Manipulációbiztos mutatók összehasonlítása magyar adatokon*

Rácz Dávid Andor

A teljesítménymérő mutatószámok fejlődése során sikerült a korábbi megoldások hibáit orvosolni, ám a ma is leginkább használt mutatószámok esetében továbbra is leküzdendő probléma a teljesítménymanipulálhatóság kérdésköre. Ebben a cikkben ismertetjük az Ingersoll et al. (2007) által kifejlesztett manipulációbiztos teljesítménymutatót (MBTM), amely ezt a problémát oldja meg általánosan. Bemutatjuk továbbá a Brown et al. (2010) által alkalmazott MBTM-verziót, illetve az általuk kifejlesztett kételkedési hányadost, ami az implikált kockázatelutasítást mérve manipulációjelző mutatószámként használható. Számításaink segítségével az elsők között hasonlítjuk össze a két szerzőcsoport módszerével számított MBTM és kételkedési hányados értékeit, valamint magyarázatokat keresünk a tapasztalt eltérésekre magyar abszolút hozamú alapok adatait mintaként használva. Eredményeink birtokában elsőként teszünk javaslatot az Ingersoll et al. (2007)-féle pontosabb MBTM-képlet használatára mind a teljesítmény méréséhez, mind pedig a kételkedési hányados számításához.

Journal of Economic Literature (JEL) kódok: G11, G23

Kulcsszavak: portfólió-kiválasztás, befektetési döntések, befektetési alapok, teljesítményértékelés

1. Bevezetés

Bár a klasszikus teljesítménymérő mutatószámok fejlődésük során a korábbi megoldások hibáit levetkőzték, a szakirodalomban elterjedt és a piac által jelenleg is használt mutatószámokkal kapcsolatban továbbra is fennáll a manipulálhatóság lehetősége. A probléma egyik lehetséges megoldása a manipulációbiztos teljesítménymutatók (a továbbiakban: MBTM, az angol eredetiben MPPM) alkalmazása, melyek a mikroökonómiában jól ismert hasznosságelméleten alapulnak. Ezek a mutatószámok konstrukciójukból fakadóan különösen alkalmasak aktívan menedzselt

* A jelen kiadványban megjelenő írások a szerzők nézeteit tartalmazzák, ami nem feltétlenül egyezik a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontjával.

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

Köszönettel tartozom Csóka Péternek és Pintér Miklósnak az értékes észrevételeikért és javaslataikért. Köszönöm továbbá a két anonim lektornak az építő megjegyzéseiket és javaslataikat.

A magyar nyelvű kézirat első változata 2018. november 19-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: http://doi.org/10.25201/HSZ.18.2.3151

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, hogy a piac vagy teljesítményértékelő fél milyen mutatószámmal méri a teljesítményt, nem. Ez a különleges tulajdonság jellemzi a manipulációbiztos teljesítménymutatókat a klasszikus mérőszámokkal szemben, amelyek manipulálhatók többlettudás és információ nélkül is, pusztán a mérőszám ismerete által.

A cikkben 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 általa definiált (a továbbiakban Ingersoll-féle) mutatószám. Kitérünk a *Brown et al.* (*2010*) (a továbbiakban Brown-féle) megközelítésére, amely az Ingersoll-féle képletnek egy lineáris közelítése. A Brown-alapú megközelítéssel lehetséges a mutató jobb strukturálása többlethozam és többletszórás formájában, aminek segítségével a mutató felhasználható az implikált kockázatelutasítás kiértékelésére is. Az így kapott új mutatószámot *kételkedési hányados*nak nevezték el, amely extrém értékek esetében jelezheti a hozamsimítás vagy teljesítménymanipulálás jelenlétét. Mivel *Brown et al.* (*2010*) több lehetséges módját is megadta a kételkedési hányados számításának, és az egyik ezek közül az MBTM különféle kockázatelutasítási együtthatókkal történő számításán alapul, így lehetőségünk volt nemcsak az Ingersoll- és Brown-féle MBTM-értékek, de a rájuk épülő kételkedési hányadosok számítására is.

