azaz szignifikáns árkorrekció, nem pedig a bejelentés hatására kialakult trend az, amit megfigyelhetünk. Az S&P500 semleges és rossz hírek csoportjai, illetve az S&P500 IT index minden csoportjának esetében ezzel szemben nem találunk szignifikáns abnormális hozamokat ezen az időtávon, tehát az új információ már

a bejelentést követő napon szinte teljesen beárazódik. Így az elemzés összességében azt támasztja alá, hogy a kiválasztott mintában lévő részvények piaca közepesen hatékony.

- Az 1-es hipotézis első állítását elfogadjuk:
- A vállalatok profitabilitásában jelentkező meglepetés iránya és nagysága határozza meg azt, hogy hogyan módosulnak a részvényárfolyamok a bejelentés hatására. Ugyanakkor eltolódás figyelhető meg az egyes hírcsoportok esetén érzékelt kumulált abnormális hozamok szintjében és irányában a negatív árreakciók irányába, mivel szignifikáns pozitív hozam csak a nagyon jó hírek csoportjában jelentkezik, míg a jó hírek csoportjában már nincs 0-tól szignifikánsan különböző hozam, míg a semleges hírek csoportjában már negatív kumulált abnormális hozamokat látunk, ám a rossz és nagyon rossz hírek csoportjában annak mértéke meghaladja a semleges csoportnál tapasztaltat.
- Az 1-es hipotézis második állítását elvetjük: az új információ hatása a bejelentést követő kereskedési napokon már nem figyelhető meg és nem alakul ki a meglepetés irányának megfelelő trend.

2.1.5. Különbözőségeik az EPS meglepetés hatásában

A második hipotézisünk tesztelését tartalmazza ez az alfejezet. Ezen hipotézis szerint a technológiai szektorban nem azonosak a meglepetés hatására megfigyelhető kumulatív átlagos abnormális hozamok a másik minta értékeivel, és a technológiai részvények esetén nagyobb a nullától való eltérés. Ezt a feltételezést arra alapoztuk, hogy vélhetően bizonytalanabb az iparágban a vállalatok értékelése, így a részvény piaci ára ideiglenesen távolabb kerülhet az indokolt valós értékétől, illetve az EPS-tény adatok valószínűleg nagyobb szórást mutatnak az elemzői konszenzusoktól.

Annak tesztelésére, hogy a két minta hírcsoportjaiban a kumulatív átlagos abnormális hozamok egymástól szignifikánsan különböznek-e kétmintás t -próba használható. A két független mintás próbák módszertani részleteit, tesztstatisztikáinak számításait Hunyadi és Vita (2008) könyvének 7. fejezete alapján végeztük.

A két minta varianciái statisztikailag eltérőnek bizonyultak, így a kétmintás t -próbát a $(-10,10)$ intervallumon mért kumulatív abnormális hozamokra alkalmazzuk. Ez esetben a következő hipotézispárt vizsgáljuk:

$$H_0: \overline{CAR}_{SP}(-10,10) = \overline{CAR}_{SPIT}(-10,10) ,$$

$$H_1: \overline{CAR}_{SP}(-10,10) \neq \overline{CAR}_{SPIT}(-10,10) ,$$

ahol az alsóindexek az adott részvényindexből vett mintára utalnak, és ebben az esetben is páronként hasonlítjuk össze a pozitív, illetve negatív EPS jelentések kategóriáit. Ebben az esetben a t -statisztikák az alábbi képlet segítségével számolhatók ki:

$$t = \frac{\overline{CAR}_{SP}(-10,10) - \overline{CAR}_{SPIT}(-10,10)}{\sqrt{s_{SP}^2/N_{SP} + s_{SPIT}^2/N_{SPIT}}} ,$$

ahol N_{SP} és N_{SPIT} a megfelelő indexek vizsgált kategóriájában lévő elemszám.

	t -stat	szabadságfok	$t_{0,975}$	$t_{0,995}$	p
Nagyon Jó hír	-37,08	726,1	-1,96	1,96	0,0000
Jó hír	-1,66	338,6	-1,97	1,97	0,0971
Semleges hír	8,09	131,1	-1,98	1,98	0,0000
Rossz hír	0,10	46,6	-2,01	2,01	0,9234
Nagyon Rossz hír	11,63	15,2	-2,13	2,13	0,0000

13. táblázat: Az S&P 500 és az S&P 500 IT indexből vett minták kumulatív átlagos abnormális hozamai közötti eltérés t -statisztikái az öt hírcsoport esetén a $(-10,10)$ intervallumon.

A 13. táblázat t -statisztikái alapján a nullhipotézist elutasítjuk, a nagyon jó, a nagyon rossz és a semleges hírek csoportjaiban szignifikáns eltérés mutatkozik az S&P500 és S&P500 IT indexek negyedéves jelentéseket övező kumulált abnormális hozamai között a szokásos szignifikancia szinteken, és az S&P500 IT hírcsoportjaiban nagyobb a kumulált abnormális hozamok mértéke a két index közül. A jó, illetve a rossz hírek csoportjában nincs érdemi különbség a tapasztalt abnormális hozamok nagyságában a két index között. A jó hírek csoportjával kapcsolatban ez nem meglepő fejlemény annak tükrében, hogy mindkét esetben 0-tól szignifikánsan nem eltérő hozamokat láttunk az

elemzés korábbi részében ebben a hírcsoportban, illetve, ha figyelembe vesszük, hogy a negatív ár-reakciók irányába történő eltolódás miatt ez a hírcsoport számít az origónak a hírcsoportok között. A rossz hírek csoportjában talált kumulált abnormális hozam szintbeli egyezésére ugyanakkor nem rendelkezünk magyarázattal. Az eredmények alapján összességében elfogadjuk a fejezetben megfogalmazott 2-es hipotézist arról, hogy a technológiai szektorban erőteljesebb a meglepetés hatása az árfolyamokra az általános részvénytőzsdénél tapasztaltnál viszonyítva.

2.2. A MAGYAR ABSZOLÚT HOZAMÚ BEFEKTETÉSI ALAPOK HOZAMAINAK ELEMZÉSE AZ MBTM-EK SEGÍTSÉGÉVEL, ÉS A HOZAMMANIPULÁCIÓ NYOMAINAK KIMUTATÁSA

Ebben a fejezetben saját számításokon mutatjuk be magyarországi abszolút hozamú befektetési alapok értékelését, és a hozammanipuláció nyomainak kimutatását új eredményként, mivel nem ismerünk példát a hozammanipuláció nyomainak kimutatásra a szakirodalomban magyar befektetési alapok esetén. A fejezetben leírtak két cikkünkéből, (Rácz 2019a, 2019b) merítettek sokat.

Az alábbi új eredményeink születtek az elemzésünk során:

- 1) A Sharpe-ráta eredményeit összevetettük az MBTM eredményeivel és a rangkorreláció alapján kimutattuk bizonyos mértékű hozammanipulációnak a nyomait.
- 2) Új eredményként bemutattuk a különféle MBTM-verziók közötti érték és rangsor béli különbségeket, és azok lehetséges okát.
- 3) Újításként javasoljuk a pontossága miatt az Ingersoll et al. (2007)-féle MBTM alkalmazását a Brown et al. (2010)-féle MBTM-el szemben mind a teljesítmény értékeléshez, mind a Kétkedési Hányados számításához.
- 4) Elemeztük az MBTM-re épülő Kétkedési Hányados jelzőképességét a hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések feltárásában, valamint viszonyulását az alternatív módszerekhez, a Torzítási Rátához, és a Diszkontinuitás-elemzéshez.
 - i. A Kétkedési Hányadosnak a szakirodalomban megfigyelt, az alternatív hozammanipulációt kimutató módszerekkel való szoros átfedésével (Brown et al. (2010) alapján 80%-os egyezés) szemben az elemzett mintákon felemás eredmények születtek, mivel az alternatív módszerek a 31 befektetési alapból 10 esetben jeleztek anomáliát, azaz hozammanipulációt nagy valószínűséggel, míg a Kétkedési

Hányados csak 4 befektetési alapot jelölt meg gyanúsnak. Előbbi esetben 4, utóbbi esetben 1-esetben találtuk jelét Diszkontinuitásnak is a 0 körüli kockázattal korrigált hozamokban.

- ii. Összességében tehát az eredményeink szerint a Torzítási Ráta jobb előszűrő eszköznek bizonyult a hozammanipuláció részletesebb elemzéséhez (pl. Diszkontinuitás-elemzéssel), mint a Kétkedési Hányados.
- iii. Mindössze egy befektetési alap, a Concorde Citadella esetében tűntek megalapozottnak a gyanús jelzések a befektetési politikák és a befektetési alapkezelőkkel folytatott interjúk alapján, és ezt az alapot mind a Kétkedési Hányados, mind a Torzítási Ráta megjelölte. Ezen alap esetében megalapozottnak tűnik az időnként szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás megléte a befektetési politika ismeretében.

2.2.1. Az elemzés elvégzéséhez szükséges elemek kezelése

Ebben az alfejezetben bemutatjuk az elemzéshez szükséges elemek kezelését, valamint az MBTM számításának lépéseit az Ingersoll et al. (2007), valamint a Brown et al. (2010) képletének alkalmazásakor.

31 olyan befektetési alapot választottunk ki az elemzés számára (lásd 14. táblázat), amelyek az abszolút hozamú befektetési alapok kategóriájába tartoznak, magyar forintban vannak denominálva, van legalább 7 éves folyamatos kereskedési múltjuk, és a hozamadataik elérhetőek a BAMOSZ (Befektetési Alapkezelők és Vagyonkezelők Magyarországi Szövetsége) honlapján⁶. Az elemzési periódusnak a 2010.04.28. és 2017.04.27. közötti időszakot választottuk, amely 55 056 napi hozamot ölelt fel.

⁶ <http://www.bamosz.hu/>

Sorszám	Alap neve	Alap ISIN kódja
1	Aberdeen Diversified Growth Alapok Alapja I	HU0000704556
2	AEGON Alfa	HU0000703970
3	Aegon MoneyMaxx A	HU0000703145
4	Aegon ÓzonMaxx	HU0000705157
5	AEGON Smart Money	HU0000708169
6	Budapest Kontroll Alap A	HU0000702741
7	Citadella Származtatott	HU0000707948
8	Concorde Columbus	HU0000705702
9	Concorde PB2	HU0000704705
10	Concorde Rubicon	HU0000707252
11	Concorde VM	HU0000703749
12	Erste DPM Alternatív	HU0000705314
13	Erste Multistrategy Abszolút Hozamú Alapok Alapja	HU0000705322
14	Generali IPO	HU0000706791
15	Generali Spirit	HU0000706833
16	Generali Titanium Abszolút Alapok Alapja	HU0000706817
17	OTP Abszolút Hozam A	HU0000704457
18	OTP EMDA	HU0000706361
19	OTP G10 Euro A	HU0000706221
20	OTP Supra	HU0000706379
21	OTP Új Európa Alap A	HU0000705827
22	Platina Alfa	HU0000704648
23	Platina Beta	HU0000704655
24	Platina Delta A	HU0000704671
25	Platina Gamma	HU0000704663
26	Platina Pí A	HU0000704689
27	Raiffeisen Hozam Prémium Alap A	HU0000703699
28	Raiffeisen Index Premium	HU0000703707
29	Raiffeisen Private Pannonia Alapok Alapja A	HU0000705231
30	Sovereign PB Származtatott	HU0000707732
31	Takarek Invest Abszolút Hozamú Alap	HU0000707997

14. táblázat: A kiválasztott abszolút hozamú alapok.

A kockázatmentes hozam (r_f) kezelése

Kockázatmentes hozamnak az RMAX index referencia hozamának alakulását használtuk, mivel ez a rövidlejáratú állampapírhozam nem csak kockázatmentesnek tekinthető, de jól tükrözi az elemzett időszakban a kockázatmentes hozam lényeges változásait is, és a mintában elemzett befektetési alapok többsége ezt tekinti a kockázatmentes referencia hozamnak. A Sharpe-rátához a teljes időszakra számított átlaghozamot használtuk, amire évesített 4,67% adódott. Az MBTM számításához a RMAX index referencia hozamának napi változásait vettük figyelembe. Az adott időszaki napi folytonosan számított kockázatmentes hozam kiszámításához arányosítani

kell RMAX index évesített referencia hozamáról napi hozamra, 250 kereskedési nappal számolva az alábbi képlet szerint:

$$r_{ft(folytonos)} = \frac{\ln\left(\frac{1+r_{ft}}{1}\right)}{250} \quad .$$

Az alapok hozamainak (r_t) kezelése

A BAMOSZ honlapjáról a napi árfolyam adatokat letöltve az alábbi képlettel lehet meghatározni a napi loghozamokat:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad .$$

Az MBTM értékének meghatározása Ingersoll et al. (2007) képletének segítségével

Az Ingersoll et al. (2007) által definiált MBTM (Lásd (14)) értékének meghatározását el kell végezni $\rho = 2$, $\rho = 3$ és $\rho = 4$ esetben is. Mindhárom esetben első lépésben az adott időszaki hozam kockázatmentes hozam feletti többletét $1-\rho$ -adik hatványra kell emelni, így a hozamarányt a kockázattal korrigálni:

$$\text{Kockázattal korrigált többlethozam} = \left(\frac{1+r_t}{1+r_{ft}}\right)^{1-\rho} \quad .$$

Majd a kockázattal korrigált többlethozamok teljes időszakra számított átlagának vesszük a logaritmusát, és elosztjuk $1-\rho$ -val.

$$\frac{1}{(1-\rho)} \ln\left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \text{Kockázattal korrigált többlethozam}_t\right)$$

Utolsó lépésként évesítjük a napi hozamokra számított $\hat{\theta}$ értékét, 250 kereskedési nappal felszorozva.

$$\hat{\theta}_{Ingersoll} = \frac{1}{\Delta t} \hat{\theta}_{napi} \quad .$$

$\hat{\theta}$ a befektetési alap kockázattal korrigált többlethozamára ad becslést. Másképpen egy adott $\hat{\theta}$ a portfóliónak az az értékszáma, amely megegyezik egy kockázatmentes

eszköznek a folytonos hozamszámítással számított és évesített hozamával, ami $\hat{\theta}$ értékével haladja meg a kockázatmentes hozamot.

Az MBTM értékének meghatározása Brown et al. (2010) képletének segítségével

A Brown et al. (2010) által definiált megközelítésben az MBTM felírható a többlethozam átlagának és a többlethozam mintából számított varianciájának a különbségeként, ahol a varianciának az együtthatója $(1-\rho)/2$:

$$\hat{\theta}(\rho) = \frac{1}{\Delta t} \left[\bar{x} + \frac{1-\rho}{2} (s_x^*)^2 \right] . \quad (15)$$

Az MBTM tehát felírható a többlethozam átlagának és a többlethozam mintából számított varianciájának a különbségeként.

Így az MBTM Brown et al. (2010) kiszámításához első lépésben ki kell számítani a többlethozam átlagát, amit úgy kaphatunk meg, ha kiszámítjuk a befektetési alap napi hozamának és a kockázatmentes hozam arányának logaritmusát minden napra.

$$\text{Többlethozam} = \ln \left(\frac{1 + r_t}{1 + r_{ft}} \right) .$$

Ezután a teljes időszakra vesszük ezek átlagát:

$$\bar{x} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \text{Többlethozam}_t .$$

A Brown et al. (2010)-féle megközelítésben a másik építő elem a többlethozam mintából számított varianciájának kiszámítása.

Végül a háromféle ρ -ra (2, 3 és 4) kiszámítjuk a két érték különbségét, ahol a szórásnégyzet együtthatója $(1-\rho)/2$. Az így kapott napi $\hat{\theta}$ érték évesítéséhez a 250 kereskedési nappal felszorozva évesített hozamra arányosítunk

$$\hat{\theta}_{Brown} = \frac{1}{\Delta t} \hat{\theta}_{napi} .$$

2.2.2. A Sharpe-ráta és az Ingersoll et al. (2007)-féle MBTM rangsorolásának összevetése

Ebben az alfejezetben a Sharpe-rátához, mint *klasszikus* mutatószámhoz viszonyítva a rangkorreláció értékeiben megmutatkozó eltérések segítségével keressük a hozammanipuláció jeleit. A Sharpe-rátákat különféle kockázatelutasítási együtthatók mellett számított MBTM-ekhez hasonlítottuk. A rangkorrelációk viszonylag magas értéket vettek fel a 0,76-0,82-es sávban, ami ugyan magasabb a nemzetközi példákban látott 0,7 körüli értékeknél, de még mindig jelez annyi eltérést a klasszikus mutatószámokhoz viszonyítva, amelyet okozhat valamilyen szintű hozammanipuláció vagy hozamsimítás.

