KÖZGAZDASÁGI SZEMLE, LXVI. ÉVF., 2019. JÚLIUS–AUGUSZTUS (824–846. o.)

RÁCZ DÁVID ANDOR

Abszolút hozamú befektetési alapok teljesítményének értékelése – a teljesítménymanipulálás kimutatása

Számos mutatószámmal és megközelítéssel lehet értékelni az aktívan menedzselt befektetési alapokat. A teljesítményértékelésben fontos probléma a manipulálhatóság, amely nemcsak az abszolút hozamú, hanem minden befektetési és fedezeti alapot érintő jelenség. Ebben a cikkben elsőként prezentáljuk a *manipulációbiztos mutatószámok* alkalmazását magyar befektetési alapok teljesítményértékelésére, valamint a hozammanipuláció nyomainak kimutatására. Megmutatjuk továbbá, hogy az elemzett magyar adatokon nem egyértelmű a *kételkedési hányadosnak* a szakirodalomban megfigyelt, az alternatív hozammanipulációt kimutató módszerekkel való szoros átfedése (*Brown és szerzőtársai* [2010] alapján 80 százalékos egyezés). Eredményeink alapján a *torzítási ráta* a potenciális hozammanipuláció kimutatására jobb előszűrő eszköznek bizonyult, mint a *kételkedési hányados*.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: C10, G11, G24C10, G11, G24.

Ebben a cikkben először azt a kérdést járjuk körül, hogy miként értékeljük az abszolút hozamú befektetési alapok teljesítményét. Az abszolút hozamú befektetési alapok aktívan menedzseltek, és – eltérően a többi befektetési alaptól – nem követnek referenciaértékeket (benchmarkokat) vagy -indexeket, hanem céljuk az, hogy minden piaci körülmény között pozitív hozamot érjenek el alacsony volatilitás mellett. Ez egyrészt azáltal lehetséges, hogy szofisztikáltabb pénzügyi termékeket – például származtatott termékeket – is beépítenek a portfóliójukba, és így védekeznek a veszteségek kockázatával szemben. Másrészt az alapkezelő nemcsak 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 maximumarányok is elő vannak írva,

* Köszönöm *Csóka Péternek* és *Pintér Miklósnak,* hogy értékes észrevételeikkel és javaslataikkal segítették a munkámat.

Rácz Dávid Andor a Budapesti Corvinus Egyetem Gazdálkodástani Doktori Iskolájának doktorjelöltje (e-mail: raczdavidandor@gmail.com).

A kézirat első változata 2019. február 13-án érkezett szerkesztőségünkbe.
DOI: http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2019.7-8.824

így még akkor sem csökkenthetik le egy adott eszközosztály arányát egy szintnél alacsonyabbra, ha megítélésük szerint a piaci viszonyok ezt tennék szükségessé. Így akkor sem kerülhetnek el bizonyos veszteségeket, ha egyébként erre szakmai helyzetértékelésük alapján képesek lennének.

A szakirodalomból világos, hogy a klasszikus teljesítményértékelő mutatószámok alkalmazása több esetben problémákat vet fel (*Pojarliev–Levich* [2013], *Ingersoll és szerzőtársai* [2007]). Az abszolút hozamú befektetési és fedezeti alapok esetében ezért új teljesítményértékelő mutatószámokat kell építeni, amelyek függetlenek a referenciaértékektől, és akkor is képesek a kockázat–hozam kombinációk helyes értékelésére, ha a befektetési alap hozameloszlása abnormális. E probléma egyik lehetséges megoldása a *manipulációbiztos teljesítménymutatók (Manipulation Proof Performance Measure, MPPM)* alkalmazása, amelyek a mikroökonómiából jól ismert hasznosságelméleten alapulnak. Ezek konstrukciójuknak köszönhetően kifejezetten alkalmasak aktívan menedzselt alapok értékelésére, mert értéküket csak tényleges információ/képesség birtokában, a befektető hasznosságát ténylegesen növelő, valódi hozzáadott értéket teremtő befektetési döntésekkel lehet növelni. Míg pusztán annak ismeretében, hogy milyen mutatóval mérik a teljesítményt, ez nem lehetséges, szemben a klasszikus mérőszámokkal, amelyeket csupán a mérőszám ismeretével, többlettudás és többletinformáció nélkül is lehet manipulálni (*Ingersoll és szerzőtársai* [2007]).

Az általunk vizsgált második kérdéskör: van-e nyoma hozammanipulációnak vagy hozamsimításnak a magyar abszolút hozamú befektetési alapok esetében? Annak kimutatása a manipulációbiztos teljesítménymutatóra épülő *kételkedési hányadossal* vagy más alternatív módszerekkel hatékonyabb-e? Az eredményeink a szakirodalomban látottakkal szemben azt mutatják, hogy a *torzítási ráta* a potenciális hozammanipuláció kimutatásának jobb előszűrő eszköze, mint a *kételkedési hányados*. Így elsősorban a *torzítási ráta* eredményei alapján ajánlott további, részletesebb elemzéseket végezni, például diszkontinuitáselemzéssel.

A cikk felépítése a következő: először a szakirodalomban elterjedt teljesítménymutatókat ismertetjük, majd bemutatjuk a saját eredményeink számításához felhasznált módszertant, valamint a hazai abszolút hozamú befektetési alapok elemzését a manipulációbiztos teljesítménymutatókkal, illetve a hozammanipuláció nyomainak kimutatását különböző módszerekkel. Végül egy rövid összefoglalással zárjuk a dolgozatot.

Teljesítményértékelő mutatószámok

A következőkben áttekintjük az irodalomban és az alkalmazásokban előforduló teljesítményértékelő mutatószámokat, bemutatva felépítésüket, a felépítésükhöz használt gondolatmenetet, illetve azt, hogy az egyes változatok a korábbiaknak milyen hibáit igyekeztek kezelni, és hogy az aktívan menedzselt alapok – különösen az abszolút hozamú alapok – esetében milyen hiányosságok lépnek fel, ami miatt alternatív mutatószámok keresése felé kell fordulnunk.

A szakirodalomban számos szempontja van az aktívan menedzselt portfóliók értékelésének (*Pojarliev–Levich* [2013], *Ingersoll és szerzőtársai* [2007], *Zawadowski* [2017], *Erdős és szerzőtársai* [2011], *Walter* [2002]). Jellemzően a következő mutatószámokkal találkozhatunk az irodalomban: Jensen-alfa (*Jensen* [1969]), Sharpe-ráta (*Sharpe* [1966]), Sortino-ráta (*Sortino–Van der Meer* [1991], *Sortino* [2001]), Treynor-ráta (*Treynor* [1965]), információs ráta (*Treynor–Black* [1973]), M2 (*Modigliani–Modigliani* [1997], a kockáztatott érték *(Value-at-Risk, VaR)* (*Jorion* [1996]), *Expected Shortfall (ES)* (*Rockafellar–Uryasev* [2001], *Acerbi–Tasche* [2002]) stb. Bár ezek a klasszikus teljesítményértékelő mutatószámok széles körben alkalmazottak az aktívan menedzselt befektetési alapok teljesítményének mérésére, könnyen belátható, hogy alkalmazásuk számos esetben nem egyértelmű és nem problémamentes (*Ingersoll és szerzőtársai* [2007]). Ezekből hármat mutatunk be részletesebben, rámutatva a mutatószámok elméleti és gyakorlati problémáira, valamint az ezen problémák kiküszöbölését célzó, a mutatószámok között megfigyelhető fejlődésre.

A *Sharpe-rátát* (*Sharpe* [1966]) teljesítményértékelésre használva „csak” arra kapunk választ, hogy a befektetési alap megfelelő többlethozamot biztosít-e egységnyi vállalt többletkockázatért, azonban a mutató arról nem ad információt, hogy milyen a kapcsolat a referenciaindex és a befektetési alap teljesítménye között, azaz nem bontja meg a befektetési alap teljesítményét a piaci, illetve a referenciaindex változásából fakadó teljesítményre, valamint a befektetésialap-kezelő egyedi döntéseiből fakadó teljesítményre. Így a használatával nem kapunk információt arról, hogy az alapkezelő pontosan milyen módon teljesített felül vagy alul a referenciaindexhez képest.

Erre a kérdésre próbál válaszolni a *Jensen-alfa* (*Jensen* [1969]), amely a szakirodalomban az egyik legelterjedtebben használt mutató, mivel közérthetően mutatja az alul- vagy felülteljesítést a referenciaindexhez viszonyítva, és a kiszámítása is viszonylag egyszerű. Ugyanakkor csak azt mutatja meg, hogy milyen hozamot ért el az alapkezelő a referenciaértékhez viszonyítva, de hogy ehhez milyen többletkockázatot vállalt, azt nem. Így általa nem tudjuk meg, hogy mennyivel kockázatosabb az alapkezelő felülsúlyozásaival kialakított portfólió a referenciaértékekhez viszonyítva.