A cikkben *eddig még nem vizsgált kérdéseket járunk körül*: Az Ingersoll- és a Brown-féle MBTM és kételkedési hányados (implikált kockázatelutasítás) eredményei között milyen a kapcsolat? Ha eltérést tapasztalunk közöttük, annak mi lehet a magyarázata? Az eredmények és a kétféle módszer gyakorlati számítási igényeit figyelembe véve melyik módszer használata indokolt MBTM, valamint kételkedési hányados számítására? Magyar abszolút hozamú befektetési alapok adatait mintaként használva saját számításaink segítségével tudjuk bemutatni, hogy az Ingersoll- és a Brown-féle MBTM és kételkedési hányados eredményei között szinte teljes átfedés van, ugyanakkor jelezzük a különbséget és okait is.

A cikk felépítése a következő: A *2. fejezetben* a manipulációbiztos teljesítménymutatók jellemzőit járjuk körül, megadva az Ingersoll-féle megoldást. A *3. fejezetben* a manipulált teljesítmény feltárását és a Brown-féle megközelítést, valamint az általuk definiált kételkedési hányadost mutatjuk be. A *4. fejezetben* hazai abszolút hozamú befektetési alapok adatain mutatjuk be az Ingersoll- és a Brown-féle módszerrel számolt MBTM-értékek és kételkedési hányadosok összehasonlítását, továbbá hogy a számítások gyakorlati összetettsége és a kapott eredmények alapján melyik módszert mikor érdemesebb alkalmazni. A tanulmányt végül rövid összefoglalással és a következtetések levonásával zárjuk.

2. Manipulációbiztos teljesítménymutatók

Az aktívan menedzselt portfóliók értékelését a szakirodalom alapján számos aspektusból meg lehet közelíteni: *Amihud et al.* (*2015*) az illikviditás beárazódásának hatását elemzi, *Gemmill et al.* (*2006*) a veszteségelkerülést figyelembe véve értékeli a befektetési alapokat. A kockázat igazságos felosztásának vizsgálatakor *Csóka és Pintér* (*2016*) belátja, és *Balog et al.* (*2017*) pontosítja, hogy nincs kockázatfelosztási módszer, amely mindig értelmezett, egyszerre stabil és ösztönző. *Zawadowski* (*2017*) a befektetési alapkezelők jutalékközpontúságának csalódást keltő összefüggését mutatja 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 költség átlagosan több mint 1 százalékponttal rosszabb teljesítménnyel (Jensen-alfával) párosul a referenciahozamhoz viszonyítva. Széles irodalom foglalkozik a befektetési alapok hozamainak és kockázatainak a mérésével, valamint a befektetési alapok teljesítményét befolyásoló tényezők azonosításával[1].

A klasszikus teljesítménymérő mutatószámok a fejlődésük során a korábbi megoldások hibáit levetkőzték: A Sharpe-ráta (*Sharpe 1966*) csak arra ad választ, hogy a befektetési alap megfelelő többlethozamot biztosít-e egységnyi vállalt többletkockázatért, viszont nem mutatja meg, hogy milyen a kapcsolat a benchmark és a befektetési alap teljesítménye között, vagyis nem bontja meg a befektetési alap teljesítményét a piac/benchmark változásából fakadó teljesítményre, illetve a befektetési alapkezelő egyedi döntéseiből fakadó teljesítményre. Így nem tudjuk a használatával megállapítani, hogy az alapkezelő pontosan hogyan volt képes felül- vagy alulteljesíteni a benchmarkhoz viszonyítva.