A rangkorreláció értékei arra utalnak, hogy van néhány alap, amelyek esetében komoly eltérés van a Sharpe-ráta szerinti rangsorolás és az MBTM szerinti rangsorolás, különösen 4-es kockázatelutasítás mellett (MBTM(4)):

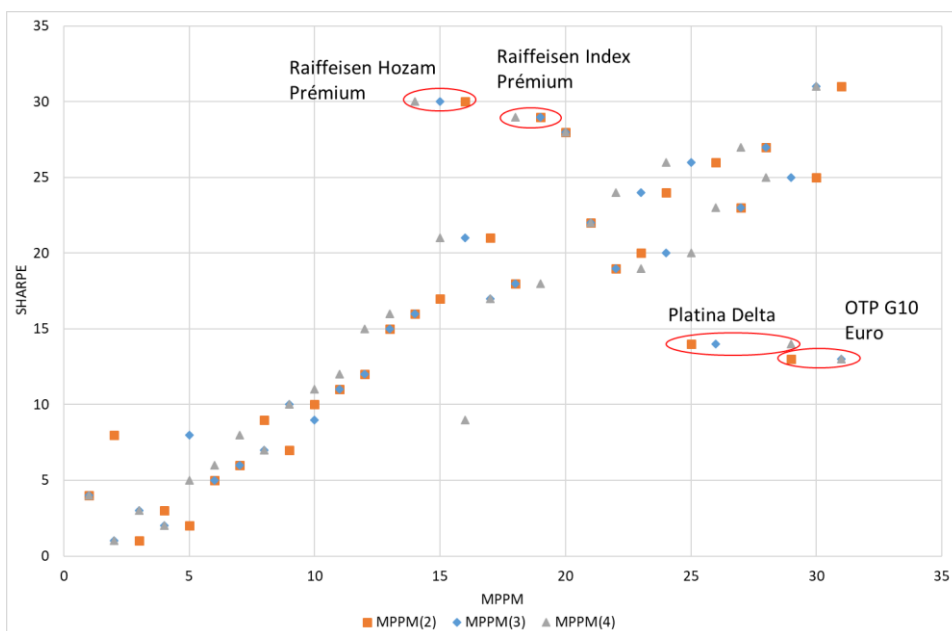
- Az OTP G10 Euro tizenharmadik a Sharpe-ráta alapján, de csak harmincegyedik az MBTM(4) által rangsorolva,
- A Platina Delta tizennegyedik a Sharpe-ráta szerint, de csak a huszonkilencedik az MBTM(4) alapú rangsorban,
- A Raiffeisen Index Prémium huszonnyolcadik a Sharpe-alapú rangsorban, ám huszadik az MBTM(4) szerint,
- A Raiffeisen Hozam Prémium huszonkilencedik a Sharpe-ráta alapján rangsorban, viszont tizennyolcadik az MBTM(4) szerinti rangsorolásban.

Sharpe-MBTM(2)	0,8202
Sharpe-MBTM(3)	0,8024
Sharpe-MBTM(4)	0,7617

15. táblázat: Rangkorrelációk a Sharpe-ráta és az MBTM között különböző kockázatelutasítási együtthatókra.

A 3-as kockázatelutasítási együtthatóval számított MBTM alapján legjobbnak és legrosszabbnak rangsorolt öt befektetési alap értékelése

Az MBTM-szerint legjobbnak, valamint legrosszabbnak rangsorolt befektetési alapokat elemezve azt látjuk, hogy az MBTM-rangsorolás stabilnak mondható, mivel a különböző kockázatelutasítási együtthatókra közel azonos eredményeket ad – a rangkorreláció az MBTM különböző kockázatelutasítási együtthatóval számolt verziói között nagyon magas értékeket mutat a 0,97-0,99 tartományban. Ahogy a 16. táblázatban látható, a Sharpe-ráta és az MBTM alapú rangsorolás nagyobb eltérést mutat az MBTM(3) alapján legrosszabbnak értékelt alapok esetén, mint az MBTM(3) szerinti legjobbnak értékelt alapok esetében. Ennek leginkább az OTP G10 Euro alap az okozója, mert ahogy a 4. ábra kapcsán látszik, a Sharpe-ráta szerint tizenharmadik a sorban, míg az MBTM(3) alapján csak a harmincegyedik.



4. ábra: A Sharpe-ráta és az MBTM rangsorolásának összehasonlítása különböző kockázat-elutasítási együtthatók mellett.

A Citadella Származtatott, Platina Pí, Platina Alfa rendre második, harmadik, negyedik az MBTM szerint, és rendre első, harmadik és második a Sharpe-ráta alapján. Ugyanakkor érdekes látni, hogy ezen befektetési alapok részesei a vizsgált alapok között a top 5 legmagasabb Kétkedési Hányados értékekkel bírók csoportjának. Bár a vizsgált alapok esetében a legmagasabb Kétkedési Hányadosok a 30-50-es sávban kerülnek el, amely egyáltalán nem számít kiugró értéknek, de az látható, hogy az MBTM nem változik jelentősen a különböző kockázatelutasítási együttthatókra néhány alap esetében, azaz az implikált kockázatelutasítás relatíve magas.

A Concorde Rubicon első helyen rangsorolt a 3-as kockázatelutasítási együttthatóval számított MBTM szerint és negyedik a Sharpe-ráta rangsorában, míg az OTP Supra ötödik az MBTM rangsorában és nyolcadik a Sharpe-ráta alapján. Brown et al. (2010) szerint az MBTM a többlethozam átlagának és varianciájának a különbsége, és így kevésbé bünteti a szórást, mint a Sharpe-ráta. A Concorde Rubicon és az OTP Supra mind a legjobb ötbe tartozik az MBTM rangsorában, pedig az egyik legmagasabb szórással rendelkeznek a vizsgált mintában (huszonnegyedik és huszonnyolcadik legkevesbé biztonságosak a 31 befektetési alapból, ami azt jelenti, hogy csak hét, illetve három olyan alap van, aminek még ezeknél is magasabb a szórása).

Legjobb 5 MBTM(3) alapján	Concorde Rubicon	Citadella	Platina Pí	Platina Alfa	OTP Supra
Átlagos hozam	10,84	4,00	9,40	9,21	13,36
rangsor	3	4	5	6	2
Hozam szórás	7,39	4,47	4,67	4,19	15,19
Hozam szórás rangsor	24	12	14	10	28
Sharpe-ráta	0,84	1,10	1,01	1,08	0,57
Sharpe-ráta rangsor	4	1	3	2	8
MBTM(2)	0,0549	0,0477	0,0454	0,0441	0,0513
MBTM(3)	0,0522	0,0467	0,0443	0,0432	0,0386
MBTM(4)	0,0495	0,0457	0,0432	0,0424	0,0259
Kételkedési Hányados	22,16	49,81	43,68	52,43	6,04
Kételkedési Hányados rangsor	26	30	28	31	21
MBTM(2) rangsor	1	3	4	5	2
MBTM(3) rangsor	1	2	3	4	5
MBTM(4) rangsor	1	2	3	4	7
Legrosszabb 5 MBTM(3) alapján	OTP G10 Euro	Sovereign PB	Generali Spirit	Multistrategy	Generali Titanium
Átlagos hozam	7,03	-1,17	0,45	0,79	1,33
rangsor	9	31	30	29	28
Hozam szórás	22,07	5,76	6,95	5,60	6,96
Hozam szórás rangsor	31	17	21	16	22
Sharpe-ráta	0,11	-1,01	-0,61	-0,69	-0,48
Sharpe-ráta rangsor	13	31	25	27	23
MBTM(2)	-0,0477	-0,0625	-0,0481	-0,0421	-0,0393
MBTM(3)	-0,0719	-0,0644	-0,0505	-0,0437	-0,0418
MBTM(4)	-0,0961	-0,0663	-0,0529	-0,0453	-0,0443
Kételkedési Hányados	0,03	-30,76	-17,66	-24,79	-13,99
Kételkedési Hányados rangsor	17	4	8	6	9
MBTM(2) rangsor	29	31	30	28	27
MBTM(3) rangsor	31	30	29	28	27
MBTM(4) rangsor	31	30	28	27	26

16. táblázat: Az MBTM alapján legjobbnak és legrosszabbnak rangsorolt alapok tulajdonságai.

2.2.3. A hozammanipuláció, hozamsimítás nyomainak kimutatása különböző módszerekkel

Ebben az alfejezetben a hozammanipuláció, hozamsimítás vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás nyomait keressük különféle módszerekkel, a Kételkedési Hányados, a Torzítási Ráta, valamint a Diszkontinuitás-elemzés segítségével kiszűrve azokat a befektetési alapokat, amelyek esetében a legmagasabb a valószínűsége ezeknek.

A magas Kételkedési Hányadossal rendelkező befektetési alapok elemzése

A Kételkedési Hányados és a Sharpe-ráta segítségével a csoportátlagtól vett eltérésük alapján a hozammanipulációval vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítással legvalószínűbben „gyanúsítható” befektetési alapok csoportját azonosítjuk. Brown et al. (2010) szerint a Kételkedési Hányados 150 körüli értéke már a lehetséges teljesítménymanipuláció, hozamsimítás vagy szuboptimális befektetési döntések jele. Az 5 legmagasabb Kételkedési Hányadossal rendelkező alapot láthatjuk a 17. táblázatban:

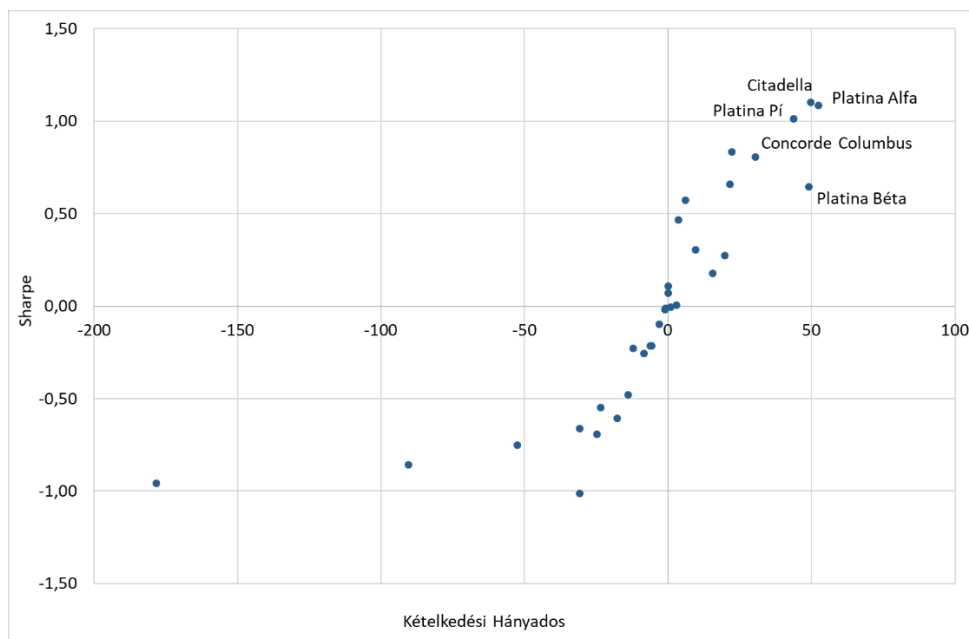
- Platina Alfa,
- Citadella Származtatott,
- Platina Béta,
- Platina Pí,
- Concorde Columbus.

A Kételkedési Hányados az 30-50-es sávban marad még ezen alapok esetében is, ami messze elmarad a gyanús jelzésnek számító 150-körüli értékektől, így ezen módszer alapján nem találtuk egyértelmű nyomát hozammanipulációnak, vagy szuboptimális befektetési döntéseknek.

	Platina Alfa	Citadella	Platina Béta	Platina Pí	Concorde Columbus
Átlagos hozam	9,21	9,61	6,46	9,40	8,93
Átlagos hozam rangsor	6	4	11	5	7
Hozam szórás	4,19	4,47	2,78	4,67	5,30
Hozam szórás rangsor	10	12	6	14	15
Sharpe-ráta	1,08	1,10	0,65	1,01	0,80
Sharpe-ráta rangsor	2	1	7	3	5
MBTM(2)	0,04412	0,04774	0,01818	0,04537	0,03981
MBTM(3)	0,04324	0,04674	0,01779	0,04429	0,03841
MBTM(4)	0,04237	0,04574	0,01740	0,04320	0,03701
Kételkedési Hányados	52,43	49,81	49,18	43,68	30,44
Kételkedési Hányados rangsor	31	30	29	28	27
MBTM(2) rangsor	5	3	9	4	6
MBTM(3) rangsor	4	2	8	3	6
MBTM(4) rangsor	4	2	8	3	5

17. táblázat: A legmagasabb Kételkedési Hányadossal rendelkező alapok tulajdonságai.

Érdekességnek nevezhetjük azt, hogy a legmagasabb 5 Kételkedési Hányadossal rendelkező alapból négy, egyben a 7 legmagasabb Sharpe-rátával rendelkező alap is, illetve az MBTM szerint is a legjobban teljesítő 8 alap közé tartozik közülük. Így mindezeket figyelembe véve nem állíthatjuk azt sem, hogy hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések okoznák ezen öt alap kiváló Sharpe-ráta eredményét és rangsorát.



5. ábra: A legmagasabb Kételkedési Hányadossal rendelkező alapok elemzése.

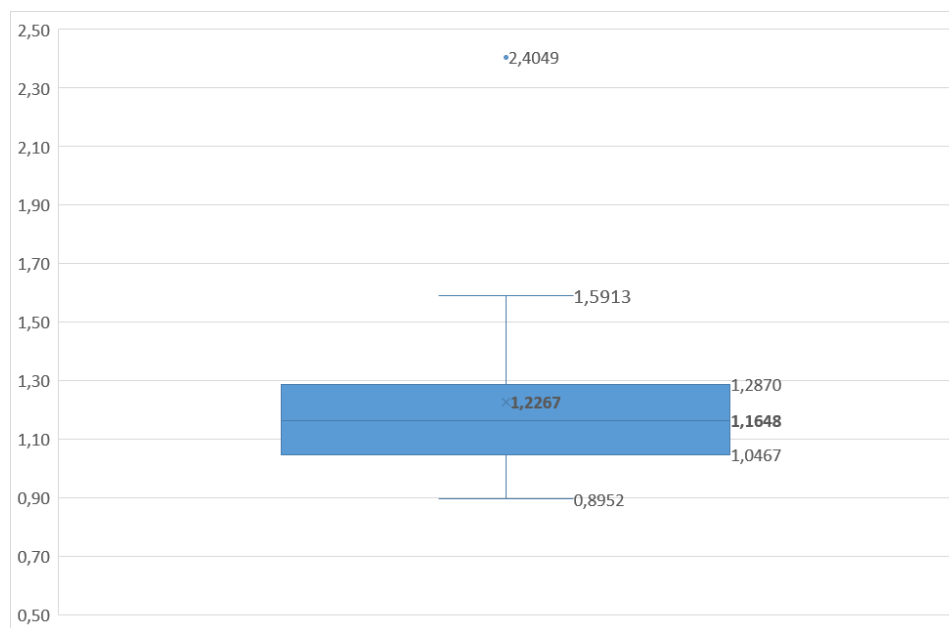
Ugyanakkor a Sharpe-ráta-Kételkedési Hányados térben tekintve (lásd 5. ábra) ezen 5 befektetési alap outliernek tűnik a kiugró értékeivel a többi megfigyelt befektetési alaphoz képest, így legalábbis indokoltnak tűnik az óvatosság és további vizsgálatok végzése az esetükben.

A hozammanipuláció kimutatása a Torzítási Ráta segítségével

Alternatív technikaként a Torzítási Ráta értékeit is kiszámítottuk, hogy biztosabb képet kapjunk az esetlegesen hozamsimítást, hozammanipulációt vagy egyéb szuboptimális befektetési döntések miatti torzulást mutató befektetési alapokról. Mivel az elemzett befektetési alapok alapvetően a kockázatmentesnek tekintett RMAX-hozamot kívánják meghaladni, valamint közülük több befektetési alapra is jellemző lehet, hogy a kínálkozó befektetési lehetőségek felbukkanásáig kockázatmentes kötvénytípusú pozíciókban tartják a befektetéseiket, ezért jogos feltételezés, hogy nem a 0%-os hozam meghaladása körül van esély anomáliák felfedezésére, hanem az RMAX-index aktuális időszaki hozamai körül (mivel a legtöbb elemzett befektetési alapunk ennek az indexnek a hozamát tekint benchmarknak). Ezen túl Abdulali (2006) is felhívja a figyelmet, hogy a Torzítási Ráta használata kevésbé megbízható olyan befektetési alapok vagy hedge fundok esetében, amelyek magas készpénzjellegű befektetésekkel rendelkeznek. Ennek

megfelelően a Torzítási Ráta értékeit a kockázatmentes hozammal (helyettesítőjeként az RMAX-index hozamával) időszakonként korrigált (mivel az RMAX-index időszaki hozamai is ingadozást mutatnak) hozamokra számítottuk ki. Ezen túl elvégeztük a számításokat a kockázatmentes hozammal csökkentett, valamint a TER-rel (Total Expense Ratio – teljes költségráta) növelt hozamokra is. A két korrekcióval végzett számítás között ugyanakkor nem mutatkozott érdemi különbség a rangsort és következtetéseket tekintve, így a továbbiakban az RMAX-index hozamaival korrigált hozamokra számított Torzítási Ráta értékeit, valamint az eredmények értelmezését prezentáljuk.

A Torzítási Ráta értékei nagyrészt az 1,047 és 1,29 kvartilisek között összpontosulnak (lásd 6. ábra). Az átlag 1,23, míg a medián 1,165, a legkisebb érték 0,895, míg a legnagyobb 2,4.