Az *információs ráta* (*Treynor–Black* [1973]) ezt a problémát kezelve azt mutatja meg, hogy az alapkezelő az aktívan vállalt kockázati egységre vetítve milyen többlethozamot ért el (Jensen-alfa a Jensen-alfa szórására vetítve). Az *információs ráta* lényegében a Sharpe-ráta módosítása, ahol a többlethozamot a kockázatmentes hozam helyett a referenciaértékhez viszonyítjuk, és a referenciaindexhez képest vállalt többletkockázathoz arányosítjuk. Az abszolút hozamú alapok esetében azonban nem magától értetődő, hogy mi az a referenciaindex, amelyhez viszonyítva helyes teljesítményértékelésre juthatunk, mivel 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.

A piaci gyakorlat szerint az abszolút hozamú alapok esetében a referenciaindex a kockázatmentes hozam vagy állampapíroknak egy meghatározott indexe. Ez a megközelítés ugyanakkor összekeveri a referenciaindexre (-indexekre) való kitettségből *vagy* érzékenységből származó hozamot, valamint a referenciaértékekhez viszonyított többlethozamot, a Jensen-alfát. Mivel a befektetési alap kockázatos eszközökbe is fektet, a hozamának egy része értelemszerűen a referenciaindexekre való érzékenységből fakad. Így helytelen a Jensen-alfákat a kockázatmentes hozamból mint referenciaindexből levezetni, mert a kimutatott Jensen-alfák nagyságának jelentős hányadát valójában nem az alapkezelő hozzáértése magyarázza, hanem az, hogy az általa választott összetételű portfólió kockázatos index(ek)et követ.

Alfa-ráta

Az előbbiekben tárgyalt probléma miatt nem magától értetődő feladat az abszolút hozamú befektetési alapok esetében, hogy miként azonosítsuk a befektetési alap hozamának a megfelelő referenciához (benchmarkhoz) társítható részét, és így az *információs ráta* számítását is módosítani kell. Az egyik lehetséges megoldás a kockázati tényezőkre épülő keret használata. Ezek a tényezők különféle befektetési stílusokat vagy különböző kockázati tényezőket jeleníthetnek meg. Segítségükkel az abszolút hozamú befektetési alapok esetében is viszonylag pontosan szétválasztható a különféle kockázati tényezők követéséből fakadó piaci hozam és referenciahozam, valamint az alapkezelő egyedi tudásából, saját befektetési döntéseiből fakadó hozam. *Pojarliev–Levich* [2013] a módosított *információs rátát alfa*-rátának nevezi (IR^*):

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

ahol

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

továbbá R_p a befektetési alap hozama, F_{it} a különféle kockázati tényezők és befektetési stílusok, $\hat{\beta}_{it}$ a befektetési alap hozamának a különböző kockázati tényezőkre való érzékenysége, e_t pedig a becslési hiba.

Az alkalmazott módszertan

A *manipulációbiztos teljesítménymutatók* jelentik a másik megoldást az abszolút hozamú befektetési alapok teljesítményének a helyes értékelésére, emellett felhasználhatók bármilyen befektetési és fedezeti alap értékelésére is. Sajátos konstrukciójuknak köszönhetően a helyes teljesítményértékelés mellett még azzal a tulajdonsággal is rendelkeznek, hogy ellenállnak a különféle manipulációs kísérleteknek. Mielőtt rátérünk a saját számításainkra, át kell tekintenünk röviden a *manipulációbiztos teljesítménymutatók* hátterét, illetve a számításainkhoz felhasznált módszertant.

Manipulációbiztos teljesítménymutatók

Manipulációbiztosságon nem a mikroökonómiában közismert Gibbard–Satterthwaite-tétel (lásd például *Mas-Colell és szerzőtársai* [1995] 23. fejezet) szerinti manipulációmentességet értjük. Itt ugyanis nem egy társadalmi választási függvény manipulációval való sebezhetőséget vizsgáljuk. Ehelyett itt azt szeretnénk biztosítani, hogy az alapkezelő menedzser ne tudja pusztán azáltal növelni a saját teljesítményalapú javadalmazását, valamint bónuszait, hogy ismeri az értékelésére használt teljesítménymutatót. Ne létezzenek olyan befektetési döntések, amelyek bár nem növelik ténylegesen a befektetési alapot birtokló befektetők hasznosságát, mégis növelik az értékelésre használt mutatószám értékét (például jelentésbeli simításokkal átlagolt hozameredményekkel csökkentve a szórást). 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 többletinformációik, vagy jobb képességeik vannak a piacnál, és ezekre építve valóban képesek kockázattal korrigált többlethozamot generálva eltérni a piaci indexet leképező portfólió-összetételtől.

A klasszikus teljesítménymutatók esetében *Ingersoll és szerzőtársai* [2007] megmutatta, hogy azok manipulálhatók, sőt azt is, hogy hogyan. Léteznek olyan kereskedési és jelentési eljárások, amelyek növelik ugyan a mutatók értékeit, de nem növelik a befektetők hozam–kockázat térben értelmezett hasznosságát. Ugyanakkor létezhet olyan jól megkonstruált teljesítménymutató, amely hasznossági alapú megközelítéssel kiküszöböli a fenti problémákat (*Ingersoll és szerzőtársai* [2007]). További előnye a *manipulációbiztos teljesítménymutatóknak,* hogy előfeltevéseihez nem tartozik a hozamok normális eloszlásának feltevése, így eredményeik kevésbé torzulnak a valós életben tapasztalt ferde és vastag szélű hozameloszlások esetében, szemben a klasszikus teljesítménymutatókkal.

Ingersoll és szerzőtársai [2007] a *manipulációbiztos teljesítménymutatókat* (*MBTM*) a következő feltételekkel jellemezték:

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. informálatlan befektetők nem érhetnek el magasabb becsült értékszámot, ha eltérnek a referenciaindextől, az informált befektetők azonban arbitrázslehetőségek használata által igen;
4. a mutatószámnak konzisztensnek kell lennie az általános pénzpiaci egyensúlyi feltételekkel.

Ha e feltevések közül bármelyik nem teljesül, akkor létezik legalább egy olyan módszer, amellyel aktív portfóliókezelők képesek az értékszámuk javítására, manipulálására olyan stratégiák alkalmazásával, amelyek *látszólag* jobb kockázat–hozam elosztásokhoz vezetnek, de a valóságban úgy érnek el magasabb értékszámot, hogy mögöttük nincs valós teljesítmény, nem növelik a befektető hasznosságát.

Az 1. feltétel kizárja azokat a mutatószámokat, amelyek csak részben állítanak fel sorrendet, továbbá az olyan használhatatlan mutatószámokat, amelyek egyszerűen csak az elérhető hozamokat állítják egy listába.

A 2. 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 rendelkezik, mint a másik, az még nem jelenti azt, hogy az egyik alap jobban is teljesít, mint a másik.

A 3. és 4. feltétel azt foglalja össze, hogy az informálatlan befektetők nem profitálhatnak a referenciaindextől való eltérésből, például azzal, hogy megpróbálják megváltoztatni a befektetési alap értékszámát a megfigyelhető adatokon, míg az arbitrázslehetőségek kihasználásából eredő többletteljesítménynek valóban tükröződnie kell az értékszámban. 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 vagy 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. *Ingersoll és szerzőtársai* [2007] megmutatja, hogy ezek a feltételek akkor teljesülnek, ha a mutatószám:

1. növekedő a hozamokra (monoton),
2. konkáv,
3. időben szeparábilis,
4. hatványfüggvény formájú.

Az 1. feltétel azt biztosítja, hogy a mutatószám elismeri az arbitrázslehetőségeket. A 2. feltétel azt akadályozza meg, hogy pusztán a tőkeáttétel növelése vagy a beárazatlan kockázat hozzáadása által magasabb értékszámot lehessen elérni. Másképpen megfogalmazva, nemcsak az elért hozam nagysága, hanem a vállalt kockázat is számít. A 3. feltétel a dinamikus, azaz időbeli manipulációt akadályozza meg. A 4. feltétel biztosítja a konzisztenciát a pénzpiaci egyensúlyelmélettel, és azért kell különböző időpontokból venni a különböző hozamokat, hogy helyettesítsék a különböző kimenetekből származó hozamokat.

A $\hat{\Theta}$ – az *Ingersoll és szerzőtársai* [2007] által javasolt mutató – teljesíti a fenti feltételeket:

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

ahol az r_t az alap hozama, r_{ft} a kockázatmentes hozam. A ρ a relatív kockázatelutasítási együttható, amelynek az értéke a szakirodalomban megtalálható empirikus adatok alapján általában a 0,2 és 10 közötti tartományban mozog.

Arrow [1971] alapján az értéke 1 körüli, valamint *Szpiro–Outreville* [1988] eredményei szerint 1 és 5 közé esik, a hányados átlaga pedig 2,89. *Layard és szerzőtársai* [2008] szintén 1 körüli értékeket tapasztalt. *Friend–Blume* [1975] és *Kydland–Prescott* [1982] szerint 2 körüli, míg *Ingersoll és szerzőtársai* [2007] alapján pedig 2 és 4 közötti tartományban mozog. *Gandelman–Hernandez-Murillo* [2015] szerint országonként eltérő értéket mutat, 1 körüli jellemző értékkel, és az átlagtól jelentősen eltérő országok értékei is belefférnek a 0–3 tartományba.