A Jensen-alfa (*Jensen 1969*) ezzel szemben közérthetően mutatja az alul- vagy felülteljesítést a benchmark-indexhez viszonyítva, és a kiszámítása is viszonylag egyszerű. Hibája viszont, hogy csak azt mutatja meg, hogy milyen hozamot ért el az alapkezelő a benchmarkhoz viszonyítva, de hogy ehhez milyen többletkockázatot vállalt, azt már nem. Így nem tudjuk meg, hogy az alapkezelő által felülsúlyozásokkal kialakított portfólió a benchmarkhoz viszonyítva mennyivel kockázatosabb.

Az információs-ráta (*Treynor és Black 1973*) egyesíti a két megközelítést, hiszen 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: kockázatmentes hozam helyett a benchmarkhoz viszonyított többlethozamot arányosítjuk a benchmark-indexhez képest vállalt többletkockázathoz.

[1] *Blake et al.* (*1993*); *Elton et al.* (*1996a*); *Carhart* (*1997*); *Bóta és Ormos* (*2016*); *Erdős és Ormos* (*2009*); *Bóta* (*2014*)

Az abszolút hozamú befektetési alapok értékelése esetében azonban komoly problémát okoz a megfelelő benchmark-index hiánya, 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. Több megközelítést is találunk az irodalomban a probléma áthidalására. Ezek célja olyan új teljesítménymérő mutatószámok bevezetése, amelyek függetlenek a benchmarkoktól, és képesek a kockázat-hozam kombinációk helyes értékelésére még akkor is, ha a befektetési alap hozameloszlása abnormális. *Egyik lehetséges megoldás* a befektetési stílusokat megtestesítő faktorok felhasználásával az *információs ráta módosított változatának a kiszámítása* (*Pojarliev és Levich 2013*). A szükséges faktorok alkalmazása ugyanakkor ezen befektetési alapok esetében elég nehézkes. További megoldandó problémát jelent a manipulálhatóság kérdésköre[2]. Az abszolút hozamú befektetési alapok értékelésével kapcsolatos probléma *másik lehetséges megoldása a manipulációbiztos teljesítménymutatók alkalmazása*.

Ebben a cikkben *nem* a mikroökonómiában közismert Gibbard–Satterthwaite-tétel[3] 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 értékelésére használt teljesítménymutatót*. Így ne legyen az lehetséges, hogy bár nem rendelkezik semmilyen lényeges többlettudással vagy információval, amire a befektetési döntéseit alapozná, de ismeri az értékelésre használt mutatószám gyengeségeit, ezért képes olyan befektetési döntéseket hozni, amelyek ugyan 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 hatékonyan és hasznosan képesek eltérni a piaci benchmark-portfólió összetételétől.

A klasszikus teljesítménymutatókról már bizonyítást nyert, 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

[2] *Abdulali* (*2006*); *Bollen és Pool* (*2009*); *Ingersoll et al.* (*2007*); *Qian és Yu* (*2015*)
[3] Id. pl. *Mas-Colell et al.* (*1995*) 23. fejezet

alapkezelő a veszteségeit – például az 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 befektetésekbe 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.

Ugyanakkor azt is megmutatták, hogy létezhetnek olyan jól megkonstruált teljesítménymutatók, melyek hasznosságalapú megközelítésből indulva képesek kiküszöbölni a fenti problémákat. A manipulációbiztos teljesítménymutatók eredményeit nem lehetséges feljavítani jelentésbeli simításokkal, azaz kiátlagolva lejelentett hozameredményekkel, amelyek az átlaghozamot változatlanul hagyják. Ezen túl a manipulációbiztos teljesítménymutatók értékét piaci benchmark-portfóliótól csak olyan eltéréssel, egyes befektetési elemek felülsúlyozásával lehet növelni, amely befektetési döntések azon alapulnak, hogy az alapkezelő menedzser a piachoz viszonyítva többletinformációval rendelkezik, vagy a menedzser valós hozzáadott értéket képes létrehozni 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, amelyek alapvetően normális eloszlást feltételeznek, és így érzékenyebbek a valós életben tapasztalt abnormális eloszlásokból fakadó torzításokra.