6. ábra: A Torzítási Ráta értékeinek megoszlása a vizsgált befektetési alapok esetében.

Abdulali (2006) szerint a Torzítási Rátát, mint az esetleges hozamsimítás vagy hozammanipuláció jelzőrendszerét, úgy érdemes használni, hogy az adott típusba tartozó befektetési alapok vagy hedge fundok közül azokat vetjük részletesebb vizsgálat alá, amelyek a csoport Torzítási Ráta medián értéke fölött helyezkednek el. Így Abdulali (2006) ajánlásait szigorúan követve a medián alapján 10, az átlag alapján 15 befektetési

alapot lenne érdemes további vizsgálatoknak alávetni a hozamsimítás, egyéb hozammanipuláció, vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzulás nyomait keresve.

Ha csak azokra a befektetési alapokra összpontosítunk, amelyek kiugró értékekkel bírnak a csoport többi tagjához képest, akkor az 1,38-nál magasabb Torzítási Rátájú befektetési alapokat érdemes vizsgálni, amely az alábbi 6 alap:

Torzítási Ráta:

1. Aegon ÓzonMaxx: 2,4
2. Aegon MoneyMaxx: 1,59
3. Erste DPM 1,54
4. Raiffeisen Hozam Prémium: 1,56
5. Aegon Smart Money: 1,42
6. Citadella Származtatott: 1,38

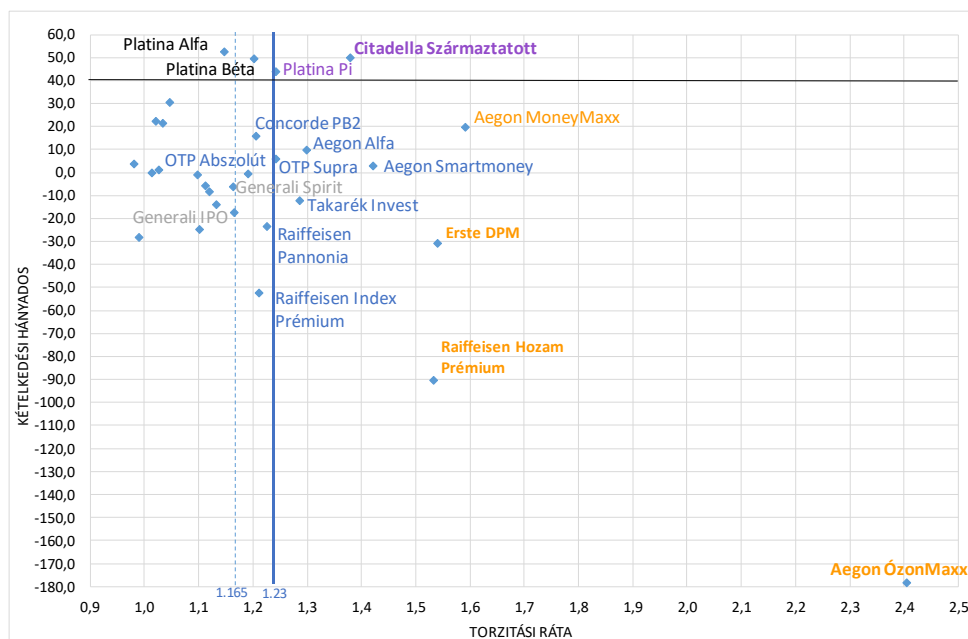
Fontos ugyanakkor megjegyeznünk, hogy bármelyik kritikus értéket is választjuk, önmagában a Torzítási Ráta alapján nem tudjuk teljes bizonyossággal kijelenteni, hogy a kritikus érték fölötti befektetési alapok biztosan hozammanipulációt alkalmaznak vagy biztosan szuboptimális befektetési döntéseik miatti torzulást mutatnak, csak azt, hogy a kockázatmentes hozammal korrigált eloszlásukban 0-körül az egy-egy szórásnyi intervallumban tapasztalható aránytalanság erősen felveti ennek a gyanúját.

A Kétkedési Hányados és a Torzítási Ráta összevetése, Diszkontinuitás-elemzés

Arra a kérdésre keressük a választ, hogy a Torzítási Ráta értékei és a Kétkedési Hányados értékei között milyen kapcsolat van, mennyiben fedik egymást a két módszer. Továbbá a Diszkontinuitás-elemzést felhasználva részletesebb értékelésnek vetjük alá a gyanúsnak előminősített befektetési alapok hozameloszlását (a Torzítási Rátához hasonlóan itt is az RMAX-index hozamaival korrigált hozamokat elemezve), hogy nagyobb bizonyossággal lehessen azonosítani a hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzulás jelenlétét. Az eredmények alapján a nemzetközi

tapasztalatok ellenére, a Kétkedési Hányados kevésbé bizonyult megbízható előjelző-eszköznek, mint a Torzítási Ráta.

Ha grafikonon ábrázoljuk a befektetési alapokat a Torzítási Ráta és a Kétkedési Hányados szerint, akkor megfigyelhetjük, hogy a kiugró értékek tekintetében milyen a kapcsolat (lásd 7. ábra).



7. ábra: A Torzítási Ráta és a Kétkedési Hányados értékeinek összehasonlítása.

Habár a Kétkedési Hányados esetében az értékek elmaradtak a Brown et al. (2010) által kritikus értéknek meghatározott 150-körű szintektől, így a mutató alapján egy befektetési alapról sem lehetett egyértelműen megállapítani a hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás fennállását, volt 4 befektetési alap, amely kiugró értékekkel bírt a Sharpe-rátát is figyelembe véve a megfigyelt többi befektetési alaphoz képest (lásd 5. ábra). Ezek közül a Platina Pi, és a Citadella Származtatott rendelkezik a mediánál is nagyobb Torzítási Ráta értékkel, így két módszer alapján is további elemzésre javasolt alapoknak tekinthetők a hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések lehetőségét tekintve (lásd 7. ábra, lila színű felirattal). Ugyanakkor az előbbi befektetési alap a Torzítási ráta alapján még nem üt el látványosan a többi befektetési alap értékeitől. Az 5. ábra kapcsán leírtak, valamint a 7. ábra alapján úgy értékeljük, hogy Platina Alfa és Platina Béta

befektetési alapokat csak a Kételkedési Hányados különbözteti meg a többi befektetési alaptól érdemben eltérő értékekkel (lásd 7. ábra, fekete felirattal), míg a Torzítási Ráta nem. Bár Abdulali (2006) átlag szabálya (lásd 7. ábra, 1,165-es érték szaggatott vonallal ábrázolva) alapján már indokolt részletesebb elemzésnek alávetni a Platina Béta alapot is a Torzítási Ráta alapján is.

Az Aegon ÓzonMaxx, Aegon MoneyMaxx, Erste DPM, és Raiffeisen Hozam Prémium narancssárga színű felirattal szerepelnek (7. ábra), mivel ezeknek az 1,53-nál nagyobb Torzítási Rátái a csoporttól lényegesen kiugró értékei szerint a Torzítási Ráta potenciális hozammanipuláltság vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítottság gyanújával különbözteti meg a többi befektetési alaptól, viszont a Kételkedési Hányados szerint nincsenek kiugró értékeik.

Abdulali (2006) alapján további vizsgálatnak érdemes alávetni azokat a befektetési alapokat, amelyeknek a Torzítási Ráta értékei meghaladják a megfigyelt csoport mediánját, amely esetükben az 1,23-as kritikus értéket, és 10 befektetési alapot jelent (míg, ha a Torzítási Ráta átlagát az 1,165-öt választjuk a kritikus értéknek, akkor 15 alapot). A befektetési alapok kockázatmentes hozammal (az RMAX-index hozamával) korrigált hozamainak a 0-körüli eloszlását vizsgáljuk a diszkontinuitás jeleit keresve, amelyek szintén a potenciális hozamsimítást tanúsíthatják. Elméletben, ha hozamsimítás, vagy az egyes illikvid eszközök kreatív értékelése áll a háttérben, akkor a közvetlenül 0 melletti pozitív és negatív hozamok gyakoriságát mutató oszlopokban/osztályokban aránytalanságot fedezhetünk fel a pozitív hozamok irányában.

Ennek megfelelően Diszkontinuitás-elemzés során a hisztogramok elkészítéséhez Bollen és Pool (2009)-t követve Silverman (1986) képletet használjuk:

$$h = 0,9 \min \left[\sigma ; \frac{Q3 - Q1}{1,34} \right] N^{-0,2} , \quad (18)$$

ahol h az osztályok szélessége, σ a hozamok szórása, N a megfigyelt hozamok száma, $Q3$ és $Q1$ pedig a megfelelő kvartilisek. Bollen és Pool (2009) alapján mind h meghatározásakor, mind a hisztogramok ábrázolásakor figyelmen kívül hagyjuk a kereken 0 hozamokat, mivel azok nem hozamsimítást jelentenek, hanem hiányzó adatokat, vagy a kereskedés hiányát.

A 0 melletti pozitív és negatív hozamok gyakoriságában megfigyelhető aránytalanságok elemzéséhez a hisztogramokon megfigyelhető eloszlások lefutása mellett alkalmazott statisztikai tesztünk során az egyes 0-körüli osztályközök gyakoriságának a normális eloszláshoz való illeszkedésének mérésére Bollen és Pool (2009), valamint Burgstahler és Dichev (1997) szerinti képletünk:

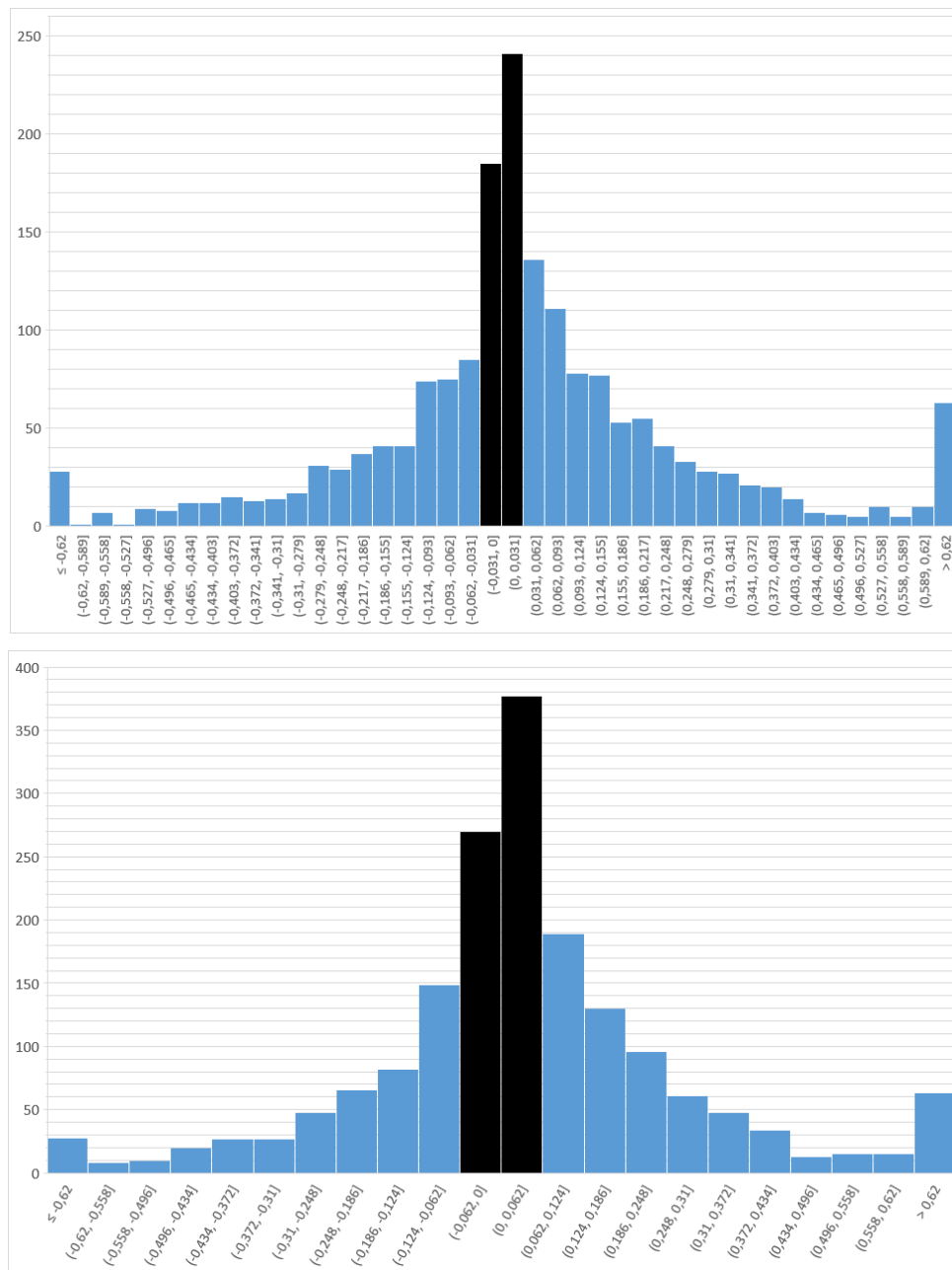
$$Z = \frac{f - Np}{\sqrt{Np(1 - p)}} \quad , \quad (19)$$

ahol f a megfigyelt gyakoriság az adott osztályközben, N a megfigyelések száma, p pedig az adott osztályköznek a várható értéke, amely az elemzésünk során a megfelelő momentumokkal rendelkező normális eloszlás eloszlásfüggvényéből számolt valószínűség.

Az elemzést azzal a két befektetési alappal kezdjük, amelyeket mind a Kételkedési Hányados, mind a Torzítási Ráta kirívóan gyanúsnak ítélt a hozammanipuláció vagy a szuboptimális befektetési döntések potenciális megléte szempontjából, ezek a Citadella Származtatott, valamint a Platina Pí befektetési alapok. Bollen és Pool (2009) elemzését követve mind a Silverman (1986) szerinti osztályszélességgel, mind annak kétszeresével is elkészítettük a hisztogramokat, feketével ábrázolva a 0-val szomszédos osztályokat az 8. ábrán.

A hisztogram megerősíti a 0-körüli diszkontinuitás meglétét a Citadella Származtatott alap esetében (lásd 8. ábra) és így a feltételezhető hozammanipulációt vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítást is, mivel mind a kisebb osztályszélesség, mind a kétszeres osztályszélesség esetén is jelentős a 0 melletti pozitív hozamok fölénye: 185-241 valamint 270-377 arányban. A normális eloszláshoz viszonyított tesztstatisztika értéke 12,81 a 0 melletti negatív és 19,12 a 0 melletti pozitív hozamok esetében Silverman (1986) osztályközszélességével számolva, amelyek minden szokásos szignifikancia szinten azt mutatják, hogy mindkét osztályköz esetében a tapasztalt gyakoriság nem követi a normális eloszlást, hanem jelentősen meghaladja azt (kritikus értékek 1,96 és 2,58). Ugyanakkor a 0 melletti pozitív hozamok sokkal inkább meghaladják a normális eloszlást, mint a 0 melletti negatív hozamok, a tesztstatisztika mintegy 1,5-szerese a negatív hozam esetében tapasztalt statisztikáénak.

2-szeres osztályköz szélességgel számolva a tapasztalt tesztstatisztika értékei 10,3-18,8, azaz az eltérés mintegy 1,8-szeres.