A $\hat{\Theta}$ 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.

Mind *Ingersoll és szerzőtársai* [2007], mind *Brown és szerzőtársai* [2010] 2 és 4 közötti relatív kockázatelutasítási együtthatókkal számolt. *Ingersoll és szerzőtársai* [2007] azzal indokolta ezt az alkalmazott tartományt, hogy bár elvileg lehetséges lenne ennél szélesebb intervallummal is számolni az empirikus adatok szerint, de a 2 és 4 közötti relatív kockázatelutasítási együttható olyan portfólióknak felel meg, amelyeknek a tőkeáttétele 1,75 és 0,75 közötti. Ez a tartomány pedig felöleli a legtöbb rangsorolni kívánt alapot. *Brown és szerzőtársai* [2010] az *Ingersoll és szerzőtársai* [2007] eredményeivel való összevethetőség miatt döntött a 2 és 4 közötti kockázatelutasítási együtthatók használata mellett. Az összevethetőség miatt mi is 2 és 4 közötti kockázatelutasítási együtthatókkal fogunk számolni a későbbiekben.

A manipulált teljesítmény feltárása a manipulációbiztos teljesítménymutató segítségével

Brown és szerzőtársai [2010] egy alternatív formában az *Ingersoll és szerzőtársai* [2007]-féle manipulációbiztos teljesítménymutató (*MBTM)* lineáris közelítését írta fel:

$$\hat{\Theta}(\rho)=\frac{1}{\Delta t}\left\{\overline{x}+\frac{1-\rho}{2}\left(s_x^*\right)^2\right\}, \tag{2}$$

ahol $\overline{x}$ a többlethozam átlaga, $\left(s_x^*\right)^2=s_x^2\left(T-1\right)/T$ a többlethozam mintából számított varianciája, ρ a relatív kockázatelutasítási együttható, Δt pedig az egységnyi időintervallumot jelenti, amelyre a hozamokat számítottuk.

Ez az egyszerűsítés lehetővé tette az úgynevezett *kételkedési hányados (Doubt Ratio, DR)* felírását, amely különböző kockázatelutasítási együtthatókkal számolt indexértékekből következtet az implikált kockázatelutasítás alakulására. Amennyiben extrém változásokat mutat ki az implikált kockázatelutasításban, akkor nagy valószínűséggel manipuláció áll a háttérben. Ezt az összefüggést sikerült az empirikus adataikon is kimutatni alternatív statisztikai módszerek alkalmazásával, amelyek más megközelítéssel mutattak ki jelentésbeli, illetve hozammanipulációt. A szerzők mindezekből arra következtettek, hogy a *kételkedési hányados* segítségével is megbízhatóan azonosíthatók a hozammanipulációk.

A *kételkedési hányados* (*DR*) képlete:

$$DR = \frac{\hat{\Theta}(2)}{\hat{\Theta}(2) - \hat{\Theta}(3)} + 2 \approx \frac{2\overline{x}}{\left(s_x^*\right)^2} + 1. \tag{3}$$

Brown és szerzőtársai [2010] szerint a lejelentett hozamok kisimítása lehet a legáltalánosabb mód 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 többlethozam átlagának és varianciájának különbségére épül. A vizsgált adataikon a szerzőknek sikerült bizonyítaniuk, hogy az *MBTM* ellenáll a hozammanipulációnak: az alternatív statisztikai módszerek szerint is manipuláltnak mért fedezeti alapok esetében az *MBTM* és a klasszikus mutatószámok közötti rangkorreláció értéke alacsonyabb, mint a klasszikus mutatószámok közötti, mivel a klasszikus mutatószámok hasonlóan torzulnak a manipulációk hatására. Ezzel szemben a kontrollmintaként a *Hasanhodzic–Lo* [2007] lineárisfaktor-modelljével a fedezeti alapokra számított torzításmentes replikált hozamok esetében a várakozásoknak megfelelően a rangkorreláció a különböző kockázatelutasítási együtthatókkal számolt *MBTM*-ek és a klasszikus teljesítménymérő mutatószámok között ugyanolyan, mint a klasszikus mutatószámok között, mivel – azok konstrukciójának megfelelően – definíció szerint nincs manipuláció a hozamokban.

Magyarországi abszolút hozamú befektetési alapok elemzése

Saját számításokat végeztünk a Magyarországon forgalmazott, forintban denominált abszolút hozamú alapok esetében. A vizsgálat arra tért ki, hogy van-e lényeges eltérés a klasszikus mutatószámok (Sharpe-ráta) és az *MBTM* között, illetve figyelembe véve a *kételkedési hányadost*, a *torzítási rátát* és a diszkontinuitáselemzést is, találunk-e olyan alapokat, ahol kirívóan magas a manipuláció vagy egyéb anomália esélye.

Harminckét olyan befektetési alapot választottunk ki az elemzésünk számára *(1. táblázat),* amelyek az abszolút hozamú befektetési alapok kategóriájába tartoznak, forintban vannak denominálva, folyamatos kereskedési múltjuk legalább hétéves, és a hozamadataik elérhetők a Bamosz (Befektetési Alapkezelők és Vagyonkezelők Magyarországi Szövetsége) honlapján (http://www.bamosz.hu).

Az elemzési periódusnak a 2010. április 28. és 2017. április 27. közötti időszakot választottuk, amely 56 832 napi hozamot ölelt fel. Kockázatmentes hozamnak az ÁKK 12 havi referenciahozamát használtuk, mivel ez a rövid lejáratú állampapírhozam nemcsak kockázatmentesnek tekinthető, de jól tükrözi az elemzett időszakban a kockázatmentes hozam lényeges változásait is. Az *MBTM Brown és szerzőtársai* [2010]-féle számításához a 12 havi referenciahozam havi változásait vettük figyelembe, míg a Sharpe-rátához a teljes időszakra számított átlaghozamot használtuk, amire évesített 3,62 százalék adódott.

A Sharpe-rátákat különféle kockázatelutasítási hányadosok mellett hasonlítottuk az alkalmazott *MBTM*-hez. A rangkorrelációk viszonylag magas értéket vettek fel

1. táblázat
A kiválasztott abszolút hozamú alapok

Sorszám	Alap neve	Alap ISIN kódja
1.	Aberdeen Diversified Growth Alapok Alapja B	HU0000704549
2.	Aberdeen Diversified Growth Alapok Alapja I	HU0000704556
3.	Aegon Alfa	HU0000703970
4.	Aegon MoneyMaxx A	HU0000703145
5.	Aegon ÓzonMaxx	HU0000705157
6.	Aegon Smart Money	HU0000708169
7.	Budapest Kontroll Alap A	HU0000702741
8.	Citadella Származtatott	HU0000707948
9.	Concorde Columbus	HU0000705702
10.	Concorde PB2	HU0000704705
11.	Concorde Rubicon	HU0000707252
12.	Concorde VM	HU0000703749
13.	Erste DPM Alternatív	HU0000705314
14.	Erste Multistrategy Abszolút Hozamú Alapok Alapja	HU0000705322
15.	Generali IPO	HU0000706791
16.	Generali Spirit	HU0000706833
17.	Generali Titanium Abszolút Alapok Alapja	HU0000706817
18.	OTP Abszolút Hozam A	HU0000704457
19.	OTP EMDA	HU0000706361
20.	OTP G10 Euró A	HU0000706221
21.	OTP Supra	HU0000706379
22.	OTP Új Európa Alap A	HU0000705827
23.	Platina Alfa	HU0000704648
24.	Platina Béta	HU0000704655
25.	Platina Delta A	HU0000704671
26.	Platina Gamma	HU0000704663
27.	Platina Pí A	HU0000704689
28.	Raiffeisen Hozam Prémium Alap A	HU0000703699
29.	Raiffeisen Index Prémium	HU0000703707
30.	Raiffeisen Private Pannonia Alapok Alapja A	HU0000705231
31.	Sovereign PB Származtatott	HU0000707732
32.	Takarék Invest Abszolút Hozamú Alap	HU0000707997

a 0,87–0,9 sávban *(2. táblázat),* 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.

2. táblázat
Rangkorrelációk a Sharpe-ráta és az *MBTM* között különböző kockázatelutasítási együtthatókra

	Sharpe-ráta
MBTM(2)	0,9051
MBTM(3)	0,8981
MBTM(4)	0,8724

A rangkorreláció értékei arra utalnak, hogy van néhány alap, amelyek esetében komoly eltérés mutatkozik a Sharpe-ráta szerinti rangsorolás és az *MBTM* szerinti rangsorolás szerint, különösen az *MBTM*(4) kockázatelutasítás mellett *(1. ábra)*.