A manipulációbiztos teljesítménymutatókat 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. Informálatlan befektetők nem érhetnek el magasabb becsült értékszámot, ha eltérnek a benchmarktól, az informált befektetők azonban az arbitrázslehetőségek használata által igen.

4. A mutatószámnak az általános pénzpiaci egyensúlyi feltételekkel konzisztensnek kell lennie.

Ha ezen feltevések közül bármelyik nem teljesül, akkor létezik legalább egy olyan mód, 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 nincs valós teljesítmény mögöttük, nem növelik a befektetők hasznosságát.

Az első feltétel kizárja azokat a 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, még nem jelenti azt, hogy 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 arbitrázslehetőségek kihasználásából eredő többteljesítménynek 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/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:

- növekedő a hozamokra (monoton),
- konkáv,
- időben szeparábilis,
- hatványfüggvény formája van.

Az első feltétel azt biztosítja, hogy a mutatószám elismeri az arbitrázslehetőségeket. A második 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 harmadik feltétel a dinamikus, azaz időbeli manipulációt akadályozza meg. A negyedik feltétel biztosítja a konzisztenciát a pénzpiaci egyensúlyelmélettel, és azért szükséges a különböző hozamokat a különböző időpontokból venni, hogy a különböző kimenetekből származó hozamokat helyettesítsék.

Az Ingersoll-féle mutató, amely teljesíti a feltételeket, az alábbi (1):

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

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 $\hat{\Theta}$ értékével haladja meg a kockázatmentes hozamot. r_t az alap hozama, r_{ft} a kockázatmentes hozam, ρ a relatív kockázatelutasítási hányados. Ha $\rho = 1$, akkor (1) mutató nem értelmezett. Ha $\rho > 1$, akkor (1) mutató általában pozitív értéket vesz fel, mivel $1 + r_t$ és $1 + r_{ft}$ aránya általában 1-nél nagyobb, és $1 - \rho$ pedig negatív mind az első tört nevezőjében, mind a kitevőben, így a logaritmus is negatív, a szorzat pedig pozitív. Ha pedig $\rho < 1$, akkor is várhatóan pozitív értékeket vesz fel (1) mutató az előbbi logika szerint, csak ebben az esetben $1 - \rho$ pozitív értékkel szerepel mindkét helyen, és ekkor a logaritmus értéke is pozitív, és így a szorzat is.

Az MBTM-t a benchmark-indexszel 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:

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

ρ értéke a szakirodalomban megtalálható empirikus tapasztalatok alapján általában a 0,2 és 10 közötti tartományba esik: *Arrow* (*1971*) alapján az értéke 1 körüli, *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. *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 az Ingersoll-, mind a Brown-féle mutató esetében 2 és 4 közé eső kockázatelutasítási együtthatókkal számoltak. *Ingersoll et al.* (*2007*) azzal indokolta ezt az alkalmazott tartományt, hogy bár elvileg lehetséges lenne ennél szélesebb intervallummal is számolni az empirikus 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. A kiválasztott magyar befektetési alapjaink esetében is hasonló értékeket tapasztaltunk a portfóliójelentések alapján: 32 alapból 23 esik ebbe a tartományba, azaz a megfigyelt alapok 72 százaléka. *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 együtthatókkal fogunk számolni a későbbiekben.

3. A manipulált teljesítmény feltárása, a kételkedési hányados definiálása

Az (1) MBTM lineáris közelítése a Brown-féle képlet szerint az alábbi:

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

ahol $\overline{x}$ a többlethozam átlaga és $\left(s_x^*\right)^2=s_x^2\left(T-1\right)/T$ a többlethozam mintából számított varianciája.