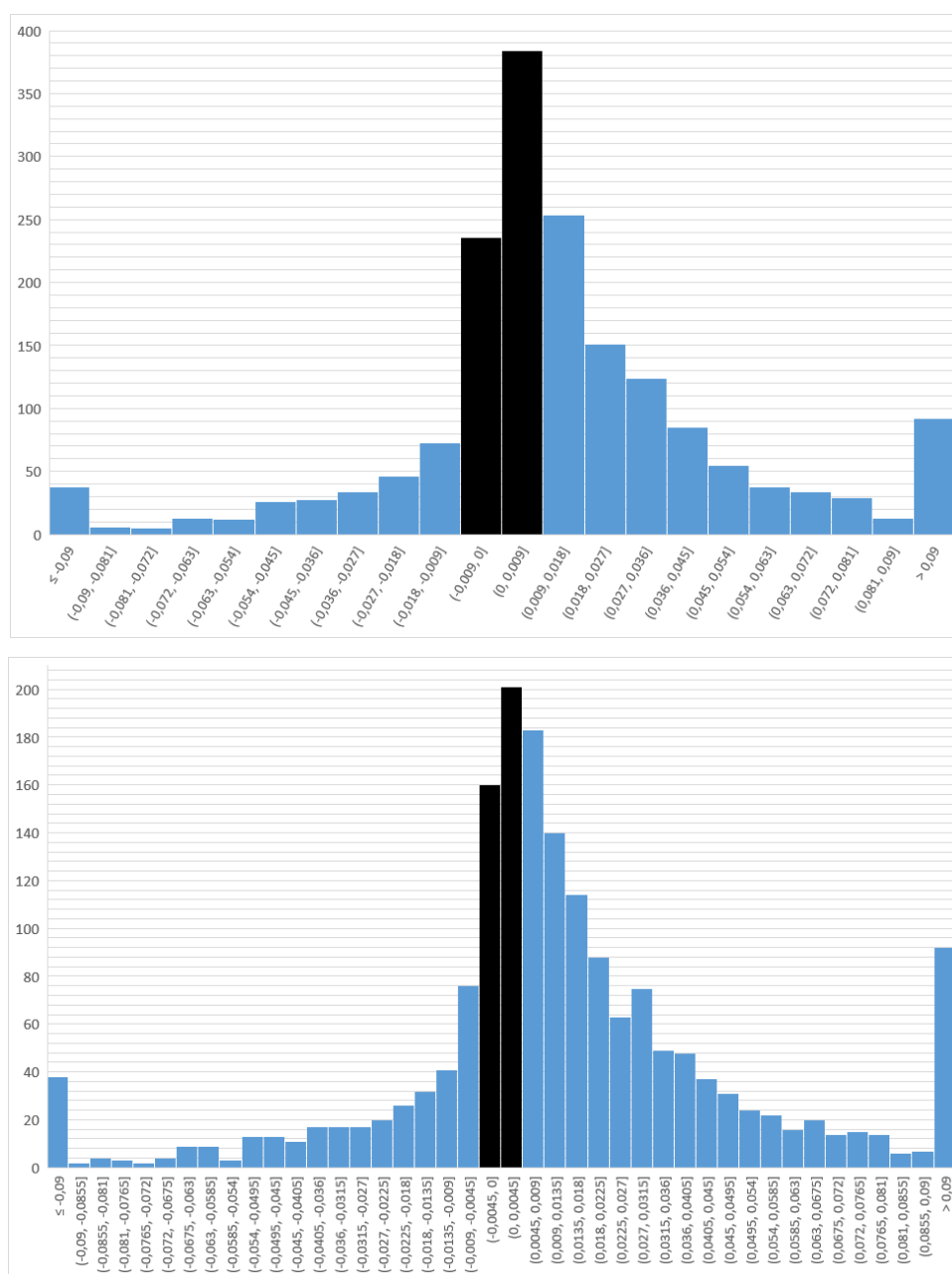
8. ábra: A Citadella Származtatott alap hozamainak 0-körüli diszkontinuitás-elemzése.

Bollen és Pool (2009), Brown et al. (2010) és Burgstahler és Dichev (1997) egyaránt azt találták, hogy a 0 melletti negatív hozamok szignifikáns negatív eltérést mutattak a várható értékükhöz képest, míg a pozitív hozamok pozitív irányban bizonyultak statisztikailag nagyobbak a várható értéküknél, alátámasztva azt a hipotézist, hogy a 0

melletti pozitív hozamok gyakorisága feltehetően manipuláció eredményeképpen lett megnövelve a 0 melletti negatív hozamok ellenében. Ezzel szemben az előbbi befektetési alap esetében azt találtuk, hogy a két osztályköz esetén tapasztalt eltérések irányában nincs különbség, ugyanakkor jelentős az eltérés a pozitív hozamok javára. Az eltérések nagyságrendjében megmutatkozó különbség tehát felhasználható számszerű jelzésként a diszkontinuitás meglétének megerősítésére a hisztogram lefutásának megfigyelése mellett.

A további 13 befektetési alapunk hisztogramjainak átvizsgálásakor azokra az esetekre fókuszáltunk, amelyekben a 0 melletti pozitív hozamok gyakorisága jelentősen nagyobb mértékben haladta meg a várható értékét, mint a 0 melletti negatív hozamok gyakorisága a saját várható értékét – hiszen, ha ez nem áll fenn, akkor értelemszerűen nem vádolható azzal a befektetési alap kezelője, hogy igyekezett a 0 körüli pozitív hozamok arányát mesterségesen feljavítani a 0 melletti negatív hozamok rovására. Ezen esetekben a tesztstatisztikák arányában az 1,3 körüli érték bizonyult vízválasztónak, amelynél nagyobb értékek esetén a hisztogram lefutása is a diszkontinuitás meglétét erősítette meg, míg az ennél kisebb értékű tesztstatisztika-hányadosok esetén a hisztogram lefutásában sincs egyértelmű jele a diszkontinuitásnak, így hozamsimításnak vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzításnak.

Az Aegon Ózonmaxx befektetési alap esetében is a potenciális hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás meglétére találunk nyomokat a hisztogram lefutását tekintve (lásd 9. ábra), mivel itt a 0-körüli közvetlen osztályok rendre 160-201 és 236-384. A tesztstatisztikák értékei pedig 15,2-20,7 és 13,6-27,7, azaz a tesztstatisztikák arányai 1,36 és 2,0.

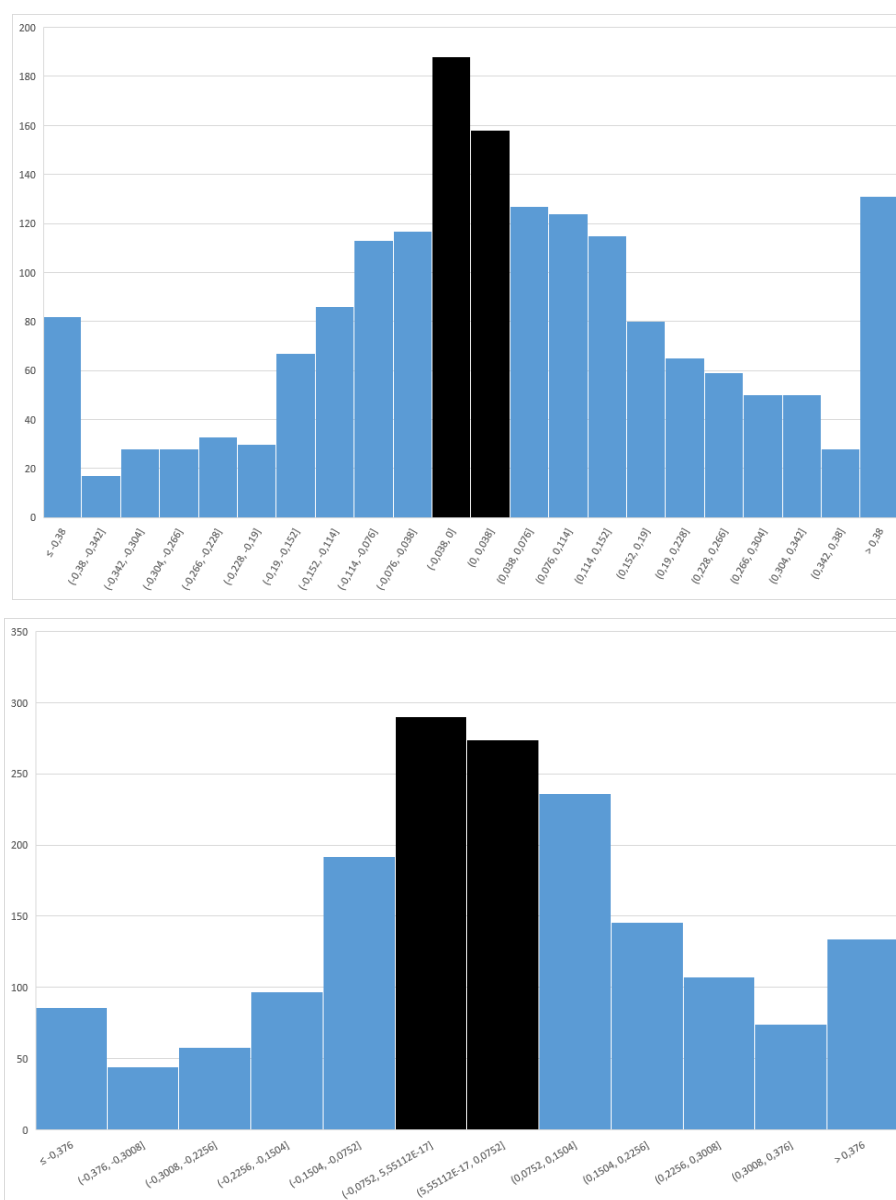


9. ábra: Az Aegon Ózonmaxx alap hozamainak 0-körüli diszkontinuitás-elemzése.

A Torzítási Ráta és a Kétkedési Hányados által a fentiekben kiszűrt, a 7. ábra alapján leginkább hozammanipulációval gyanúsítható (4 a Kétkedési Hányados, és 6 a Torzítási Ráta szerint) további befektetési alapok esetében is elvégeztük a fenti diszkontinuitás elemzést a megfelelő osztályszélességű hisztogramok segítségével. A Kétkedési Hányados szerint a legmagasabb értéket produkáló további alapok, a Platina Pí, Platina Béta és a Platina Alfa befektetési alapok esetében nincs jele

diszkontinuitásnak, amely ugyanakkor megerősíti azt a már korábban tett megállapítást, hogy valószínűleg nincs szó hozammanipulációról vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzításnak ezek esetében, mert az értékük jelentősen elmaradt a Brown et al. (2010) által meghatározott 150 körüli értéktől, bár a Torzítási Ráta értékeire vonatkozó Abdulali (2006)-féle átlagszabály szerint már érdemes a hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás nyomai után kutatni.

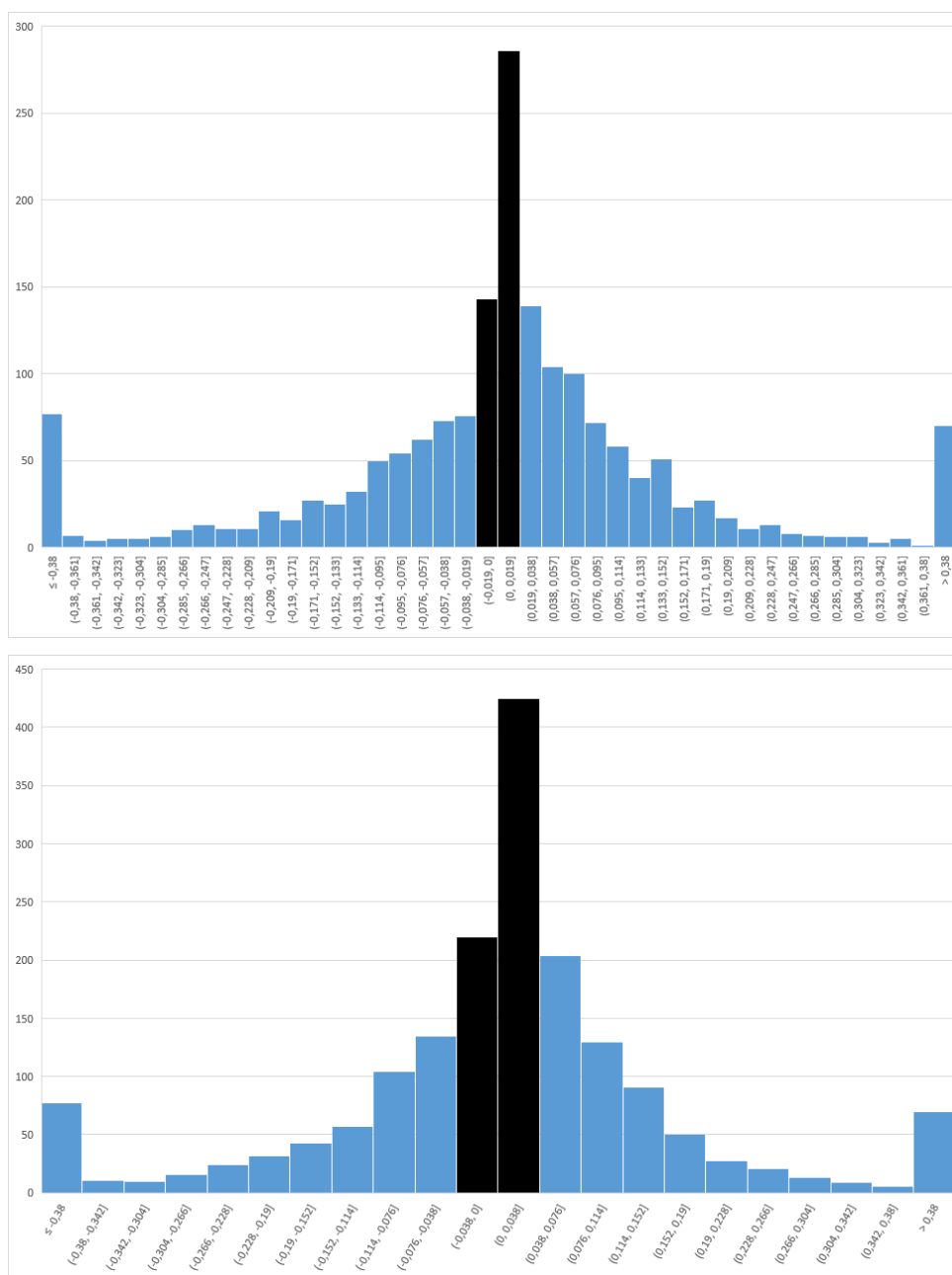
A Platina Alfa befektetési alap rendelkezik a legmagasabb, 52,4-es Kételkedési Hányados értékkel, de a Torzítási Ráta értéke 1,15. A 0-körüli hozamok diszkontinuitáselemzése egyértelműen kizárja az esetleges hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás meglétét, mivel a pozitív hozamok gyakorisága kevésbé haladja meg a normális eloszlásnak megfelelő gyakoriságot, mint a negatív hozamok gyakorisága (lásd 10. ábra): A 0 melletti pozitív hozamok alulmaradnak rendre 188-158 és 290-274, a teszt-statisztika értékei pedig 9,3-5,9 és 7,4-5,3 0,64-es és 0,71-es tesztstatisztika arányt eredményezve.



10. ábra: A Platina Béta alap hozamainak 0-körüli diszkontinuitás-elemzése.

A Torzítási Ráta által hozammanipulációval vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás leginkább gyanúsított további befektetési alapok, a Raiffeisen Hozam Prémium, Erste DPM, Aegon MoneyMaxx alapok esetében csak az előbbi kettő mutatja a 0-körüli diszkontinuitás jeleit. Az Erste DPM esetében tapasztaljuk a legnagyobb aránytalanságot (lásd 11. ábra) a megfigyelt befektetési alapjaink esetében a 0-körüli kockázatmentes hozammal korrigált hozamokban 143-286, és 220-425 megoszlással, továbbá a tesztstatisztika értékei 13,6-34,2 és 12,7-33,9; amely 2,5-ös, illetve 2,7-es

tesztstatisztika-arányokat eredményez, így itt a tűnik a legegységelműbb a diszkontinuitás meglete a megfigyelt befektetési alapok közül.



11. ábra: Az Erste DPM alap hozamainak 0-körüli diszkontinuitás-elemzése.

A Raiffeisen Hozam Prémium 153-181 és 257-346-os hozamaránnyal, valamint 1,4-es, valamint 2-es tesztstatisztika aránnyal szintén a 0-körüli diszkontinuitás jeleit hordozza a kockázatmentes hozammal korrigált hozamaiban. Ugyanakkor az Aegon MoneyMaxx

esetében ki lehet zárni a diszkontinuitás, így a hozammanipuláció vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás meglétét.

A Torzítási ráta átlagát meghaladó további 8 befektetési esetben nem találtuk nyomát a 0-körüli diszkontinuitásnak, így a hozammanipulációnak vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzításnak.

Kiegészítésképpen megvizsgáltuk a Generali IPO és Generali Spirit alapokat is, amelyeknek Torzítási Rátái éppen csak kisebbek az átlagnál (1,1645) és nem mutatják a diszkontinuitás jeleit a 0 körüli hozamaikban. Ugyanígy a Concorde Columbus alap sem, amely a Kételkedési Hányados alapján lenne a soron következő az értéke szerint (30,4), ha a Kételkedési Hányados értéke szerint kiterjesztenénk az elemzést a következő legnagyobb értékű alapra – a Torzítási Rátája pedig 1,05-ös értékkel rendelkezik.

A hozammanipuláció szempontjából gyanús befektetési alapok befektetési politikájának elemzése

A Concorde Citadella a befektetési politikája alapján globális makrogazdasági és fundamentális elemzésekre támaszkodik, használva a technikai elemzés eszköztárát is. A veszteséges pozícióktól való mihamarabbi megszabadulás (stoploss megbízásokkal), és a nyereséges pozíciók megőrzése, növelése fontos alapelv⁷. Az alapkezelővel folytatott interjú alapján az alap kecsegtető befektetési lehetőségek hiányában kockázatmentes kötvényekbe fektet, majd ígéretesnek vélt trendek esetén egy-két nagy trend vagy különbözeti (spread) pozíciót nyit viszonylag szűk stoploss megbízással kombinálva. Így, ha a pozíció rosszul sül el és kiüti a stop-loss megbízást kis veszteséggel zárja a pozíciót és újra kockázatmentes befektetésbe allokálva az alap vagyonát várja a következő kínálókozó lehetőséget. Ha pedig a megfelelő irányba mozdul el a piac, és az alapkezelő elér egy általa elég magasnak ítélt hozamot, akkor lezárhatja a pozíciót⁸.

⁷ <https://premiumbanking.con.hu/befektetesi-alapok/abszolut-hozamu-alapok/>

⁸ A Concorde/Hold Alapkezelőtől Móricz Dániel befektetési alapkezelővel folytatott interjú alapján.