– Az OTP G10 Euró 16. a Sharpe-ráta alapján, de csak 32. az *MBTM*(4) által rangsorolva,

– A Platina Delta 17. a Sharpe-ráta szerint, de csak a 30. az *MBTM*(4) alapú rangsorban,

– A Raiffeisen Index Prémium 28. a Sharpe-alapú rangsorban, ám 20. az *MBTM*(4) szerint,

– A Raiffeisen Hozam Prémium 25. a Sharpe-ráta alapján rangsorolva, viszont 18. az *MBTM*(4) szerinti rangsorolásban.

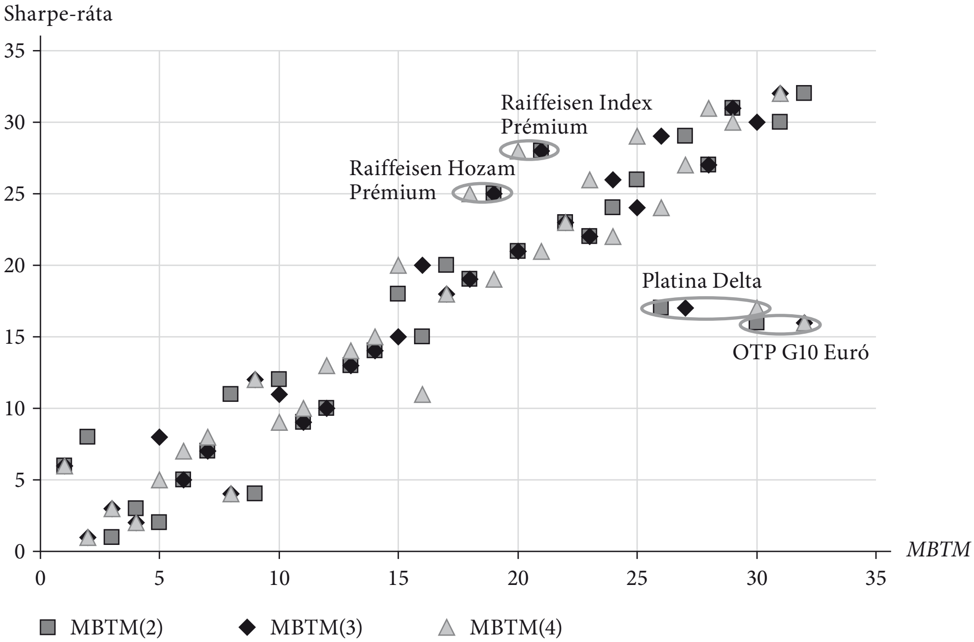
Az *MBTM* szerinti rangsorolás stabilnak mondható, mivel a különböző kockázatelutasítási együtthatókra közel azonos eredményeket ad. A rangkorreláció az *MBTM* különböző kockázatelutasítási együtthatóval számolt verziói között nagyon magas értékeket mutat a 0,97–0,99 tartományban. Ahogy a *3. táblázatban* látható, a Sharpe-ráta és az *MBTM*-alapú rangsorolás nagyobb eltérést mutat az *MBTM*(3) alapján legrosszabbnak értékelt alapok esetén, mint az *MBTM*(3) szerint legjobbnak értékelt alapok esetében. Ennek leginkább az OTP G10 Euró alap az okozója, mert ahogy már említettük, a Sharpe-ráta szerint 16. a sorban, míg az *MBTM*(3) alapján csak a 32.

A Citadella, Platina Pí, Platina Alfa sorban a 2., a 3. és a 4. az *MBTM* szerint, és a 4., az 5. és a 3. a Sharpe-ráta alapján. Ugyanakkor érdekes látni, hogy ezek a befektetési alapok benne vannak a vizsgált alapok közötti legmagasabb öt (top 5) *kételkedési hányadossal* rendelkezők csoportjában. Bár a vizsgált alapok esetében a legmagasabb *kételkedési hányados*ok az 50–80 közötti sávban helyezkednek el, ami egyáltalán nem számít kiugró értéknek a szakirodalom alapján. A Concorde Rubicon 1. helyen rangsorolt a 3-as kockázatelutasítási együtthatóval számított *MBTM* szerint, és 11. a Sharpe-ráta rangsorában, míg az OTP Supra 5. az *MBTM* rangsorában, és 8. a Sharpe-ráta alapján. *Brown és szerzőtársai* [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 is a legjobb ötbe tartozik az *MBTM* rangsorában, pedig az egyik legmagasabb szórással rendelkeznek a vizsgált mintában (21. és 29. legkevésbé biztonságosak a 32 befektetési alapból).

3. táblázat
Az *MBTM* alapján legjobbnak és legrosszabbnak rangsorolt alapok tulajdonságai

Mutató	Legjobb öt alap *MBTM*(3) alapján				
	Concorde Rubicon	Citadella	Platina Pí	Platina Alfa	OTP Supra
Átlagos hozam	10,84	4,00	9,40	9,21	13,36
Az átlagos hozam szerinti rangsor	3.	4.	5.	6.	2.
A hozam szórása	7,39	4,47	4,67	4,19	15,19
A hozam szórása szerinti rangsor	24.	12.	14.	10.	29.
Sharpe-ráta	0,98	1,34	1,24	1,33	0,64
Sharpe-ráta szerinti rangsor	6.	1.	3.	2.	8.
MBTM(2)	0,0651	0,0579	0,0556	0,0543	0,0615
MBTM(3)	0,0624	0,0569	0,0545	0,0535	0,0488
MBTM(4)	0,0597	0,0559	0,0534	0,0526	0,0361
Kételkedési hányados	25,88	59,98	53,02	64,07	6,84
Kételkedési hányados szerinti rangsor	22.	29.	28.	31.	19.
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 öt alap *MBTM*(3) alapján				
	OTP G10 Euró	Sovereign PB	Generali Spirit	Erste Multistrategy	Generali Titanium
Átlagos hozam	7,03	–1,17	0,45	0,79	1,33
Az átlagos hozam szerinti rangsor	9.	32.	31.	30.	29.
A hozam szórása	22,07	5,76	6,95	5,60	6,96
A hozam szórása szerinti rangsor	32.	17	21	16	22
Sharpe-ráta	0,15	–0,83	–0,46	–0,51	–0,33
Sharpe-ráta szerinti rangsor	16.	32	30	31	27
MBTM(2)	–0,0375	–0,0523	–0,0378	–0,0319	–0,0291
MBTM(3)	–0,0617	–0,0542	–0,0403	–0,0335	–0,0316
MBTM(4)	–0,0859	–0,0561	–0,0427	–0,0351	–0,0341
Kételkedési hányados	0,45	–25,40	–13,48	–18,25	–9,84
Kételkedési hányados szerinti rangsor	13.	1.	7.	5.	8.
MBTM(2) rangsor	30.	32.	31.	29.	28.
MBTM(3) rangsor	32.	31.	30.	29.	28.
MBTM(4) rangsor	32.	31.	29.	28.	27.

1. ábra
A Sharpe-ráta és az *MBTM* rangsorolásának összehasonlítása különböző kockázatelutasítási együtthatók mellett



A hozammanipuláció, hozamsimítás nyomainak kimutatása különböző módszerekkel

A következőkben a hozammanipuláció vagy hozamsimítás nyomait keressük különféle módszerekkel, a *kételkedési hányados*, illetve a *torzítási ráta* segítségével – kiszűrve azokat a befektetési alapokat, amelyek esetében a legmagasabb a valószínűsége hozammanipuláció meglétének.

A *kételkedési hányados* és a Sharpe-ráta segítségével a csoportátlagtól vett eltérésük alapján a hozammanipulációval legvalószínűbben gyanúsítható befektetési alapok csoportját azonosítjuk. Az öt legmagasabb *kételkedési hányados*sal rendelkező alapot láthatjuk *4. táblázatban*.

A *kételkedési hányados* az 50–80 közötti sávban marad még ezen alapok esetében is, ami messze elmarad a gyanús jelzésnek számító, *Brown és szerzőtársai* [2010] által kritikusnak tekintett 150 körüli értékektől, így ezen módszer alapján nem találtuk nyomát hozammanipulációnak vagy hozamsimításnak. Ugyanakkor az is látható, hogy az *MBTM* nem változik jelentősen a különböző kockázatelutasítási hányadosokra néhány alap esetében, azaz az implikált kockázatelutasítás relatíve magas. Ugyan a legmagasabb öt *kételkedési hányadosú* alapból négy egyben a legmagasabb Sharpe-rátával rendelkező alap is, ám az öt alapból három az *MBTM* szerint is a legjobban teljesítő négy alap közé tartozik. A másik kettő is

4. táblázat
A legmagasabb *kételkedési hányadossal* rendelkező alapok tulajdonságai

	Platina Pí	Citadella	Aegon ÓzonMaxx	Platina Alfa	Platina Béta
Átlagos hozam	9,40	9,61	3,78	9,21	6,46
Az átlagos hozam szerinti rangsor	5.	4.	21.	6.	11.
A hozam szórása	4,67	4,47	0,92	4,19	2,78
A hozam szórása szerinti rangsor	14.	12.	1.	10.	6.
Sharpe-ráta	1,24	1,34	0,17	1,33	1,02
Sharpe-ráta szerinti rangsor	3.	1.	15.	2.	4.
MBTM(2)	0,05559	0,05795	0,00261	0,05433	0,02839
MBTM(3)	0,05450	0,05695	0,00256	0,05345	0,02800
MBTM(4)	0,05341	0,05595	0,00252	0,05258	0,02762
Kételkedési hányados	53,02	59,98	63,89	64,07	75,61
Kételkedési hányados szerinti rangsor	28.	29.	30.	31.	32.
MBTM(2) rangsor	4.	3.	16.	5.	9.
MBTM(3) rangsor	3.	2.	15.	4.	8.
MBTM(4) rangsor	3.	2.	14.	4.	8.