Az MBTM-nek ez a verziója lehetővé tette az úgynevezett kételkedési hányados, azaz a DR (angol eredetiben Doubt Ratio) egyszerű felírását, amely különböző kockázatelutasítási hányadosokkal számolt mutatóértékekből következtet az implikált kockázatelutasítás alakulására:

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

Ha a kételkedési hányados értéke extrém magas, akkor extrém kockázatelutasítást jelez, ami a lehetséges teljesítménymanipulálás jele. *Brown et al.* (*2010*) 34 hedge fund esetében talált 150 fölötti kételkedésihányados-értékeket 5 százalékos szignifikanciaszint mellett, ami a teljes tesztelt mintának a 2 százaléka. Ennek a 34 alapnak a 80 százalékát öt alternatív statisztikai módszer is gyanúsnak mutatta a hozammanipuláció szempontjából, tehát a kételkedési hányadossal végzett elemzés konzisztens a többi manipulációt jelző statisztikai módszerrel, és egy extrém magas kételkedési hányados jó indikátora a lehetséges teljesítménymanipulálásnak vagy hozamsimításnak (lásd *1. táblázat*).

1. táblázat
Az extrém magas kételkedési hányadossal rendelkező alapok

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
Részvénypiaci semleges	0	0	0,0%	3	3	4,6%	65
Eseményvezérelt	0	2	1,5%	2	5	3,7%	135
Fix jövedelmű 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

Megjegyzés: Brown et al. (2010:58) alapján

4. Az MBTM és a kételkedési hányados kiszámítása magyar abszolút hozamú befektetési alapok hozamadatain

A Magyarországon forgalmazott, magyar forintban denominált abszolút hozamú alapok adatain bemutatva hasonlítjuk össze a kétféle módszerrel számított MBTM és kételkedési hányadosok értékeit. 32 olyan befektetési alapot választottunk ki az elemzés számára (lásd *2. táblázat*), amely az abszolút hozamú befektetési alapok kategóriájába tartozik, magyar forintban denominált, nyilvános és nyíltvégű, valamint a hozamadatai elérhetőek voltak az adatok letöltésének idején, 2017-ben a Befektetési Alapkezelők és Vagyonkezelők Magyarországi Szövetsége (BAMOSZ) honlapján az elemzési periódusnak választott 2010. április 28. és 2017. április 27. közötti időszakra, amely összesen 56 832 napi hozamot ölelt fel. Az elemzési periódus megválasztásakor fontos szempont volt, hogy a minta strukturális töréstől mentes időszakot öleljen fel, és a letöltés dátumáig folyamatosan kereskedett alapokat tartalmazzon a konzisztens összevethetőség miatt. Mivel az elemzésnek a célja az Ingersoll- és a Brown-féle módszer összehasonlítása, míg nem célja az abszolút hozamú befektetési alapok szegmensének általános piaci teljesítményének a megmérése, így az esetlegesen felmerülő túlélési torzítás (a teljesítménymérés abból fakadó torzítottsága, felülbecslése, hogy csak azokat az alapokat vizsgáljuk, amelyek az elemzett időszak elejétől a végéig folyamatosan léteztek, így az eredményeket nem korrigálja lefelé az időközben megszűnt alapok rossz teljesítménye, *Elton et al. 1996b*) valószínűleg elhanyagolható hatással bír a kétféle módszer összevetésének elemzésére a mintán.

2. 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 Alternativ	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 Euro A	HU0000706221
21	OTP Supra	HU0000706379
22	OTP Új Európa Alap A	HU0000705827
23	Platina Alfa	HU0000704648
24	Platina Beta	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 Premium	HU0000703707
30	Raiffeisen Private Pannonia Alapok Alapja A	HU0000705231
31	Sovereign PB Származtatott	HU0000707732
32	Takarék Abszolút Hozamú Befektetési Alap	HU0000707997

Megjegyzés: 2017. szeptember 11-től a Concorde Alapkezelő Hold Alapkezelő néven működik tovább.