A fenti stratégiával kapcsolatban akkor merül fel a szuboptimális befektetési döntés lehetősége, ha az alapkezelő az év során elért nyereségét (és az ahhoz kötött bónuszát) „védeni” szándékozik a kockázatmentes hozamba allokálással az év hátralévő részében és nem keres erre az időszakra egy kellően diverzifikált portfóliót, mert a kockázatmentes hozamhoz viszonyítva több, mint valószínű, hogy lettek volna hozzáadott értéket, pozitív kockázattal korrigált hozamot adó befektetések az év hátralévő részében is. Így a Concorde Citadella esetében a kimutatott hozammanipulációt indokoltnak tűnik a dinamikus manipuláció kategóriájába sorolni, és a befektetési politika a fentebb leírtak szerint nem tudatos manipulációra, hanem szuboptimális döntésekre utal a kockázatmentes hozamba menekülés/allokálás időszakaira. Érdekes kérdés, hogy vajon a manipulációjelző módszereink akkor is jeleznének-e szuboptimális befektetési döntések miatti torzítást, ha az alapkezelő változtatna a stratégiáján, és a jövőben a kockázatkerülő időszakokra valamilyen likvid, diverzifikált, de nem teljesen kockázatmentes hozamba allokálná a vagyonát.

Az Aegon Ózonmaxx a befektetési politika alapján vagyona döntő többségét a magyar állam, illetve annak mindenkori hitelminősítésével legalább megegyező vagy jobb besorolású államok, kvázi szuverén vállalatok, nemzeti bankok, illetve szupranacionális intézmények által kibocsátott vagy garantált kötvényekbe fekteti, míg az alap vagyonának kisebb részéből kockázatos eszközöket – hazai és külföldi részvényeket, részvényindexeket, magasabb kockázatú kötvényeket, devizákat, árupiaci termékeket, és kollektív befektetési értékpapírokat vásárol⁹. Az alapkezelővel folytatott interjú szerint az alap a megfigyelt elemzési időszakban tőkevédett alapként működött, ami azt jelentette, hogy lényegében kockázatmentes kötvénytípusú befektetéseket tartott, és csak az éves hozamot kockáztatta nyereségesnek tűnő kockázatos pozíciókban, és ezáltal „bázispontonként” gyűjtötte össze a kockázatmentes hozam feletti többlethozamot.¹⁰ Így esetében nem tűnik indokoltnak, hogy két módszer is hozammanipulációval gyanúsítja meg, mivel a befektetési stratégiája magyarázattal szolgál a gyanús hozameloszlására.

Az Aegon Moneymaxx alap a befektetési politikája szerint minden pillanatban a lehető legnagyobb hozammal kecsegtető területre összpontosítja befektetéseit: szerepelhetnek

⁹ <https://www.aegonalapkezelő.hu/jelentesek-kozlemenyek/alapok-dokumentumai/kiemelt-befektetoi-informaciok/>

¹⁰ Az Aegon Alapkezelőtől Lancsák András befektetési alapkezelővel folytatott interjú alapján.

mind magyar, mind nemzetközi pénz- és tőkepiaci eszközök, és ezeken belül az alapkezelő dinamikus portfólió-allokációval mozoghat a lehető legnagyobb hozam elérése érdekében. Az alapban a kockázatos eszközök aránya elméletileg 0-100% között változhat, az elmúlt években azonban ez az arány nem emelkedett 30-40% fölé¹¹. Az alapkezelővel folytatott interjú szerint az Aegon Monyemaxx alap ugyanakkor szemben a Concorde Citadella alappal, ami egy-két nagy pozíciót vesz fel, sok kicsi kockázatos pozíciót nyit, amiket külön-külön kezel¹². Így befektetési politikája sokkal diverzifikáltabb, és inkább csak az év vége felé fordulhat elő teljes kockázatkerülés. Így érthető, hogy a kockázatmentes és a kockázatos pozíciók közötti dinamikus allokációk ellenére (amiben pozíciónként hasonlít a Concorde Citadella alaphoz), miért csak a Torzítási Ráta találja gyanúsnak, de a diszkontiunitás-elemzés már nem.

Az Erste DPM befektetési politikája szerint az alap célja, hogy a globális részvénytőzsiadatok hozamával versenyképes teljesítményt biztosítson a befektetőknek. Az alap alapok alapjaként működik, azaz aktív befektetési politika alkalmazásával a gazdasági ciklusoknak, illetve a tőkepiacok pillanatnyi állapotának megfelelően tőkéjét szabadon allokálja különböző részvényalapok (globális alapok mellett, régiókat lefedő részvényalapok, iparági szektorokat és befektetési stílusokat – value, growth – lefedő részvényalapok) között. Az Erste DPM befektetési politikája alapján tehát a dinamikus allokációt elsősorban a különböző részvénytőzsiadatok lefedő befektetési alapok között hajtja végre, így esetében mindezek alapján nem lehet azzal vádolni az alapkezelőt, hogy elszalaszt potenciális befektetési lehetőségeket, mivel nem kockázatmentes befektetésekbe menekül¹³. Az Erste DPM esetében tehát a befektetési politika ismeretében nem tűnik alátámaszthatónak, hogy két módszer is hozammanipulációval vádolta.

A Raiffeisen Hozam Prémium alap portfóliójának összetételét elsősorban a deviza- és kamatpiaci kilátások függvényében alakítja ki. Az alap tőkéjét az állampapírokon, egyéb hitelviszonyt megtestesítő értékpapírokon és betéteken felül származtatott eszközökbe

¹¹ <https://www.aegonalapkezelő.hu/jelentesek-kozlmenyek/alapok-dokumentumai/kiemelt-befektetoi-informaciok/>

¹² Az Aegon Alapkezelőtől Lancsák András befektetési alapkezelővel folytatott interjú alapján.

¹³

https://www.ersteinvestment.hu/static/befrt/download/KIID_DPM_Globalis_Reszveny_20190717.pdf

és korlátozott mértékben egyéb kockázatos eszközökbe (részvény, certifikát, stb.) fekteti be. Az alap jelenleg olyan stratégiát követ, melynek célja, hogy 2017. július 03-tól kezdődően az Alap kockáztatott érték módszer szerinti lehetséges legnagyobb vesztesége egy év alatt jó eséllyel ne haladja meg a 11,63%-ot¹⁴. A Raiffeisen Hozamprémium az alapkezelővel folytatott interjú alapján kötvénytúlsúlyos alap, ami elsősorban a kockázatmentesnél valamivel kockázatosabb kötvényeket tart és így ezért a kis mértékű többletkockázatért igyekszik begyűjteni a többlethozamot a kockázatmentes hozamhoz viszonyítva¹⁵. Így esetében a hozammanipuláció gyanúját feltehetően az okozza két módszer alapján is, hogy valóban állandósult felülteljesítést látunk a hozameloszlásában a kockázatmentes hozamhoz viszonyítva. Így esetében sem tűnik indokoltnak, hogy két módszer is hozammanipulációval gyanúsítja meg, mivel a befektetési stratégiája magyarázattal szolgál a gyanús hozameloszlására, illetve kötvénytúlsúlyos alapok esetében kevésbé megbízhatóan működnek a hozameloszlást vizsgáló statisztikai módszerek.

Az Aegon Smartmoney alap különböző elemzési technikák útján kiválasztja azon eszközosztályokat, befektetési alapokat, amelyek a legnagyobb felértékelődési potenciállal bírnak és befektetéseket valósít meg befektetési jegyek, illetve kollektív befektetési papírok vásárlásán keresztül¹⁶. Hasonlóan az Erste DPM befektetési politikájához a dinamikus allokációt elsősorban a különböző részvénypiacokat lefedő befektetési alapok (elsősorban abszolút hozamú alapok) között hajtja végre¹⁷. Így esetében mindezek alapján nem lehet azzal vádolni az alapkezelőt, hogy elszalaszt potenciális befektetési lehetőségeket, hiszen szinte sosem allokálja a teljes vagyonát kockázatmentes befektetésekre menekülés/hozamvédés céljából. Szemben az Erste DPM alappal az Aegon Smartmoney esetében a Diszkontiunitás-elemzés nem erősíti meg a hozammanipuláció meglétét.

A Platina Pi alap fundamentális elemzésekre támaszkodva, de a technikai időzítést is figyelembe véve ún. bottom-up elemzés során vonzó befektetési lehetőségek esetén megvizsgálja a középtávú makrogazdasági környezetet (top-down módszer). Ha a két

¹⁴ <https://alapok.raiffeisen.hu/alapok/hozam-premium>

¹⁵ A Raiffeisen Alapkezelőtől Szakál Gábor befektetési alapkezelővel folytatott interjú alapján.

¹⁶ <https://www.aegonalapkezelelo.hu/wp-content/uploads/2019/06/sm-a-2019.pdf>

¹⁷ Az Aegon Alapkezelőtől Lancsák András befektetési alapkezelővel folytatott interjú alapján.

szemlélet eredménye egy irányba mutat, a kiválasztott pozíciót 2-3 lépésben valósítja meg az alap. Ha viszont az alapkezelő nem lát megfelelő lehetőséget magasabb kockázatú instrumentumokban, akkor alacsony kockázatú eszközökbe fekteti az Alap tőkéjét, egészen addig, amíg jó vételi vagy eladási lehetőségek nem adódnak¹⁸. A befektetési politika alapján tehát a Platina Pí alap hasonló dinamikus allokációs stratégiát alkalmaz a kockázatmentes és kockázatos eszközök között, mint a Concorde Citadella¹⁹, de az Aegon Moneymaxx-hoz hasonlóan ez az alap is kisebb és ezáltal diverzifikáltabb pozíciókat vesz fel a Concorde Citadellánál és az Aegon Moneymaxx-hoz hasonlóan ezen alap esetében sem erősítette meg a hozammanipuláció meglétét a Diszkontiunitás-elemzés.

Összegzés a hozammanipuláció nyomairól és a különböző jelző módszerekről

Összegezve az elemzett 31 befektetési alapból álló mintán a Kétkedési Hányados 4 alap esetén jelezte a hozamsimítás gyanúját a csoportátlagtól való eltéréssel és ebből 1-szer mutatta a Diszkontiunitás-elemzés is a hozammanipuláció valószínű meglétét, amelyet a befektetési politikák és a befektetési alapkezelőkkel folytatott interjúk alapján is be lehet sorolni a feltehetően időszakonként előforduló szuboptimálisnak tekinthető befektetési stratégiák közé a Concorde Citadella alapjának esetében.

A Torzítási Ráta esetén a mediánt meghaladó 10 alapból 4-szer kapott megerősítést a Diszkontiunitás-elemzés alapján is. Ezen 4 alap közül az Aegon Ózonmaxx tökevédett kötvénytúlsúlyos alap, míg a Raiffeisen Hozamprémium kötvénytúlsúlyos alap, így esetükben a Torzítási Ráta és a Diszkontiunitás-elemzés kevésbé megbízható és a befektetési politikájuk alapján nem tűnik megalapozottnak sem a hozammanipuláció, sem a szuboptimális-döntések gyanúja. Az Erste DPM alapok alapjaként működik, így esetében is valószínűtlen bármilyen típusú manipuláció a befektetési politika ismeretében. A Concorde Citadella alap esetében a befektetési politika alapján jogosnak tűnik az időszakonként előforduló szuboptimálisnak tekinthető befektetési stratégiák meglétének a feltételezése.

¹⁸ https://www.erstemarket.hu/befektetesi_alapok/alap/HU0000709969

¹⁹ A Concorde/Hold Alapkezelőtől Móricz Dániel befektetési alapkezelővel folytatott interjú alapján.

A Torzítási Ráta összességében a hozamsimítás megbízhatóbb jelzőjének tűnik, mint a Kételkedési Hányados, mivel eredményeit több módszer is megerősíti. Ugyanakkor figyelembe kell vennünk, hogy a Kételkedési Hányadost pusztán a csoporthoz viszonyítva kirívóan eltérő értékkel bíró befektetési alapok azonosításán keresztül lehetett használni a mintán, mivel a 150-es kritikus értéket egyik befektetési alap sem érte el.

Érdemes megjegyezni, hogy a befektetési politikák ismeretében csak egy alap esetében lehetett megalapozottnak tekinteni az akár több módszer által adott párhuzamos gyanús jelzéseket, míg a többi esetben a befektetési politika ismeretében kétségbe lehetett vonni azok megbízhatóságát. Mindössze a Concorde Citadella alap esetében találunk egybehangzó jelzéseket a Kételkedési Hányados, a Torzítási Ráta és a Diszkontinuitás-elemzés, valamint a befektetési politika elemzése által.

Fontos tényező még, hogy az elemzés viszonylag kis mintán készült, így nem tekinthetjük általánosan bizonyítottnak, hogy ez az eltérés nagyobb mintákon is azonos arányban mutatkozna meg a két mutató között. Továbbá azt is érdemes figyelembe vennünk, hogy a Kételkedési Hányados az implikált kockázatelutasítást méri és kapcsolatot teremt a hozamok és a vállalt kockázat között az MBTM-en keresztül, míg a Torzítási Ráta csak a hozamok eloszlását elemzi.

2.2.4. Az MBTM és a Kételkedési Hányados Ingersoll et al. (2007) - és Brown et al. (2010)-féle értékeinek és rangsorolásának összevetése

Ebben a fejezetben összehasonlítjuk az Ingersoll et al. - és a Brown et al. (2010)-féle MBTM értékeit és rangsorolását. Az Ingersoll et al. (2007) - és a Brown et al. (2010)-féle képlettel számolva nagyon hasonló eredményeket kapunk az MBTM-re mind a mutató értékét, mind a rangsort tekintve. Ez számszerűsítve azt jelenti, hogy a korreláció 1 az MBTM értékeit tekintve 2-es kockázatelutasítási együttható mellett, míg 3-as és 4-es paraméter esetén is 0,9999 körüli. A rangkorreláció pedig 2-es és 4-es kockázatelutasítási együttható mellett is 1-es értéket vesz fel, teljes egyezést mutatva, míg 3-as együttható mellett a rangkorreláció értéke 0,9996, szinte teljes egyezést mutatva, amely azt jelenti, hogy a vizsgált 31 alapból 30 ugyanazt a rangsorolást kapja

és mindössze két alap van, amelyek helyet cserélnek egymással a kétféle módszerrel számolva. A 31 alap 3-féle kockázelutasítási együtthatóval vett MBTM-sorrendjében tehát a 93 esetből mindössze 2-szer találunk eltérést, azaz 97,85%-os az egyezés a két módszer esetén.

Az MBTM értékeinek százalékban mért eltérései általában 1% alatt maradnak a két számítási módszer szerint (lásd 18. táblázat). Az OTP EMDA alapnál 4-es kockázelutasítás esetén 2,34%-os eltérést is lehet látni, ami az egyik legnagyobb %-os eltérést jelenti, ám nem okoz sorrendbeli változást a rangsorban. Ennek egyrészt az az oka, hogy 0-hoz nagyon közel eső MBTM értékeket (Ingersoll et al. (2007) -0,0105, Brown et al. (2010) -0,0108) látunk, így az egyébként abszolút értékben relatíve kis változás (+0,0002) a kétféle számítási módszer között nagy százalékos változást jelent. A másik magyarázata annak, hogy miért nem történik sorrendbeli változás az az, hogy ehhez az egyébként abszolút értékben relatíve kis változáshoz viszonyítva a rangsorban rákövetkező befektetési alapnak az MBTM értéke kellően nagy távolságra van.

Az OTP Supra alap lóg ki a sorból és cserél helyet a Concorde Columbus alappal 3-as kockázelutasítási együttható mellett az Ingersoll et al. (2007) -féle képletről Brown et al. (2010) -féle képletre váltva. Amíg a Concorde Columbus értékei a két módszerrel 6 tizedesjegyre megegyeznek minden kockázelutasítási együtthatóra, addig az OTP Supra esetében 3-as kockázelutasítási együttható mellett 3,4%-os növekedést tapasztalunk az MBTM értékében a Brown et al.-módszer szerint, amely abszolút értékben is a legnagyobb tapasztalt különbség (0,0013). 4-es kockázelutasítási együttható mellett 0,003-mal és 13,4%-kal magasabb a Brown et al.(2010)-féle eredmény. Az OTP Supra alapnál tapasztalt sorrendet befolyásoló értékváltozást az MBTM-ben az magyarázza, hogy míg ennek az alapnak a hozama a második legnagyobb, a hozamainak szórása pedig a negyedik legnagyobb, az eredmények alapján az MBTM-nek a Brown et al. (2010)-féle lineáris közelítése kevésbé bünteti a kockázatot az Ingersoll et al. (2007)-féle számításhoz viszonyítva. A sorrendcserét a két alap között továbbá az is magyarázza, hogy 3-as kockázelutasítási együttható mellett a két módszer viszonylag nagy abszolút értékkel tér el egymástól és ehhez viszonyítva relatíve kicsi a különbség a két alap MBTM értékei között.

Összegezve tehát a 2-es és 4-es kockázelutasítási együttható esetében a sorrend megegyezik mind a két módszerrel számolva mind a 31 alap esetében. Egyedül 3-as

kockázatelutasítási együttható mellett találunk eltérést, amikor is a vizsgált 31 alpból 29 ugyanazt a rangsorolást kapja és mindössze két alap van, amelyek helyet cserélnek egymással a kétféle képlettel számolva. Ezt egyrészt az okozza, hogy 3-as kockázatelutasítási együttható mellett mindkét módszerrel számolva relatíve kicsi a különbség a két alap MBTM értékei között. Másrészt az érintett két alap közül az egyiknek a hozama a második legnagyobb, a hozamainak szórása pedig a negyedik legnagyobb, míg a másik alpból mind a két értéke átlagosnak mondható és az eredmények azt bizonyítják, hogy az MBTM-nek a Brown et al. (2010)-féle lineáris közelítése kevésbé bünteti a kockázatot az Ingersoll et al. (2007)-féle számításhoz viszonyítva.