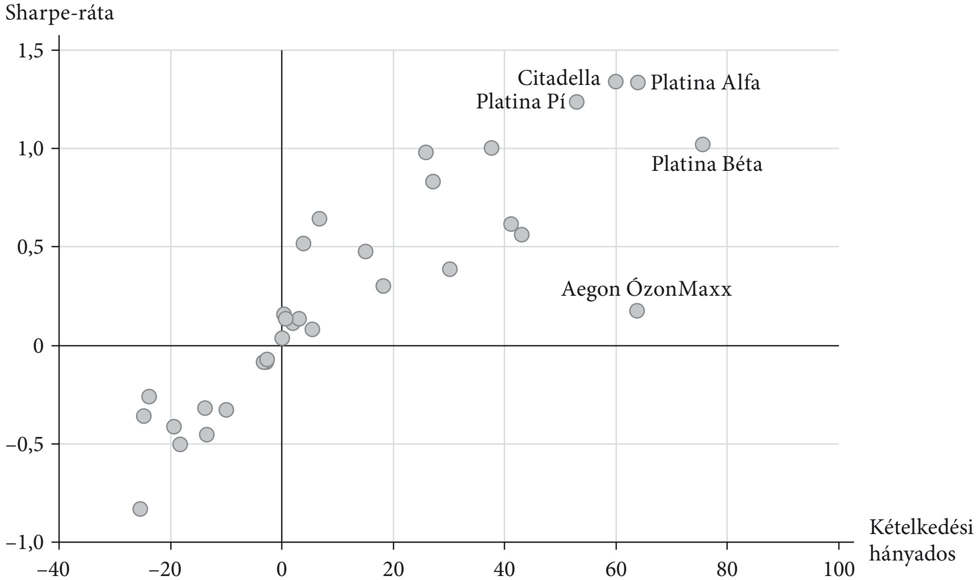
a jól teljesítő top 15 része. Így mindezeket figyelembe véve nem állíthatjuk, hogy hozammanipuláció okozná ezen öt alap kiváló Sharpe-ráta-eredményét és rangsorát. Ugyanakkor a Sharpe-ráta–*kételkedési hányados* térben tekintve *(2. ábra)* ezen öt befektetési alap kiugrónak *(outlier)* tűnik értékeivel a többi megfigyelt befektetési alaphoz képest, így esetükben legalábbis indokoltnak tűnik további vizsgálatok elvégzése.

Abdulali [2006] vezette be a *torzítási ráta (Bias Ratio)* használatát a fedezeti alapok hozamainak elemzésére, amellyel kiszűrhetők azok a fedezeti alapok, amelyek feltételezhetően hozamsimítást vagy más hozammanipulációt alkalmaznak, elsősorban a ritkán árazódó vagy nehezen értékelhető nettó eszközértékű portfólióelemeiken keresztül. A *torzítási ráta* (*TR*) konkrét mércéje az alapok eszközeinek értékelésében fellelhető torzításnak: a hozamok eloszlásának alakját a 0 hozam körüli 1–1 szórásnyi kritikus sávban méri [lásd a (4) képletet], jelezve azon fedezeti vagy befektetési alapokat, amelyek esetében felmerül a hozamsimítás vagy más manipuláció lehetősége. Az így kiszűrt fedezeti alapokat azután részletesebb elemzéseknek érdemes alávetni.

$$TR = \frac{\text{Megfigyelt gyakoriság}(r_i): r_i \in [0,\ +1{,}0\sigma]}{1 + \text{Megfigyelt gyakoriság}(r_i): r_i \in [-1{,}0\sigma,\ 0)}, \tag{4}$$

ahol $[0, \sigma]$ a 0-t is magában foglaló zárt intervallum a hozamok $+1$ szórásáig bezárólag. A $[-\sigma, 0)$ 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.

2. ábra
A legmagasabb *kételkedési hányadossal* rendelkező alapok elemzése.



A *torzítási ráta* az első és a második kvartilis görbéje alatti terület arányát közelíti. Tulajdonságai a következők:

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 $TR \to 1$, ha $n \to \infty$.

A 0 átlagú és normális eloszlású fedezeti és befektetési alapoknak 1-nél kisebb a *torzítási rátája,* míg a nagy piaci indexeknek 1-nél nagyobb, a főbb részvényindexeknek pedig 1 és 1,5 közötti. A készpénzbe és diszkontkötvény-típusú eszközökbe fektető alapok és befektetési stratégiák relatíve konstans pozitív hozamokat generálnak, nagyon ritka veszteséges időszakokkal, aminek hatására eloszlásuk a 0 körül jobbra ferde, következésképpen magas a torzítási rátájuk is. Így a *torzítási ráta* használata kevésbé megbízható olyan befektetési alapok vagy fedezeti alapok esetében, amelyek magas készpénzjellegű befektetésekkel rendelkeznek. Az *Abdulali* [2006] által vizsgált részvényalapú fedezeti alapok *torzítási rátái* 0,3 és 3 között szóródtak, 1,29-os várható érték és 0,5-es szórás mellett. Az eltérő befektetési stílust követő fedezetialap-csoportok esetében széles szórást mutatnak a *torzítási ráta* értékei, valamint az egyes csoportok átlagai és mediánjai.

A magyar abszolút hozamú befektetési alapok adatain végzett saját számításaink szerint a *torzítási ráta* értékei nagyrészt az 1,18 és 1,37 kvartilisek között összpontosulnak. Az átlag 1,34, míg a medián 1,28, a legkisebb érték 0,96, míg a legnagyobb 2,64. *Abdulali* [2006] szerint a *torzítási rátát* mint az esetleges hozamsimítás vagy hozammanipuláció jelzőrendszerét úgy érdemes használni, hogy az adott típusba tartozó befektetési vagy fedezeti alapok közül azokat vetjük részletesebb vizsgálat alá, amelyek a csoport *torzítási rátájának* a mediánja fölött helyezkednek el. Így *Abdulali* [2006] ajánlásait szigorúan követve a medián alapján 16, az átlag alapján 10 befektetési alapot érdemes további vizsgálatoknak alávetni a hozamsimítás vagy egyéb hozam-manipuláció, kétes eszközértékelés nyomait keresve.

Ha csak azokra a befektetési alapokra összpontosítunk, amelyek értékei kiugrók a csoport többi tagjához képest, akkor az 1,53-nál magasabb *torzítási rátájú* befektetési alapokat érdemes vizsgálni, esetünkben az *5. táblázatban* szereplő hat alapot.

5. táblázat
Kiugró *torzítási rátájú* befektetési alapok

Az alap neve	Torzítási ráta
Aegon ÓzonMaxx	2,64
Erste DPM	1,81
Aegon MoneyMaxx	1,70
Raiffeisen Hozam Prémium	1,56
Aegon Smart Money	1,54
Citadella Származtatott	1,54

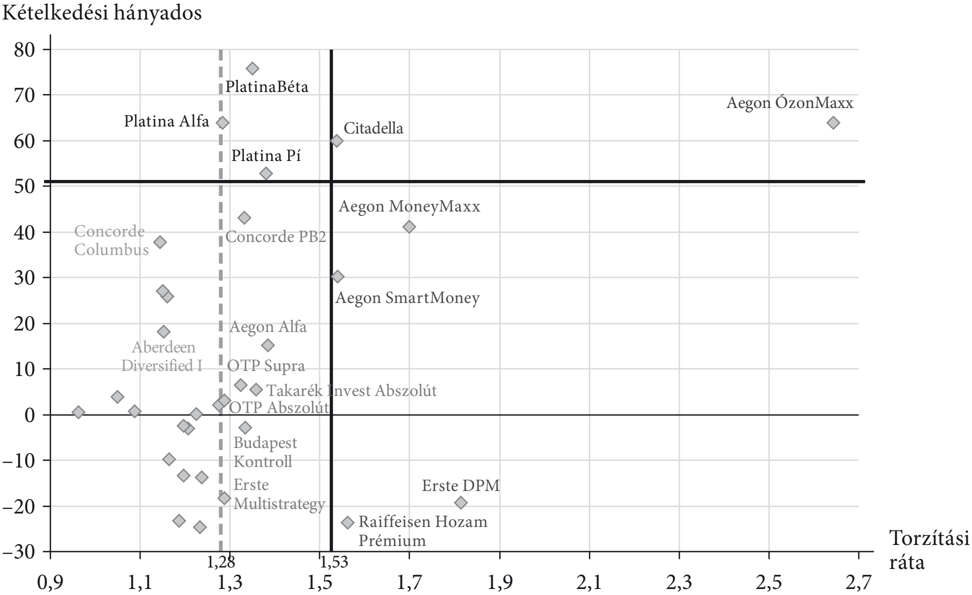
Az 1,53-os kritikus érték egybevágna *Abdulali* [2006] azon megfigyelésével is, hogy a főbb részvényindexek torzítási rátái 1 és 1,5 között szóródnak, és az abszolút hozamú befektetési alapok portfóliójában ezek mindenképp meghatározó részt tesznek ki. Fontos ugyanakkor megjegyeznünk, hogy bármelyik kritikus értéket is választjuk, önmagában a *torzítási ráta* alapján nem tudjuk teljes bizonyossággal kijelenteni, hogy a kritikus érték fölötti befektetési alapok biztosan hozammanipulációt vagy hozamsimítást alkalmaznak, csak azt, hogy az eloszlásukban 0 körül az 1–1 szórásnyi intervallumban tapasztalható aránytalanság erősen felveti ennek a gyanúját.