	Aegon A	Aegon S	Citadella	Aegon M	Aegon O	Budapest	OTP Új	Conc Col	Conc PB2	Conc Ru	Conc VM	Erste M	Erste D	Sovereign	Generali	Generali	Generali	OTP Abs	OTP EM	OTP G10	OTP Supr	Platina A	Platina	Platina D	Platina	Platina	Raiff Hoz	Raiff Ind	Raiff Par	Takarék
Ingersoll																														
MBTM(2)	0,0143	0,0004	0,0477	0,0084	-0,0076	-0,0264	-0,0201	0,0398	0,0051	0,0549	-0,0006	-0,0421	-0,0294	-0,0625	-0,0481	-0,0394	-0,0236	-0,0073	0,0333	-0,0477	0,0510	0,0441	0,0182	-0,0275	0,0356	0,0454	-0,0141	-0,0199	-0,0268	-0,0082
MBTM(3)	0,0124	0,0000	0,0467	0,0079	-0,0076	-0,0297	-0,0220	0,0384	0,0047	0,0522	-0,0012	-0,0437	-0,0303	-0,0646	-0,0505	-0,0418	-0,0265	-0,0099	0,0114	-0,0719	0,0373	0,0432	0,0178	-0,0412	0,0338	0,0443	-0,0143	-0,0203	-0,0279	-0,0088
MBTM(4)	0,0105	-0,0004	0,0457	0,0074	-0,0077	-0,0331	-0,0239	0,0370	0,0043	0,0495	-0,0018	-0,0453	-0,0312	-0,0668	-0,0530	-0,0443	-0,0295	-0,0126	-0,0105	-0,0961	0,0228	0,0424	0,0174	-0,0549	0,0320	0,0432	-0,0144	-0,0207	-0,0289	-0,0093
MBTM(2) rang	10	13	3	11	16	22	20	6	12	1	14	27	25	30	29	26	21	15	8	28	2	5	9	24	7	4	18	19	23	17
MBTM(3) rang	9	13	2	11	15	23	20	5	12	1	14	27	24	29	28	26	21	17	10	30	6	4	8	25	7	3	18	19	22	16
MBTM(4) rang	9	12	2	10	14	24	20	5	11	1	13	26	23	29	27	25	22	17	16	30	7	4	8	28	6	3	18	19	21	15
Brown																														
MBTM(2)	0,0143	0,0004	0,0477	0,0084	-0,0076	-0,0264	-0,0201	0,0398	0,0051	0,0549	-0,0006	-0,0421	-0,0294	-0,0625	-0,0481	-0,0394	-0,0236	-0,0073	0,0333	-0,0477	0,0513	0,0441	0,0182	-0,0275	0,0356	0,0454	-0,0141	-0,0199	-0,0268	-0,0082
MBTM(3)	0,0124	0,0000	0,0467	0,0079	-0,0076	-0,0297	-0,0220	0,0384	0,0047	0,0522	-0,0012	-0,0437	-0,0303	-0,0644	-0,0505	-0,0418	-0,0265	-0,0099	0,0112	-0,0719	0,0386	0,0432	0,0178	-0,0410	0,0338	0,0443	-0,0143	-0,0203	-0,0279	-0,0088
MBTM(4)	0,0105	-0,0004	0,0457	0,0074	-0,0077	-0,0331	-0,0239	0,0370	0,0043	0,0494	-0,0018	-0,0453	-0,0312	-0,0663	-0,0530	-0,0443	-0,0294	-0,0126	-0,0108	-0,0961	0,0259	0,0424	0,0174	-0,0546	0,0320	0,0432	-0,0144	-0,0207	-0,0289	-0,0093
MBTM(2) rang	10	13	3	11	16	22	20	6	12	1	14	27	25	30	29	26	21	15	8	28	2	5	9	24	7	4	18	19	23	17
MBTM(3) rang	9	13	2	11	15	23	20	6	12	1	14	27	24	29	28	26	21	17	10	30	5	4	8	25	7	3	18	19	22	16
MBTM(4) rang	9	12	2	10	14	24	20	5	11	1	13	26	23	29	27	25	22	17	16	30	7	4	8	28	6	3	18	19	21	15
Ingersoll-Brown Δ																														
MBTM(2)	-1E-06	3E-07	8,6E-07	1,2E-07	4,3E-08	2,2E-06	-2E-06	8,02E-07	2,12E-07	1,3E-06	3,73E-07	2,4E-07	3E-07	-5E-05	-4,2E-06	-5,6E-06	-3,9E-06	1,2E-06	4E-05	2E-05	-0,00029	2,2E-07	5E-07	-2,3E-05	9,8E-07	3,7E-08	5,6E-08	1,1E-07	-1E-06	6E-07
MBTM(3)	-7E-06	7E-07	2,3E-06	-5E-08	1,2E-07	4,5E-06	-9E-06	1,62E-06	4,26E-07	2,2E-06	8,19E-07	-9E-07	3E-07	-0,00021	-2E-05	-2,6E-05	-1,9E-05	1,7E-06	0,0001	4,6E-05	-0,00126	-1E-07	1E-06	-0,00011	1,8E-06	-1E-06	5,2E-08	3,3E-08	-6E-06	1,7E-06
MBTM(4)	-2E-05	1E-06	4,3E-06	-5E-07	2,4E-07	6,2E-06	-2E-05	2,44E-06	6,4E-07	2,5E-06	1,33E-06	-4E-06	-2E-07	-0,00049	-4,9E-05	-6,1E-05	-4,7E-05	1,3E-06	0,0002	6,7E-05	-0,00306	-1E-06	3E-06	-0,00028	2,5E-06	-4E-06	-1E-08	-2E-07	-2E-05	3,4E-06
MBTM(2) rang	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MBTM(3) rang	0	0	0	0	0	0	0	-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MBTM(4) rang	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Ingersoll-Brown Δ%																														
MBTM(2)	-0,0086	0,0792	0,0018	0,0015	-0,0006	-0,0084	0,0081	0,0020	0,0042	0,0024	-0,0624	-0,0006	-0,0011	0,0803	0,0088	0,0142	0,0166	-0,0161	0,1156	-0,0418	-0,5718	0,0005	0,0026	0,0842	0,0028	0,0001	-0,0004	-0,0006	0,0048	-0,0074
MBTM(3)	-0,0579	-4,5688	0,0049	-0,0006	-0,0016	-0,0153	0,0397	0,0042	0,0090	0,0041	-0,0688	0,0020	-0,0009	0,3250	0,0400	0,0611	0,0728	-0,0167	1,0852	-0,0637	-3,3893	-0,0003	0,0083	0,2733	0,0054	-0,0026	-0,0004	-0,0002	0,0229	-0,0200
MBTM(4)	-0,1728	-0,3230	0,0093	-0,0070	-0,0032	-0,0188	0,0900	0,0066	0,0147	0,0050	-0,0747	0,0078	0,0008	0,7339	0,0921	0,1367	0,1586	-0,0104	-2,34	-0,0700	-13,4352	-0,0024	0,0171	0,5013	0,0078	-0,0084	0,0001	0,0012	0,0533	-0,0364

18. táblázat: Az Ingersoll et al. (2007)- és a Brown et al. (2010)-féle MBTM értékeinek és rangsorolásának összevetése.

A Brown et al. (2010) által használt közelítés (16) szerint a Kétkedési Hányados kiszámítható a többlethozam átlagának és a többlethozam mintából számított szórásnégyzetének arányaként:

$$\text{Kétkedési Hányados} = \text{DR} \approx \frac{2\bar{x}}{(s_x^*)^2} + 1 \quad . \quad (20)$$

A Kétkedési Hányados meghatározható Brown et al. (2010) (16) alapján a különböző kockázatelutasítási együtthatóval számított MBTM értékek egymáshoz viszonyításával is, az implikált kockázatelutasítási együtthatót becsülve. Ha az Ingersoll et al. (2007) által definiált MBTM (Lásd (14)) értékeiből indulunk ki, akkor a képlet az alábbi szerint alakul:

$$\text{Kétkedési Hányados} = \text{DR} = \frac{\hat{\theta}_{\text{Ingersoll}(2)}}{\hat{\theta}_{\text{Ingersoll}(2)} - \hat{\theta}_{\text{Ingersoll}(3)}} + 2 \quad . \quad (21)$$

Ha a Brown et al. (2010) által definiált MBTM (Lásd (15)) értékeiből indulunk ki, akkor a képlet az alábbiak szerint módosul:

$$\text{Kétkedési Hányados} = \text{DR} = \frac{\hat{\theta}_{\text{Brown}(2)}}{\hat{\theta}_{\text{Brown}(2)} - \hat{\theta}_{\text{Brown}(3)}} + 2 \quad . \quad (22)$$

A Brown et al. (2010) MBTM-alapú képletből (22), valamint a Brown et al. (2010)-féle közelítésből (20) számolva lényegében teljes egyezést kapunk a Kétkedési Hányados értékére (tizenhárom tizedesjegyig), és ennek megfelelően a számított sorrend is teljesen megegyezik, míg a rangkorreláció és korreláció is teljes egyezést mutatva 1-es értéket vesz fel. Az Ingersoll et al. (2007) - és Brown et al. (2010) -alapú MBTM-ből (illetve a Brown et al. (2010)-féle közelítésből) számolva nagyon hasonló értékeket kapunk eredményül, a korreláció 0,9999 és a rangkorreláció 0,9996. A vizsgált 31 befektetési alaptól 29 esetében, azaz az alapok 93,5%-nál a Kétkedési Hányados rangsorában teljes egyezést találunk mindhárom módon történő számítással.

A Kétkedési Hányados Ingersoll et al. (2007) és Brown et al. (2010) -alapú (MBTM, illetve Brown-féle közelítéssel számolt) értékeiben lényeges különbséget a következő alapoknál találunk: Platina Delta, OTP G10, OTP Supra, valamint a Sovereign PB Származtatott alap (lásd 19. táblázat). Ezek közül csak az utóbbi esetében okoz rangsorbeli változást is az értékbeli különbség. Előbbiek esetében a relatíve kis abszolút értékű változás azzal párosul, hogy a sorban rákövetkező Kétkedési Hányados kellően nagy értékbeli távolságra van ahhoz, hogy ne jöjjön létre sorrendcsere a relatíve magas %-os változás ellenére sem (lásd pl. a Platina Deltánál tapasztalt 0,0116-os abszolút értékű változást és a hozzá tartozó 72,3%-os értéket). A Sovereign PB Származtatott alap viszont 1 hellyel került hátrébb a Brown et al. (2010)-féle sorrendben az Ingersoll et al. (2007)-féle sorrendhez viszonyítva úgy, hogy az öt megelőző Erste DPM értékei alig módosultak. Azaz a sorrendben tapasztalt változást végeredményben a

Sovereign PB Származtatott Alapnál tapasztalt jelentős értékcsökkenés (-8,87%) és az idézi elő, hogy a sorban öt követő alap ehhez viszonyítva kellően közeli Kételkedési Hányados értékkel rendelkezik a sorrendcseréhez. Ennél az alapnál tapasztalható a harmadik legnagyobb MBTM-beli abszolút értékű, és az ötödik legnagyobb százalékos változás 4-es kockázatelutasítási együttható esetén az Ingersoll et al. (2007)-féle verzióhoz képest Brown et al. (2010) alapon (0,7339%), és a tapasztaltak szerint a Kételkedési Hányados értékeibe ez az MBTM-beli eltérés felnagyítva öröklődött tovább (8,87%).

Összegezve az Ingersoll et al. (2007) - és Brown et al. (2010) -alapú MBTM-ből számolva nagyon hasonló értékeket kapunk eredményül a Kételkedési Hányadosra: A vizsgált 31 befektetési alaptól 29 esetben, azaz az alapok 93,5%-nak a rangsorában teljes egyezést találunk mindhárom módon történő számítással. Az eltérést az okozza, hogy az egyik alap esetében jelentős értékcsökkenés figyelhető meg az Ingersoll et al. (2007) és Brown et al. (2010) alapú megközelítések között, és az öt követő alap Kételkedési Hányados értéke is viszonylag közel esik, miközben annak értéke nem módosul érdemben. A tapasztaltak szerint a Kételkedési Hányados értékeibe ez az MBTM-beli eltérés felnagyítva öröklődött tovább.

	Aegon A	Aegon S	Citadella	Aegon M	Aegon O	Budapest	OTP Új	Conc Col	Conc PB2	Conc Rut	Conc VM	Erste M	Erste DP	Sovereign	Generali	Generali	Generali	OTP Abs	OTP EM	OTP G10	OTP Supr	Platina A	Platina B	Platina D	Platina C	Platina F	Raiff Hoz	Raiff Ind	Raiff Par	Takarék I
DR(Ingersoll)	9,653	2,959	49,855	19,683	-178,505	-5,800	-8,440	30,443	15,670	22,153	0,993	-24,754	-30,668	-28,238	-17,519	-13,859	-6,027	-0,785	3,518	0,029	5,726	52,383	49,277	-0,016	21,556	43,614	-90,415	-52,586	-23,377	-12,197
DR(Brown)	9,678	2,957	49,785	19,689	-178,160	-5,795	-8,478	30,426	15,662	22,147	0,993	-24,773	-30,671	-30,743	-17,645	-13,985	-6,068	-0,785	3,511	0,031	6,035	52,402	49,154	-0,028	21,546	43,659	-90,418	-52,598	-23,498	-12,170
DR(Brown közelítés)	9,678	2,957	49,785	19,689	-178,160	-5,795	-8,478	30,426	15,662	22,147	0,993	-24,773	-30,671	-30,743	-17,645	-13,985	-6,068	-0,785	3,511	0,031	6,035	52,402	49,154	-0,028	21,546	43,659	-90,418	-52,598	-23,498	-12,170
DR(Ingersoll)-DR(Brown) Δ	-0,0252	0,0018	0,0694	-0,0061	-0,3455	-0,0047	0,0380	0,0172	0,0084	0,0067	-0,0001	0,0195	0,0026	2,5043	0,1259	0,1265	0,0409	-0,0001	0,0076	-0,0013	-0,3082	-0,0190	0,1236	0,0116	0,0096	-0,0449	0,0029	0,0121	0,1219	-0,0271
DR(Ingersoll)-DR(Brown közelítés) Δ	-0,0252	0,0018	0,0694	-0,0061	-0,3455	-0,0047	0,0380	0,0172	0,0084	0,0067	-0,0001	0,0195	0,0026	2,5043	0,1259	0,1265	0,0409	-0,0001	0,0076	-0,0013	-0,3082	-0,0190	0,1236	0,0116	0,0096	-0,0449	0,0029	0,0121	0,1219	-0,0271
DR (Brown)-DR(Brown közelítés) Δ	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
DR(Ingersoll)-DR(Brown) Δ%	-0,2612	0,0622	0,1393	-0,0309	0,1935	0,0814	-0,4498	0,0566	0,0538	0,0304	-0,0130	-0,0787	-0,0086	-8,8685	-0,7188	-0,9125	-0,6790	0,0081	0,2161	-4,3789	-5,3813	-0,0363	0,2508	-72,2744	0,0447	-0,1029	-0,0032	-0,0229	-0,5214	0,2219
DR(Ingersoll)-DR(Brown közelítés) Δ%	-0,2612	0,0622	0,1393	-0,0309	0,1935	0,0814	-0,4498	0,0566	0,0538	0,0304	-0,0130	-0,0787	-0,0086	-8,8685	-0,7188	-0,9125	-0,6790	0,0081	0,2161	-4,3789	-5,3813	-0,0363	0,2508	-72,2744	0,0447	-0,1029	-0,0032	-0,0229	-0,5214	0,2219
DR(Brown)-DR(Brown közelítés) Δ%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
DR(Ingersoll) rangsor	10	13	2	8	30	18	20	5	9	6	14	25	27	26	23	22	19	17	12	15	11	1	3	16	7	4	29	28	24	21
DR(Brown) rangsor	10	13	2	8	30	18	20	5	9	6	14	25	26	27	23	22	19	17	12	15	11	1	3	16	7	4	29	28	24	21
DR(Brown közelítés) rang	10	13	2	8	30	18	20	5	9	6	14	25	26	27	23	22	19	17	12	15	11	1	3	16	7	4	29	28	24	21
DR(Ingersoll)-DR(Brown) rangsorΔ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DR(Ingersoll)-DR(Brown köz) rangsorΔ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DR(Brown)-DR(Brown köz) rangsorΔ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

19. táblázat: Kételkedési Hányados értékeinek összehasonlítása Ingersoll et al. (2007) és Brown et al. (2010)-alapú MBTM értékekből számítva, valamint a Brown et al. (2010)-féle közelítést használva.

2.2.5. Az Ingersoll et al. (2007) - és Brown et al. (2010)-féle számítási módszer összevetése a gyakorlati használhatóság és a kivitelezés összetettsége alapján, javaslat az alkalmazandó módszerre

A számításokat elvégezve a 31 magyar abszolút hozamú befektetési alap esetében betekintést nyertünk az alkalmazhatóság, és a kivitelezés nehézsége tekintetében, illetve az egyes módszerek közötti különbségekre vonatkozóan gyakorlati szempontból is, és ezeket foglaljuk össze ebben a fejezetben.

A két módszer között az MBTM-számításában nehézség és a szükséges számítási lépések számát, futási idejét tekintve nincs lényeges különbség. Míg az Ingersoll et al. (2007)-féle képlet a *kockázattal korrigált többlethozamok* időszakai átlagát veszi, majd korrigálja logaritmussal és a kockázatelutasítási együtthatóval, addig a Brown et al. (2010)-féle módszer az *egyszerű többlethozamok* időszakai átlagának és szórásnégyzetének különbségeként számol, ahol a szórásnégyzet együtthatójaként jelenik meg a kockázatelutasítási együttható. A Brown et al. (2010)-féle megközelítés így tehát számol egy többlet lépéssel, a többlethozamok szórásnégyzetének kiszámításakor, amely ugyanakkor segít jobban megérteni az MBTM felépítési logikáját, a kockázat számszerűsítése által. Mivel a Brown et al. (2010) által definiált MBTM egy lineáris közelítése a pontosabb Ingersoll et al. (2007)-féle MBTM-nek, és a számításaink szerint előfordul sorrendet is befolyásoló különbség a két módszer között, ezért az Ingersoll et al. (2007)-féle módszert tartjuk a használandó módszernek az MBTM számítás tekintetében. A Brown et al. (2010)-féle MBTM számítását vagy a számításához szükséges lépések elvégzését akkor tartjuk észszerűnek, ha az összefüggések jobb megértéséhez a többlethozam átlagára és szórására is kíváncsiak vagyunk az elemzésünk során.

A Kétkedési Hányados kiszámítása mind a Ingersoll et al. (2007), mind a Brown et al. (2010) alapú MBTM értékeinek felhasználásával (továbbá a Brown et al. (2010)-féle Kétkedési Hányados közelítése) ugyanolyan lépéseket foglal magába, így azonos erőfeszítéssel jár. Szem előtt tartva a Brown et al. -féle MBTM képlet lineáris közelítésből fakadó tapasztalt pontatlanságait, megállapíthatjuk újításként, hogy a Kétkedési Hányadost az Ingersoll et al. (2007)-féle MBTM-ből számítva pontosabb eredményeket kapunk, így ennek alkalmazását javasoljuk a Brown et al. (2010) helyett.

3. ÖSSZEFOGLALÓ

A disszertációban az irodalmi és módszertani összefoglalóban (1. fejezet) bemutattuk első vizsgált témánkhoz, a vállalati jelentéseket övező árfolyamreakciók vizsgálatához kapcsolódóan a piaci hatékonyság, illetve kritikáinak szakirodalmát, továbbá a piaci hatékonyság teszteléséhez használható eszköztárat, az eseményelemzés módszertanát. Szintén a szakirodalmi összefoglalóban mutattuk be a második vizsgált témánk, a befektetési alapok jelentései kapcsán megfigyelhető teljesítménymanipulálás kimutatásához kapcsolódóan a teljesítményértékelés mutatószámainak a fejlődését, továbbá a teljesítménymanipulálás kiküszöbölésére kialakított mutatószámokat, a belőlük képzett manipulációjelző mutatószámot, valamint az alternatív manipulációjelző mutatószámokat és technikákat.

A saját számításainkat összefoglaló 2. fejezetben elsőként a tőzsdei vállalatok negyedéves jelentéseinek árfolyamhatásai körül megfigyelhető árfolyamhatásokat elemeztük, amelynek során a piaci hatékonyság erősségét vizsgáltuk a negyedéves jelentések közzététele körül megfigyelhető abnormális hozamok jelenlétének a mérése által. Ehhez az S&P 500 és az S&P 500 IT indexek 45-45 legnagyobb tagjának (amelyekre hiánytalanul rendelkezünk a szükséges adatokkal) 16 negyedéves jelentéséből álló, 720-720 elemű mintáit elemeztük. A mintákat további alcsoportokra bontottuk aszerint, hogy az egy részvényre jutó eredményben megfigyelhető meglepetés nagyon jó, jó, semleges, rossz vagy nagyon rossz hírt jelent a piac számára.

Az első vizsgált hipotézisünk első állítását elfogadtuk: A vállalatok profitabilitásában jelentkező meglepetés iránya és nagysága határozza meg azt, hogy hogyan módosulnak a részvényárfolyamok a vállalati jelentések hatására. Ugyanakkor eltolódás figyelhető meg az egyes hírcsoportok esetén érzékelt kumulált abnormális hozamok szintjében és irányában a negatív ár-reakciók irányába, mivel szignifikáns pozitív hozam csak a nagyon jó hírek csoportjában jelentkezik, míg a jó hírek csoportjában már nincs 0-tól szignifikánsan különböző hozam, míg a semleges hírek csoportjában már negatív kumulált abnormális hozamokat látunk, ám a rossz és nagyon rossz hírek csoportjában annak mértéke meghaladja a semleges csoportnál tapasztaltat.

Az első vizsgált hipotézisünk második állítását viszont elvetjük az új információ hatása a bejelentést követő kereskedési napokon már nem figyelhető meg és nem alakul ki a meglepetés irányának megfelelő trend (sőt az S&P 500 nagyon jó hírek csoportjában szignifikáns árkorrekciót látunk). Így az elemzés azt támasztja alá, hogy a kiválasztott mintában lévő részvények piaca közepesen hatékony.

A semleges hírek esetében tapasztalt szignifikáns negatív abnormális hozamokra magyarázat lehet, hogy a minta egy gazdasági felívelés ciklusából származik, amikor az elvárásokat „csak” teljesítő vállalati eredményeket is negatívan fogadhatják a piaci szereplők.

A nagyon jó, a nagyon rossz és a semleges hírek csoportjaiban szignifikáns eltérés mutatkozik az S&P 500 és S&P 500 IT indexek negyedéves jelentéseket övező kumulált abnormális hozamai között a szokásos szignifikancia szinteken, és az S&P 500 IT hírcsoportjaiban nagyobb a kumulált abnormális hozamok mértéke a két index közül. A jó, illetve a rossz hírek csoportjában viszont nincs érdemi különbség a tapasztalt abnormális hozamok nagyságában a két index között. A jó hírek csoportjával kapcsolatban ez nem meglepő fejlemény annak tükrében, hogy mindkét esetben 0-tól szignifikánsan nem eltérő hozamokat láttunk az elemzés korábbi részében ebben a hírcsoportban, illetve, ha figyelembe vesszük, hogy a negatív árreakciók irányába történő eltolódás miatt ez a hírcsoport számít az origónak a hírcsoportok között. Az eredmények alapján összességében elfogadjuk a második hipotézist arról, hogy a technológiai szektorban erőteljesebb a meglepetés hatása az árfolyamokra az általános részvénytőzsdénél tapasztaltnál viszonyítva.

A második általunk vizsgált piaci kudarc, a befektetési alapkezelők jelentései körül megfigyelhető hozam- és teljesítménymanipulálás vagy szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás a hozamokban, amelyek által a befektetési alapkezelő tudatosan vagy tudattalanul képes javítani a klasszikus mutatószámok által *kimutatott* teljesítményén az értékelésre használt teljesítménymérő mutatószám ismeretében, pedig valójában nincs olyan többletképesség, -tudás, vagy -információ birtokában, amivel valós hozzáadott értéket, többlet kockázattal korrigált hozamot tudna teremteni, és ezáltal növelné a befektetési jegyeit birtokló racionális befektető hasznosságát. Bár a teljesítménymanipulálás az esetek túlnyomó többségében sem nem csalás, sem nem illegális tevékenység, a félrevezető befektetési alapkezelői tevékenység eredményeképpen nem csak az alapkezelői tevékenység válhat szuboptimálissá, hanem a befektetési alapkezelésen keresztül a vállalatokhoz eljuttatott

források elosztása is, ami végül nagy társadalmi költséggel jár. A teljesítménymanipulálás vagy szuboptimális befektetési döntések nyomainak kimutatásához a Manipulációbiztos Teljesítménymutatókat (MBTM-eket), a belőlük képzett manipulációjelző mutatószámot, a Kételkedési Hányados, illetve további alternatív módszereket és mutatószámokat használtunk, így a Torzítási Rátát, és Diszkontinuitás-elemzést. Az elemzésünk új eredménynek számít, mivel nem ismert példa a hozammanipuláció nyomainak kimutatására a szakirodalomban magyar befektetési alapok esetén. Számításainkhoz 31 magyar abszolút hozamú alap 7 éves intervallumot lefedő napi árfolyamadatait használtuk fel. Az eredményeink szerint a rangkorrelációk az MBTM és a Sharpe-ráta között a 0,76-0,82 tartományba esnek, ami ugyan magasabb a nemzetközi példák 0,7 körüli tartományánál, de jelez annyi eltérést a klasszikus mutatószámokhoz viszonyítva, amelyet okozhat valamilyen szintű hozammanipuláció vagy hozamsimítás.

Új eredményként összevetettük az MBTM és a Kételkedési Hányados Ingersoll et al. (2007) és a Brown et al. (2010) szerzőcsoport képleteivel számított értékeit és rangsorolását. Bemutattuk, hogy az Ingersoll et al. (2007) és Brown et al. (2010) alapú MBTM és Kételkedési Hányados eredményei között szinte teljes átfedés van, és megvizsgáltuk, hogy a tapasztalt kis számú eltérés mivel magyarázható. Az eredmények azt bizonyítják, hogy az MBTM-nek a Brown et al. (2010)-féle lineáris közelítése kevésbé bünteti a kockázatot az Ingersoll et al. (2010)-féle számításhoz viszonyítva. Az Ingersoll et al. (2007) és Brown et al. (2010)-féle módszer között tapasztalt nagyobb értékbeli változások az MBTM-ben általában felnagyítva öröklődnek tovább a belőlük számított Kételkedési Hányadosba. Sorrendbeli változást a két módszer között akkor találunk mind az MBTM mind a Kételkedési Hányados között, ha a tapasztalt változás kellően nagy, és az alapot rangsorban körülvevő alapok értékei pedig kellően közel esnek az alap értékéhez ahhoz, hogy ez az értékbeli változás hatással legyen a sorrendre.

Mivel nincs érdemi különbség az Ingersoll et al. (2007) és a Brown et al. (2010)-féle MBTM kiszámításának nehézségét és a szükséges lépések számát, futási idejét tekintve, és mivel az Ingersoll et al. (2007)-féle MBTM-nek csak lineáris közelítése a Brown et al. (2010)-féle módszer, amely néha sorrendet is befolyásoló módon pontatlan, ezért az MBTM számítását a pontosabb, Ingersoll et al. (2007) szerinti módszerrel ajánljuk végezni. A Brown et al. (2010)-féle eszköztárból elemzési célokhoz ugyanakkor előnyös lehet a többlethozam átlagának és szórásának kiszámítása. További új eredményünk, hogy saját számításaink szerint bár a

Kételkedési Hányados Brown et al (2010) építette fel, mégis az Ingersoll et al. (2007)-féle MBTM-re épülő verzióját érdemes használni, mivel általa pontosabb eredményeket kapunk, így ennek alkalmazását javasoljuk.

Saját számításainknak további, a szakirodalomhoz hozzájáruló új eredménye az is, hogy a Kételkedési Hányadosnak a szakirodalomban megfigyelt, az alternatív hozammanipulációt kimutató módszerekkel való szoros átfedésével (Brown et al. (2010) alapján 80%-os egyezés) szemben az elemzett mintákon felemás eredményeink születtek: Az alternatív módszerek a 31 befektetési alapból 10 esetben jeleztek potenciális anomáliát, azaz valamilyen hozammanipulációt vagy szuboptimális befektetési döntéseket nagy valószínűséggel, míg a Kételkedési Hányados csak 4 befektetési alapot jelölt meg gyanúsak. Előbbi esetén a Diszkontinuitás-elemzés általi megerősítést a 10-ből 4 esetben találunk, míg a Kételkedési Hányados esetén 4-ből 1 ugyanez az arány.

Összességében tehát az eredményeink szerint a Torzítási Ráta jobb előszűrő eszköznek bizonyult a hozammanipuláció részletesebb elemzéséhez (pl. Diszkontinuitás-elemzéssel, a befektetési politika áttekintésével), mint a Kételkedési Hányados. Ugyanakkor figyelembe kell vennünk, hogy a Kételkedési Hányados pusztán az outlierok azonosításán keresztül lehetett használni az elemzett mintán, mivel a 150-es kritikus értéket egyik befektetési alap sem érte el és az elemzés viszonylag kis mintán készült, így nem tekinthetjük általánosan bizonyítottnak, hogy ez az eltérés nagyobb mintákon is ugyanígy mutatkozna meg.

A befektetési politikák, valamint a befektetési alapkezelőkkel folytatott interjúk alapján csak egy alap, a Concorde Citadella alap esetében lehetett megalapozottnak tekinteni az akár több módszer által adott párhuzamos gyanús jelzéseket, és ezen alapot mind a Kételkedési Hányados, mind a Torzítási Ráta is gyanúsak jelölte. Ezen alap esetében megalapozottnak tűnik az időnként szuboptimális befektetési döntések miatti torzítás megléte a befektetési politika ismeretében.

Új megközelítést alkalmaztunk akkor is, amikor a csoportátlagtól vett kirívó eltérések grafikus ábrázolásának segítségével különítettük el a gyanús befektetési alapokat, mind a Kételkedési Hányados, mind a Torzítási Ráta esetében. Újításként az alábbi protokollt javasoltuk a teljesítménymanipulálás kiszűrésére: 1. A 150-nél nagyobb Kételkedési Hányadossal bíró befektetési alapok Diszkontinuitás-elemzése, valamint a Torzítási

Rátájának figyelembevétele a medián szabály szerint. 2. A Torzítási Ráta és a Kételkedési Hányados értékeinek grafikus ábrázolása a Torzítási Ráta-Kételkedési Hányados térben, majd a csoportátlagtól való eltérés alapján a szélsőségesnek tűnő befektetési alapok hozamainak Diszkontinuitás-elemzése. 3. A mediánnál nagyobb Torzítási Rátával rendelkező befektetési alapok Diszkontinuitás-elemzése. 4. A befektetési politikák áttekintése a mögöttes befektetési döntések megértésére, amelyek megerősíthetik vagy cáfolhatják a szuboptimális döntések potenciális meglétét, illetve gyengíthetik a statisztikai módszerek megbízhatóságát, ha például kötvénytúlsúlyos a befektetési alap összetétele, vagy ha az alap alapok alapjaként működik és mindig befektetési alapokba alokálja a tőkéjének a túlnyomó többségét.

IRODALOMJEGYZÉK

Abdulali A (2006): The Bias Ratio: Measuring the Shape of Fraud. Protégé Partners Quarterly Letter

Acerbi C, Tasche D (2002): On the Coherence of Expected Shortfall. Journal of Banking and Finance 26: 1487–1504

Akerlof G A, Shiller, R J (2011): Animal Spirits. Avagy a lelki tényezők szerepe a gazdaságban és a globális kapitalizmusban. Budapest: Corvina.

Amihud Y (2014): The Pricing of the Illiquidity Factor's Systemic Risk, dOI10.2139/ssrn.2411856

Arrow K J (1971): Essays in theory of risk-bearing. North-Holland, Amsterdam

Ball R, Brown P (1968) An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. Journal of Accounting Research 6(2): 159-178

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

Barberis N, Shleifer A, Vishny R (1998): A model of investor sentiment. Journal of Financial Economics 49(3): 307-343

Barberis N, Thaler R (2003): A Survey of Behavioral Finance. In: Constantinides G M, Harris M, Stulz R M, szerk. Handbook of the Economics of Finance: Corporate Finance. Elsevier 1053-1128

Bélyácz I (2011): Cáfolja-e a globális pénzügyi válság a hatékony piac hipotézisét? Jura 17 (1): 7-24

Berlinger E, Horváth F, Vidovics-Dancs Á (2012): Tőkeáttétel-ciklusok. Hitelintézeti Szemle 11(1): 1-23

Berlinger E, Keresztúri J L, Tamásné Vőneki Zs (2018): A működési kockázatokra ható, országspecifikus tényezők vizsgálata: A sajtószabadság szerepe. In: Dömötör, B.; Keresztúri, J. L., szerk. PRMIA Hungary Chapter Éves Konferenciája, *A Magyar kockázatkezelési kutatások legújabb eredményei TANULMÁNYKÖTET*. Budapest: Budapesti Corvinus Egyetem, 18-24.