A kételkedési hányados és a torzítási ráta összevetése, diszkontinuitáselemzés

A következőkben arra a kérdésre keressük a választ, hogy a *torzítási ráta* értékei és a *kételkedési hányados* értékei között milyen kapcsolat van, mennyiben fedi egymást a két módszer. Továbbá a *diszkontinuitáselemzést* felhasználva részletesebb értékelésnek vetjük alá a gyanúsnak előminősített befektetési alapok hozameloszlását, hogy nagyobb bizonyossággal lehessen azonosítani a hozammanipuláció jelenlétét. Az eredmények alapján – a nemzetközi tapasztalatok ellenére – a *kételkedési hányados* kevésbé bizonyult megbízható előjelző eszköznek, mint a *torzítási ráta*.

A *kételkedési hányados* és a *torzítási ráta* között a korrelációs együttható 0,35, míg a rangkorreláció 0,22, ami gyenge-közepes kapcsolatot jelez. Ha grafikonon ábrázoljuk a befektetési alapokat a *torzítási ráta* és a *kételkedési hányados* szerint, akkor megfigyelhetjük, hogy a kiugró értékek tekintetében milyen a kapcsolat *(3. ábra)*.

3. ábra
A *torzítási ráta* és a *kételkedési hányados* értékeinek összehasonlítása



Bár a *kételkedési hányados* esetében az értékek elmaradtak a *Brown és szerzőtársai* [2010] által kritikus értéknek meghatározott 150 körüli szintektől, így a mutató alapján egy befektetési alapról sem lehetett egyértelműen megállapítani a hozammanipulációt, volt öt olyan befektetési alap, amelynek kiugró értékei voltak a Sharpe-rátát is figyelembe véve a megfigyelt többi befektetési alaphoz képest *(2. ábra)*. Ezek rendre a Platina Pí, Citadella Származtatott, Platina Alfa, Aegon ÓzonMaxx és a Platina Béta. Ezek közül a Platina Pí, Platina Alfa, Platina Béta *torzítási rátájának* értéke 1,3-1,4 körüli (lásd a *3. ábra* 50,0 *kételkedési hányados* feletti és 1,53 *torzítási ráta* alatti, bal felső részében), amivel még nem ütnek el látványosan a többi befektetési alap értékeitől (Q3 = 1,36). A *2. ábra* kapcsán leírtak, valamint a *3. ábra* alapján úgy értékeljük, hogy ezt a három befektetési alapot lényegesen eltérő értékekkel csak a *kételkedési hányados* különbözteti meg a többi befektetési alaptól, míg a *torzítási ráta* nem. Ugyanakkor *Abdulali* [2006] mediánszabálya (lásd a *3. ábrán* az 1,28-os értéket szaggatott vonallal ábrázolva) alapján már gyanúsnak számítanak, és ezért indokolt részletesebb elemzésnek alávetni őket.

Az Aegon Smart Money, Raiffeisen Hozam Prémium, Aegon MoneyMaxx és Erste DPM a *3. ábrának* az 50,0 *kételkedési hányados* alatti és az 1,53 *torzítási ráta* feletti jobb alsó részében helyezkednek el. Ugyanis ezeknek az 1,53-nál nagyobb torzítási rátái a csoporttól lényegesen kiugró értékei szerint a *torzítási ráta* potenciális hozamsimítottság vagy hozammanipuláltság gyanújával különbözteti meg a többi befektetési alaptól, viszont a *kételkedési hányados* szerint nincsenek kiugró értékeik.

Két befektetési alapot találunk, amelyet mind a *kételkedési hányados*, mind a *torzítási ráta* a megfigyelt többi befektetési alap csoportjától kiugró értékekkel különböztet meg, azaz bár egyik módszer sem jelöli meg őket egyértelműen hozamsimítónak vagy hozammanipulónak, mindkettő esetében itt tűnik a legvalószínűbbnek a gyanú megalapozottsága. Ezeket a *3. ábra* jobb felső részén találjuk: Citadella Származtatott és Aegon ÓzonMaxx. Ez utóbbi esetében a kilógó értékek igen szembeötlők: míg a *torzítási ráta* esetében a 2,64-os értékkel toronymagasan szerepel az 1. helyen, az átlag közel duplájával és 0,83-dal meghaladva még a 2. helyezett befektetési alapot is, addig a 64-es *kételkedésihányados*-értékkel tulajdonképpel holtversenyben szerepel a 2. helyen (bár ténylegesen néhány századdal lemaradva a 2.-tól 3. a sorban).

Abdulali [2006] alapján további vizsgálatnak érdemes alávetni azokat a befektetési alapokat, amelyeknél a *torzítási ráta* értékei meghaladják a megfigyelt csoport mediánját, amely esetükben az 1,28-os kritikus érték, és ez 16 befektetési alapot érint. Részletesebb elemzésnek vetjük alá a befektetési alapok 0 körüli eloszlását, 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 javára.

Ennek megfelelően *diszkontinuitáselemzés* során a hisztogramok elkészítéséhez *Bollen–Pool* [2009]-et követve *Silverman* [1986] képletét használjuk:

$$h = 0{,}9 \min\left[\sigma;\ \frac{Q3 - Q1}{1{,}34}\right] N^{-0{,}2}, \tag{5}$$

ahol h az osztályok szélessége, σ a hozamok szórása, N a megfigyelt hozamok száma, $Q3$ és $Q1$ pedig a megfelelő kvartilisek. *Bollen–Pool* [2009] alapján mind a 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 illeszkedése mérésére *Bollen–Pool* [2009], valamint *Burgstahler–Dishev* [1997] szerinti képletünk:

$$Z = \frac{f - Np}{\sqrt{Np(1-p)}}, \tag{6}$$

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.

Bollen–Pool [2009], *Brown és szerzőtársai* [2010] és *Burgstahler–Dishev* [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 nagyobbnak 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 elemzésünk során több befektetési alap esetében azt találtuk, hogy a két osztályköz tekintetében tapasztalt eltérések iránya nem különbözik, ugyanakkor az eltérés mértéke többszörösen eltér a pozitív hozamok javára. Az eltérések nagyságrendjében megmutatkozó különbség tehát felhasználható számszerű jelzésként a diszkontinuitás meglétének megerősítésére a hisztogram lefutásának megfigyelése mellett.

Az elemzett 16 befektetési alapunk hisztogramjainak átvizsgálásakor azokra az esetekre figyeltünk, 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 a befektetési alap kezelője nem vádolható azzal, 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, azaz hozamsimításnak.