Bernard V L, Thomas J K (1989): Post-Earnings-Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium? Journal of Accounting Research 27: 1-36

- Binder J J (1998): The Event Study Methodology Since 1969. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 11(2): 111-137
- Bodie Z, Kane A, Marcus A J (2009): *Investments*. McGraw-Hill.
- Boehmer E, Musumeci J, Poulsen A B (1991): Event-study methodology under conditions of event-induced variance. *Journal of Financial Economics* 30(2): 253-272
- Bollen NPB, Pool VK (2008): Conditional Return Smoothing in the Hedge Fund Industry. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 43:267–298
- Bollen NPB, Pool VK (2009): Do Hedge Fund Managers Misreport Returns? Evidence from the Pooled Distribution. *Journal of Finance* 64:2257–2288
- Brealey R A, Myers S C (2011): *Modern vállalati pénzügyek*. 7 szerk. Budapest: Panem
- Brennan M J, Jegadeesh N, Swaminathan B (1993): Investment Analysis and the Adjustment of Stock Prices to Common Information. *The Review of Financial Studies* 6(4): 799-824.
- Brown N C, Wei K D, Wermers R (2013): Analyst recommendations, mutual fund herding, and overreaction in stock prices. *Management Science* 60(1): 1-20
- Brown S, Kang M, In F, Lee G (2010): Resisting the Manipulation of Performance Metrics: An Empirical Analysis of the Manipulation-Proof Performance Measure
- Burgstahler D, Dishev I (1997): Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24: 99–126.
- Cable J, Holland K (1999): Modelling normal returns in event studies: a model-selection approach and pilot study. *The European Journal of Finance* 5(4): 331-341
- Csóka P, Pintér M (2016): On the impossibility of fair risk allocation. *The B.E. Journal of Theoretical Economics*, 16 (1): 143-158
- Chan L K C, Jegadeesh N, Lakonishok J (1996): Momentum Strategies. *The Journal of Finance* 51 (5): 1681-1713
- Chan L K C, Karceski J, Lakonishok J (2007): Analysts' Conflict of Interest and Biases in Earnings Forecasts. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42(4): 893-914
- Chordia T, Goyal A, Sadka G, Sadka R (2009): Liquidity and the Post-Earnings-Announcement Drift. *Financial Analysts Journal* 65(4): 18-32
- Chordia T, Subrahmanyam A, Tong Q (2014): Have capital market anomalies attenuated in the recent era of high liquidity and trading activity? *Journal of Accounting and Economics*, 58(1): 41-58
- Corrado C J (2011): Event studies: A methodology review. *Accounting & Finance*, 51(1): 207-234

Daniel K D, Hirshleifer D, Subrahmanyam A (2001): Overconfidence, Arbitrage, and Equilibrium Asset Pricing. *The Journal of Finance* 56(3): 921-965

Daniel K, Hirshleifer D, Subrahmanyam A (1998): Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions. *The Journal of Finance* 53(6): 1839-1885

Daniel K, Titman S (1999): Market Efficiency in an Irrational World. *Financial Analysts Journal* 55(6): 28-40

Danielsson J (2011): *Financial Risk Forecasting. The Theory and Practice of Forecasting Market Risk, with Implementation in R and Matlab*. Chichester: Wiley

Danielsson J (2013): *Global Financial Systems. Stability and Risk*. Harlow: Pearson

Danielsson J, Shin H S, Zigrand J-P (2009) Risk Appetite and Endogenous Risk
<http://www.lse.ac.uk/fmg/researchProgrammes/paulWoolleyCentre/pdf/second%20Confernc%20Papers/Zigrand.pdf>

De Bondt W F M, Thaler R (1985): Does the Stock Market Overreact? *The Journal of Finance* 40(3): 793-805

deHaan E, Shevlin T, Thornock J (2015): Market (in) attention and the strategic scheduling and timing of earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 60(1): 36-55

Doyle J T, Magilke M J (2015): The Strategic Timing of Management Forecasts
<http://ssrn.com/abstract=1479867>

Dyck A, Lins KV, Pomorski L (2013): Does Active Management Pay? New International Evidence. *Review of Asset Pricing Studies* 3(2):200–228

Fama E F (1970) Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance* 25(2): 383-417

Fama E F (1991): Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance* 46(5): 1575-1617

Fama, E F (1998): Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics* 49(3): 283-306

Fama E F, Fisher L, Jensen M C, Roll R (1969): The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review* 10(1): 1-21

Fama E F, French K R (1992): The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance* 47(2): 427-465

Fama E F, French K R (1996): Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance* 51(1): 55-84

Francis J, Lafond R, Olsson P, Schipper K (2007): Information Uncertainty and Post-Earnings-Announcement-Drift. *Journal of Business Finance & Accounting* 34(3-4): 403-433

Friend I, Blume M E (1975): The demand for risky assets. *American Economic Review* 65: 900-922

Foster G, Olsen, C, Shevlin T (1984): Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns. *The Accounting Review*. 59(4): 574-603.

Gandelman N, Hernandez-Murillo, R (2015): Risk Aversion at the Country Level. *Review* 97 (1): 53-66

Gemmill G, Hwang S, Salmon M (2006): Performance measurement with loss aversion. *Journal of Asset Management* 7(3-4): 190–207

Gompers P A, Metrick A (2001): Institutional Investors and Equity Prices. *The Quarterly Journal of Economics* 116(1): 229-259

Gospodinov N, Robotti C (2013): Asset Pricing Theories, Models, and Tests. In: Baker H K, Filbeck G, szerk. *Portfolio Theory and Management*. Oxford University Press: 46-72

Grossman S J, Stiglitz J E (1980): On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review* 70(3): 393-408

Hasanhodzic J, Lo AW (2007): Can Hedge Fund Returns Be Replicated? The Linear Case. *Journal of Investment Management* 5(2):5–45

Havran D, Lovas A, & Berezvai Z (2015): *Vállalati pénzügy (SPM, SKM): Gondolkodtató és gyakorló feladatok gyűjteménye*, Budapest: Befektetések és Vállalati Pénzügyi Tanszék Alapítványa.

Hirshleifer D (2001): Investor psychology and asset pricing. *The Journal of Finance*, 56(4): 1533-1597

Hirshleifer D, Lim S S., Teoh S H (2009): Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News. *The Journal of Finance* 64(5): 2289-2325

Hou K, Peng L, Xiong W (2009): A Tale of Two Anomalies: The Implication of Investor Attention for Price and Earnings Momentum. <http://ssrn.com/abstract=976394>

Hunyadi L, Vita (2008): *Statisztika II*. Budapest: Aula

Ingersoll J, Spiegel M, Goetzmann W, Welch I (2007): Portfolio Performance Manipulation and Manipulation-proof Performance Measures. *The Review of Financial Studies* 20(5):1503–1546

Jegadeesh N, Titman S (1993): Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1): 65-91

Jensen M (1969): Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios. *Journal of Business* 42:217–235

- Jensen M C (1968): The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *The Journal of Finance* 23(2): 389-416
- Jorion P (1996): Risk2: Measuring the risk in Value at Risk. *Financial Analysts Journal* 52(6):47–56
- Kahneman D (2013): Gyors és lassú gondolkodás. Budapest: HVG Könyvek
- Kahneman D, Riepe M W (1998): Aspects of investor psychology. *The Journal of Portfolio Management* 24(4): 52-65
- Kahneman D, Tversky A (1979): Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. *Econometrica* 47(2): 263-292
- Kahneman D, Tversky A (1992): Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty* 5(4): 297–323.
- Kaushik A, Brinckman DE, Rose CC (2013): Performance Evaluation and Fund Selection Criteria for Mutual Funds over the Period 2000-2011. *Accounting and Finance Research* 2(3):111–118
- Kolari J W, Pynnönen S (2010): Event Study Testing with Cross-sectional Correlation of Abnormal Returns. *The Review of Financial Studies* 23(11): 3996-4025
- Kothari S P, Warner J B (2007): Econometrics of Event Studies. In: Eckbo B E, szerk. *Handbook of Corporate Finance. Empirical Corporate Finance*. North Holland: 3-36
- Kumar A (2009): Hard-to-Value Stocks, Behavioral Biases, and Informed Trading. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44(6): 1375-1401
- Kydland F E, Prescott E C (1982): Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica* 50: 1345-1370
- Laffont J-J, Maskin E S (1990): The Efficient Market Hypothesis and Insider Trading on the Stock Market. *Journal of Political Economy* 98(1): 70-93
- Lakonishok J, Lee I (2001): Are Insider Trades Informative?. *The Review of Financial Studies* 14(1): 79-111
- Lakonishok J, Shleifer A, Vishny R W (1994): Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. *The Journal of Finance* 49(5): 1541-1578
- Layard R, Mayraz G, Nickell S (2008): The Marginal Utility of Income. *Journal of Public Economics* 92(8-9): 1846-57
- Lehmann B N (1990): Fads, Martingales, and Market Efficiency. *The Quarterly Journal of Economics* 105(1): 1-28
- Lequeux P, Acar E (1998): A Dynamic Benchmark for Managed Currencies Funds. *European Journal of Finance* 4(4):311–330

Lintner J (1965): The valuation of risk assets on the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics* 47: 13-37

Lo A W, MacKinlay A C (1990): When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction? *The Review of Financial Studies* 3(2): 175-205

Mallikarjunappa T, Dsouza J J (2014): A Study of Quarterly Earnings Announcement and Stock Price Reactions, *The IUP Journal of Applied Finance*

MacKinlay A C (1997): Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature* 35(1): 13-39

Malkiel B G (2003): The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspect* 17(1): 59-82

Malkiel B G (2005): Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later. *The Financial Review* 40(1): 1-9

Mas-Colell A, Whinston MD, Green JR (1995): *Microeconomic Theory*. Oxford University Press, Oxford

Modigliani F, Modigliani L (1997): Risk- Adjusted Performance. *Journal of Portfolio Management* 23:45–54

Naffa H (2009): Eszközárzási anomáliák többváltozós modellje. *Hitelintézeti Szemle*, 8(6): 516-527

Erdő P, Ormos P, Zibricky D (2011): Non-parametric and semi-parametric asset pricing. *Economic Modelling*, 28(3): 1150-1162

Pellicer M J A, Rees W P (1999): Regularities in the Equity Price Response to Earnings Announcements in Spain. *The European Accounting Review*, 8(4): 585-607

Pojarliev M, Levich RM (2008): Do professional currencymanagers beat the benchmark? *Financial Analysts Journal* 64(5): 18–32

Pojarliev M, Levich RM (2013): Evaluating Absolute Return Managers. *Financial Markets and Portfolio Management* 28(1): 95–103

Rao S V D N, Sreejith U (2014): Event Study Methodology: A Critical Review. *The Macrotheme Review* 3(1A): 40-53

Rácz D A (2012): Why Invest in Energy Efficiency? The Example of Lighting, *Journal of Environmental Sustainability*, Volume II. Edition 1 - DOI: 10.14448/jes.02.0001

Rácz D A (2019a): Abszolút hozamú befektetési alapok teljesítményének értékelése – a teljesítménymanipulálás kimutatása. *Közgazdasági Szemle* 66(7-8): 824-846

RÁCZ D A (2019b): Manipulációbiztos mutatók összehasonlítása magyar adatokon. Hitelintézeti Szemle 18(2): 31-51

RÁCZ D A, HUSZÁR G (2018) Negyedéves jelentések meglepetéshatása S&P 500 indexelemekre. Kéziratcikk

RÁCZ D A, HUSZÁR G (2019): Negyedéves jelentések meglepetéshatása S&P 500 indexelemekre. Pénzügyi Szemle/Public Finance Quarterly 2019/2: 244-264

Rockafellar R, Uryasev S (2001): Conditional value-at-risk for general loss distributions. Tech. rep., ISE Dept., University of Florida

Russell T, Thaler R (1985): The Relevance of Quasi Rationality in Competitive Markets. The American Economic Review 75(5): 1071-1082

Skinner D J, Sloan R G (2002): Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio. Review of Accounting Studies 7: 289-312

Schwager J D (2012a): Market Wizards. Interviews with Top Traders. Hoboken, New Jersey: Wiley

Schwager J D (2012b): Hedge Fund Market Wizards. How Winning Traders Win. Hoboken, New Jersey: Wiley

Serra A P, (2004): Event Study Tests: A Brief Survey. <http://ssrn.com/abstract=1066816>

Sharpe W F (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. The Journal of Finance 19(3): 425-442

Sharpe W F (1966): Mutual Fund Performance. Journal of Business 39: 119– 138

Shleifer A, Vishny R W, (1997) The Limits of Arbitrage. The Journal of Finance 52(1): 35-55

Soros G, (2003): The Alchemy of Finance. 3. ed. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons

Sortino F A, Price L N (1994): Performance measurement in a downside risk framework. Journal of Investing 3:50–8

Silverman BW (1986): Density Estimation for Statistics and Data Analysis. Chapman and Hall, MA: New York

Sortino F A (2001): From Alpha to Omega. In: Sortino FA, Satchell SE (eds) Managing Downside Risk in Financial Markets, Reed Educational and Professional Publishing Ltd.

Sortino F A, van der Meer R (1991): Downside Risk. Journal of Portfolio Management 17: 27–31

Szpiro G G, Outreville J-F (1988): Relative Risk Aversion Around the World: Further Results, *Journal of Banking and Finance*, 6 (1): 127-28

Treynor J (1965): How to Rate Management of Investment Funds. *Harward Business Review* 43:63–75

Treynor J, Black F (1973): How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection. *Journal of Business* 46: 66–86

Treynor J, Mazuy K (1966): Can Mutual Funds Outguess the Market? *Harvard Business Review* 44:131–136

Váradí K, Gyarmati Á, Lubláy Á (2012): Virtuális árhatás a Budapesti Értéktőzsdén. *Közgazdasági Szemle* 59(5): 508–539

Zhang X F (2006): Information Uncertainty and Stock Returns. *The Journal of Finance* 41(1): 105-136

Zawadowski Á (2017): Kezelési költségük határozza-e meg a Magyarországon forgalmazott részvénytőzsdén befektetési alapok teljesítményét? *Közgazdasági Szemle* 64(11): 1186-1201

Walter Gy (2002): VaR-limitrendszer melletti hozammaximalizálás: a kaszinóhatás. *Közgazdasági Szemle* 49 (3): 212-234

Watts R L (1978): Systematic ‘Abnormal’ Returns after Quarterly Earnings Announcements. *Journal of Financial Economics*, 6(2 -3): 127-150

Young T W (1991): Calmar ratio: A smoother tool. *Futures* 20(1): 40

A TÉMAKÖRREL KAPCSOLATOS SAJÁT PUBLIKÁCIÓK JEGYZÉKE

Publikációk referált szakmai folyóiratokban (magyar)

Rácz D A (2019a): Abszolút hozamú befektetési alapok teljesítményének értékelése – a teljesítménymanipulálás kimutatása. Közgazdasági Szemle 66(7-8): 824-846

Rácz D A (2019b): Manipulációbiztos mutatók összehasonlítása magyar adatokon. Hitelintézeti Szemle 18(2): 31-51

Rácz D A - Huszár G (2019): Negyedéves jelentések meglepetéshatása S&P 500 indexelemekre. Pénzügyi Szemle/Public Finance Quarterly 2019/2: 244-264

Publikációk referált szakmai folyóiratokban (angol)

Rácz D A (2012): Why Invest in Energy Efficiency? The Example of Lighting, Journal of Environmental Sustainability, Volume II. Edition 1 - DOI: 10.14448/jes.02.0001

Rácz D A (2019b): Comparison of Manipulation-proof Measures on Hungarian Data. Financial and economic review 18(2): 31-51

Rácz D A, Huszár G (2019): The Effects of Earnings Surprises in Quarterly Reports on S&P 500 Components. Public Finance Quarterly 2019/2: 239-259

Egyéb

Könyvfejezet

Csóka P, Rácz D A (2016): Költségegyenértékes a fejlesztések értékelésében In: Fazakas Gergely, Walter György (szerk.) Vállalati pénzügyi esetek és döntések. 184 p. Budapest: Befektetések és Vállalati Pénzügyi Tanszék Alapítványa, 2016. p. 46-47. - ISBN:978-963-12-5887-5

Konferenciakiadványok és előadások (magyar)

Rácz D A (2013): Energiahatékonysági befektetések pénzügyi hozamainak és kockázatainak elemzése, Torockó, Románia, Mikó Imre Szakkollégium, Pénzügyi Tábor, 2013. április 20.

Morvay E, Lakatos Zs, Rácz D A (2018): Beszámoló a 8. Pénzügyi piacok likviditása konferenciáról. Hitelintézeti Szemle 17(2): 161-165.

Konferenciakiadványok és előadások (angol)

Rácz D A (2014): How to Measure the Performance of Active Portfolios – A Literature Review, Annual Financial Market Liquidity Conference Budapest, 2014. november 20-21. Budapest: BCE Befektetések és Vállalati Pénzügy Tanszék, 2014. p. 20. - ISBN:978-963-12-1068-2

Rácz D A (2015): Tracing the Performance Manipulation of Active Funds, Annual Financial Market Liquidity Conference Budapest, 2015. november 19-20. Budapest: BCE Befektetések és Vállalati Pénzügy Tanszék, 2015. p. 39. - ISBN 978-963-12-4291-1

Műhelytanulmányok

Rácz D A (2014): Performance Measurement of Active Funds, 4th PhD Student Conference, Corvinus University of Budapest, 2014. December 5.

Rácz D A (2015): Mutual Fund Performance Evaluation, 5th PhD Student Conference, Corvinus University of Budapest, 2015. május 13.

Rácz D A, Huszár G (2018) Negyedéves jelentések meglepetéshatása S&P 500 indexelemekre.