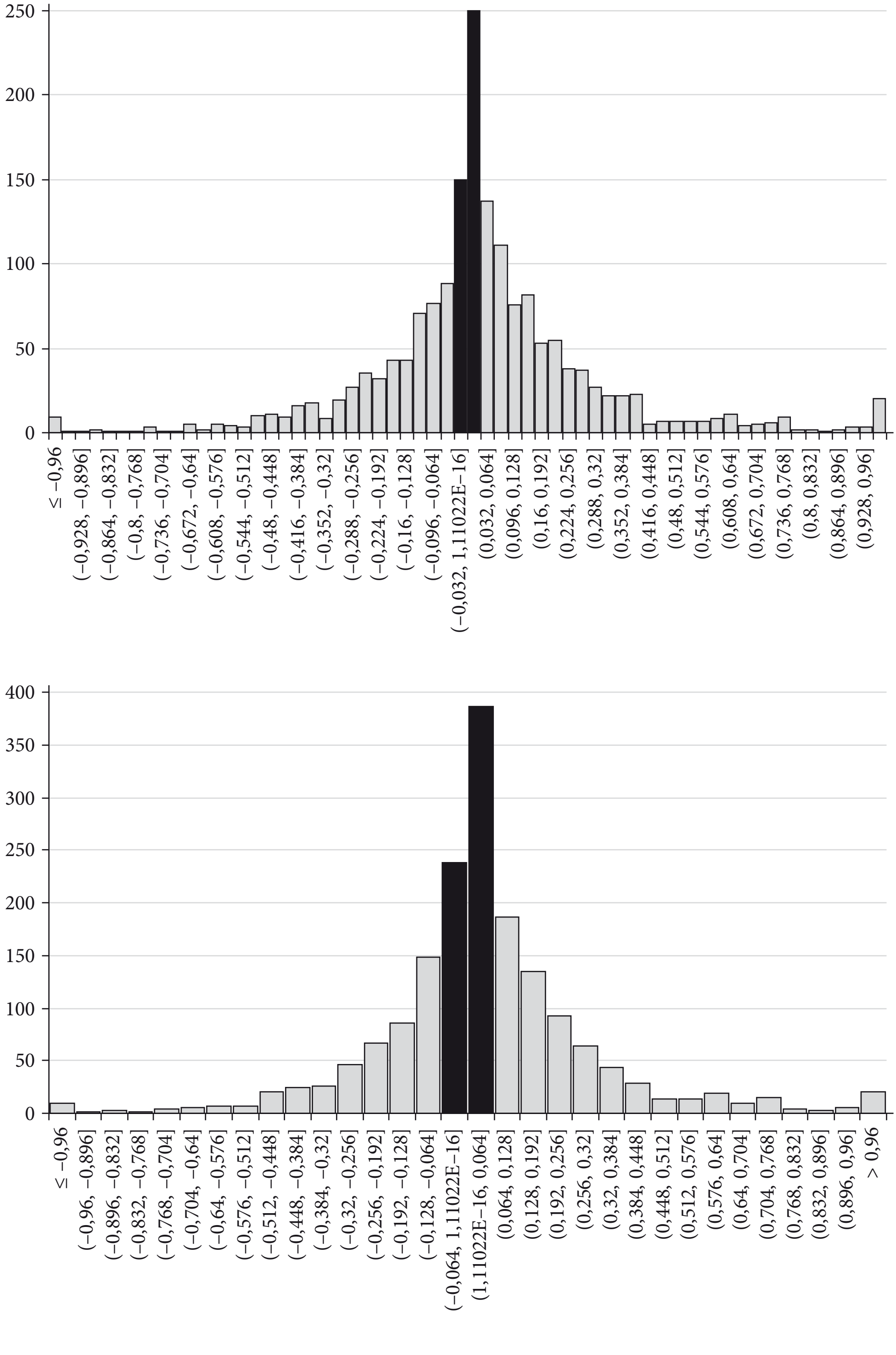
Azon esetek, ahol a 0 melletti negatív hozamok esetében a várható értéktől szignifikáns elmaradást tapasztalunk, míg a 0 melletti pozitív hozamok esetében szignifikáns meghaladást, egybevágnak *Bollen–Pool* [2009], valamint *Brown és szerzőtársai* [2010] megfigyeléseivel, és a szignifikáns eltérések már önmagukban azt valószínűsítik, hogy a 0 melletti pozitív hozamok gyakoriságát a 0 melletti negatív hozamok rovására mesterségesen növelték meg.

Két befektetési alap, amelyeket mind a *kételkedési hányados*, mind a *torzítási ráta* kirívóan gyanúsnak ítélt a hozamsimítás potenciális megléte szempontjából: a Citadella Származtatott, valamint az Aegon ÓzonMaxx befektetési alapok. A hisztogram megerősíti a 0 körüli diszkontinuitás meglétét a Citadella Származtatott Alap esetében, és így a feltételezhető hozamsimítást is, mivel mind a kisebb osztályszélesség, mind a kétszeres osztályszélesség esetén *(4. ábra)* is jelentős a 0 melletti pozitív hozamok fölénye: 150:250, valamint 238:387 arányban.

A normális eloszláshoz viszonyított tesztstatisztika értéke 8,7 a 0 melletti negatív és 20,1 a 0 melletti pozitív hozamok esetében, *Silverman* [1986] osztályközszélességével számolva, amelyek minden szokásos szignifikanciaszinten 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 2,3-szerese a negatív hozam esetében tapasztalt statisztikáénak. Kétszeres osztályközszélességgel számolva a tapasztalt tesztstatisztika értékei 7,5-19,6, azaz az eltérés mintegy 2,6-szeres.

Az Aegon ÓzonMaxx befektetési alap esetében is a potenciális hozamsimítás meglétére találunk nyomokat a hisztogram lefutását tekintve, mivel itt a 0 körüli közvetlen osztályok arányai rendre 139:205 és 209:390. A tesztstatisztikák arányai pedig 12,3:21,2 és 10,8:28,3, azaz 1,7 és 2,6.

4. ábra
A Citadella Származtatott Alap hozamainak 0 körüli diszkontinuitáselemzése



A *torzítási ráta* és a *kételkedési hányados* által a fentiekben kiszűrt, a *3. ábra* alapján hozamsimítással gyanúsítható további 14 befektetési alap esetében is elvégeztük a fenti diszkontinuitáselemzést a megfelelő osztályszélességű hisztogramok segítségével, amelyekből csak két olyan volt, amely nem mutatta semmilyen nyomát a diszkontinuitásnak, a többi esetben a diszkontinuitás erőssége szorosan együtt mozgott a *torzítási ráta* értékeivel.

Összefoglalva a diszkontinuitáselemzés eredményeit, a következő megfigyelésekre jutottunk.

– A *kételkedési hányados* alapján öt befektetési alap esetében látszik a legvalószínűbbnek a hozammanipuláció a csoportátlagtól való eltérésük alapján. Ebből az öt alapból három bizonyult hozamsimítottnak a hozamok diszkontinuitáselemzése alapján is.

– A *torzítási ráta* által a mediánt (1,28-ot) meghaladó és ezért elemzésre kijelölt befektetési alapból 16 van. Ezekből hat esetében nagy a valószínűsége a hozammanipulációnak a csoportátlagtól vett jelentős eltérés miatt, míg tíz esetében csak közepes a gyanú a mediánszabály alapján. Az előbbi hat esetében a diszkontinuitáselemzés megerősítette a hozamsimítás/hozammanipuláció lényeges/erős meglétét. Utóbbi tízből négy esetében a diszkontinuitáselemzés nem mutatta semmilyen jelét hozamsimításnak, öt esetében közepes-gyenge jeleit tapasztaltuk, míg egy esetében egyértelmű és erős jelzést tapasztaltunk. A *torzítási ráta* tehát 16-ból 12-szer megalapozottan vetette fel a hozammanipuláció valószínűségét.

A *torzítási ráta* alapján elemzésre kijelölt 16 befektetési alap magában foglalja a *kételkedési hányados* által a csoportátlagtól vett eltérés szerint kijelölt öt befektetési alapot. Két olyan alap van, amelyet a *kételkedési hányados* és a *torzítási ráta* is nagy valószínűséggel mutat hozammanipuláltnak, és ezt a gyanút a hozamok diszkontinuitáselemzése is megerősíti. Egy olyan befektetési alap van, amelyet a diszkontinuitáselemzés is egyértelműen hozamsimítottnak értékel, és a *kételkedési hányados* a csoportátlagtól való eltérés miatt jelöl meg, míg a *torzítási ráta* a csoportátlagtól való eltérés alapján nem, csak a mediánszabály szerinti gyengébb megkülönböztetéssel. Négy olyan befektetési alapot találtunk, amelyeket a csoportátlagtól vett eltérés alapján a *torzítási ráta* erősen gyanúsnak jelez, és a diszkontinuitáselemzés is erősen-közepesen erősen hozamsimítottnak mutat, míg a *kételkedési hányados* nem különbözteti meg őket. A *torzítási ráta* alapján gyengén gyanúsnak ítélt tíz befektetési alapból hat bizonyult megalapozott gyanúnak a diszkontinuitáselemzés szerint, ám a *kételkedési hányados* e tíz befektetési alap esetében nem jelzett gyanút.

Összegezve tehát az elemzett 32 befektetési alapból álló mintán a *kételkedési hányados* öt alap esetén jelezte a hozamsimítás gyanúját, és ebből háromszor bizonyult a jelzés megbízhatónak. A *torzítási ráta* pedig a csoportátlaghoz viszonyított erős jelzés alapján hatból hatszor bizonyult megbízhatónak, míg a gyengébb, mediánalapú jelzés esetében tízből hatszor, azaz összességében, mindkét jelzését figyelembe véve, 16-ból tízszer. Így a *torzítási ráta* az elemzett minta alapján a hozamsimítás megbízhatóbb jelzőjének tűnik, mint a *kételkedési hányados*. Ugyanakkor figyelembe kell vennünk, hogy a *kételkedési hányadost* pusztán a csoporthoz viszonyítva kirívóan eltérő értékkel rendelkező befektetési alapok azonosításán keresztül lehetett használni a mintán, mivel a 150-es kritikus értéket egyik befektetési alap sem érte el. 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 a *manipulációbiztos teljesítménymutatókon* (*MBTM*) keresztül, míg a *torzítási ráta* csak a hozamok eloszlását elemzi.

Összegzés

A klasszikus teljesítménymérő mutatószámok alkalmazása problémás az abszolút hozamú befektetési alapok esetében, mivel azok nem követnek referenciaértékeket, így a piaci hozamok/referenciahozamok, valamint az alapkezelő egyéni döntéseiből fakadó hozamok összekeverednek. E befektetési alapok abnormális hozameloszlása a derivatívák alkalmazásának köszönhetően, valamint a lehetséges hozamsimítás és teljesítménymanipuláció olyan akadályok, amelyeket a klasszikus mutatószámok segítségével nehéz kezelni.

A *manipulációbiztos teljesítménymutatók* (*MBTM*) használhatók e problémák áthidalására, és segíthetnek a befektetőknek azonosítani azokat az alapkezelőket, amelyek a befektetési tevékenységük során képesek valódi hozzáadott érték előállítására. Az *MBTM* segítségével lehetséges az implikált kockázatelutasítási hányadosok *(kételkedési hányadosok)* számítása, amivel a teljesítménymanipulálás/hozamsimítás nyomai feltárhatók. E mutatószámokat elsőként alkalmaztuk magyar befektetési alapok teljesítményértékelésére, valamint a hozammanipuláció nyomainak kimutatására.

A magyar abszolút hozamú alapok esetében az *MBTM* és a Sharpe-ráta közötti rangkorrelációk 0,87–0,9 tartományban mozogtak, ami ugyan magasabb a nemzetközi példák 0,7 körüli tartományánál, de a klasszikus mutatószámokhoz viszonyítva jelez annyi eltérést, amelyeket okozhat valamilyen szintű hozammanipuláció vagy hozamsimítás. Saját számításainknak a szakirodalomhoz hozzájáruló új eredménye, hogy a *kételkedési hányadosnak* a szakirodalomban megfigyelt, az alternatív hozammanipulációt kimutató módszerekkel való szoros átfedésével (*Brown és szerzőtársai* [2010] alapján 80 százalékos egyezés) szemben az elemzett mintánkon felemás eredményeink születtek: az alternatív módszerek a 32 befektetési alapból tágabban értelmezve 16, szigorúbb megközelítés szerint pedig hat esetben jeleztek jelentős anomáliát, azaz hozammanipulációt nagy valószínűséggel, míg a *kételkedési hányados* csak öt befektetési alapot jelölt meg gyanúsnak, és abból csak hármat erősítettek meg az alternatív módszerek is.

Összességében tehát az eredményeink szerint a *torzítási ráta* jobb előszűrő eszköznek bizonyult a hozammanipuláció részletesebb elemzéséhez (például diszkontinuitáselemzéssel), mint a *kételkedési hányados*. Ugyanakkor figyelembe kell vennünk, hogy a *kételkedési hányadost* pusztán a kiugró értékek *(outlier)* 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.

Hivatkozások

Abdulali, A. [2006]: The Bias Ratio: Measuring the Shape of Fraud. Protégé Partners, Quarterly Letter. https://www.protegepartners.com/www5/files/whitepapers/BiasRatioMeasuringShapeOfFraud.pdf.

Acerbi, C.–Tasche, D. [2002]: On the Coherence of Expected Shortfall. Journal of Banking and Finance, Vol. 26. No. 7. 1487–1503. o. https://doi.org/10.1016/s0378-4266(02)00283-2.

Arrow, K. J. [1971]: Essays in theory of risk-bearing. North-Holland, Amszterdam. https://doi.org/10.2307/2978877.

Bollen, N.–Pool, V. [2009]: Do Hedge Fund Managers Misreport Returns? Evidence from the Pooled Distribution. Journal of Finance, Vol. 64. No. 5. 2257–2288. o. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01500.x.

Brown, S. J.–Kang, M.–In, F. H.–Lee, G. [2010]: Resisting the Manipulation of Performance Metrics: An Empirical Analysis of the Manipulation-Proof Performance Measure. Finance and Corporate Governance Conference Paper, https://doi.org/10.2139/ssrn.1536323.

Burgstahler, D.–Dishev, I. [1997]: Earnings management to avoid earnings decreases and losses. Journal of Accounting and Economics, Vol. 24. No. 1. 99–126. o. https://doi.org/10.1016/s0165-4101(97)00017-7.

Erdős Péter–Ormos Mihály–Zibricky Dávid [2011]: Non-parametric and semi-parametric asset pricing. Economic Modelling, Vol. 28. No. 3. 1150–1162. o. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.12.008.

Friend, I.–Blume, M. E. [1975]: The demand for risky assets. American Economic Review, Vol. 65. No. 5. 900–922. o.

Gandelman, N.–Hernandez-Murillo, R. [2015]: Risk Aversion at the Country Level. Review, Vol. 97. No. 1. 53–66. o. https://doi.org/10.20955/r.2015.53-66.

Hasanhodzic, J.–Lo, A. W. [2007]: Can Hedge Fund Returns Be Replicated? The Linear Case. Journal of Investment Management, Vol. 5. No. 2. 5–45. o. https://doi.org/10.2139/ssrn.924565.

Ingersoll, J.–Spiegel, M.–Goetzmann, W.–Welch, I. [2007]: Portfolio Performance Manipulation and Manipulation-proof Performance Measures. The Review of Financial Studies, Vol. 20. No. 5. 1503–1546. o. https://doi.org/10.1093/rfs/hhm025.

Jensen, M. [1969]: Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios. Journal of Business, Vol. 42. No. 2. 167–247. o. https://doi.org/10.1086/295182.

Jorion, P. [1996]: Risk2: Measuring the risk in Value at Risk. Financial Analysts Journal, Vol. 52. No. 6. 47–56. o. https://doi.org/10.2469/faj.v52.n6.2039.

Kydland, F. E.–Prescott, E. C. [1982]: Time to build and aggregate fluctuations. Econometrica, Vol. 50. No. 6. 1345–1370. o. https://doi.org/10.2307/1913386.

Layard, R.–Mayraz, G.–Nickell, S. [2008]: The Marginal Utility of Income. Journal of Public Economics, Vol. 92. No. 8–9. 1846–1857. o. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.01.007.

Mas-Colell, A.–Whinston, M. D.–Green, J. R. [1995]: Microeconomic Theory. Oxford University Press, Oxford.

Modigliani, F.–Modigliani, L. [1997]: Risk-Adjusted Performance. Journal of Portfolio Management, Vol. 23. No. 2. 45–54. o. https://doi.org/10.3905/jpm.23.2.45.

Pojarliev, M.–Levich, R. M. [2013]: Evaluating Absolute Return Managers. Financial Markets and Portfolio Management, Vol. 28. No. 1. 95–103. o. https://doi.org/10.1007/s11408-013-0224-7.

Rockafellar, R.–Uryasev, S. [2001]: Conditional value-at-risk for general loss distributions. Tech. rep., ISE Dept. working paper, No. 5. University of Florida. https://doi.org/10.2139/ssrn.267256.

Sharpe, W. A. [1966]: Mutual Fund Performance. Journal of Business, Vol. 39. No. 1. 119–138. o. https://doi.org/10.1086/294846.

Silverman, B. W. [1986]: Density Estimation for Statistics and Data Analysis. Chapman and Hall, London–New York.

Sortino, F. A. [2001]: From Alpha to Omega. Megjelent: *Sortino, F. A.–Satchell, S. E.* (szerk.): Managing Downside Risk in Financial Markets. Reed Educational and Professional Publishing Ltd., 3–25. o. https://doi.org/10.1016/b978-075064863-9.50002-5.

Sortino, F. A.–Van der Meer, R. [1991]: Downside Risk. Journal of Portfolio Management, Vol. 17. No. 4. 27–31. o. https://doi.org/10.3905/jpm.1991.409343.

Szpiro, G. G.–Outreville, J.-F. [1988]: Relative Risk Aversion Around the World. Further Results. The Journal of Banking and Finance, Vol. 6. No. 1. 127–128. o. https://doi.org/10.1016/0378-4266(88)90063-5.

Treynor, J. [1965]: How to Rate Management of Investment Funds. Harward Business Review, Vol. 43. 63–75. o. https://doi.org/10.1002/9781119196679.ch10.

Treynor, J.–Black, F. [1973]: How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection. The Journal of Business, Vol. 46. No. 1. 66–86. o. https://doi.org/10.1086/295508.

Walter György [2002]: VaR-limitrendszer melletti hozammaximalizálás: a kaszinóhatás. Közgazdasági Szemle, 49. évf. 3. sz. 212–234. o.

Zawadowski Ádám [2017]: Kezelési költségük határozza-e meg a Magyarországon forgalmazott részvénypiaci befektetési alapok teljesítményét? Közgazdasági Szemle, 64. évf. 11. sz. 1186–1201. o. https://doi.org/10.18414/ksz.2017.11.1186.