4.1. A kockázatmentes hozam kezelése

Kockázatmentes hozamnak az Államadósság Kezelő Központ (ÁKK) 12 havi referenciahozamának alakulását használtuk, mivel ennek a rövid lejáratú állampapírnak a hozama nemcsak kockázatmentesnek tekinthető, de jól tükrözi az elemzett időszakban a kockázatmentes hozam lényeges változásait is. Az MBTM számításához a 12 havi referenciahozam havi változásait vettük figyelembe. Az adott időszaki napi, folytonosan számított kockázatmentes hozam kiszámításához venni kell a megfelelő havi kockázatmentes hozam értékét, majd transzformálni kell a logaritmus függvénnyel az ÁKK adatbázisában effektív hozamszámítással megadott nominális éves hozamot, és arányosítani kell évesített hozamról napi hozamra, 250 kereskedési nappal számolva az alábbi képlet szerint:

$$r_{ft(folytonos)} = \frac{\ln\left(\frac{100+R_{ft}}{100}\right)}{250} \tag{4}$$

4.2. Az alapok hozamainak kezelése

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

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \tag{5}$$

4.3. Az MBTM értékének meghatározása az Ingersoll-féle képlet segítségével

Az Ingersoll-féle MBTM értékének meghatározását el kell végezni ρ = 2, ρ = 3 és ρ = 4 esetben is. Mindhárom esetben első lépésben az adott időszaki hozamnak a kockázatmentes hozam feletti többletét $1-\rho$-adik hatványra kell emelni, így a hozamarányt a kockázattal korrigálni:

$$\textit{Kockázattal korrigált többlethozam} = \left(\frac{1+r_t}{1+r_{ft}}\right)^{1-\rho}, \tag{6}$$

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

$$\frac{1}{(1-\rho)}\ln\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\textit{Kockázattal korrigált többlethozam}_t\right). \tag{7}$$

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

$$\hat{\Theta}_{Ingersoll} = \frac{1}{\Delta t}\hat{\Theta}_{napi}. \tag{8}$$

$\hat{\Theta}$ 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.

4.4. Az MBTM értékének meghatározása a Brown-féle képlet segítségével

A Brown-féle megközelítésben az MBTM felírható a többlethozam átlagának és a többlethozam mintából számított varianciájának a különbségeként, ahol a varianciának az együtthatója (*1 – ρ*)/*2*.

Így a Brown-féle MBTM 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:

$$Többlethozam = \ln\left(\frac{1+r_t}{1+r_{ft}}\right), \tag{9}$$

ezután pedig a teljes időszakra vesszük ezek átlagát:

$$\overline{x} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} Többlethozam_t \ . \tag{10}$$

A Brown-féle megközelítésben a másik építőelem 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 – ρ*)/*2*. Az így kapott napi $\hat{\Theta}$ érték évesítéséhez a 250 kereskedési nappal felszorozva évesített hozamra arányosítunk.

$$\hat{\Theta}_{Brown} = \frac{1}{\Delta t}\hat{\Theta}_{napi} \tag{11}$$

4.5. Az Ingersoll- és a Brown-féle MBTM értékeinek és rangsorolásának összevetése

Az MBTM számított értékeit az elsők között vetettük össze az Ingersoll- és a Brown-féle képlettel számolva. Nagyon hasonló eredményeket kapunk az MBTM-re mind a mutató értékét, mind a rangsort tekintve (*3. táblázat*, ahol például az Ingersoll szekcióban az „MBTM(3)” azt jelenti, hogy a 3-as kockázatelutasítási együtthatóval számolt MBTM értéke az Ingersoll-féle képlettel számítva, míg az „MBTM(3) rang” az alapnak a rangsorát adja meg ezen képlet szerint). 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, ami azt jelenti, hogy a vizsgált 32 alapból 30 ugyanazt a rangsorolást kapja, és mindössze két alap van, amely helyet cserél a kétféle módszerrel számolva. A 32 alap 3-féle kockázatelutasítási együtthatóval vett MBTM sorrendjében tehát a 96 esetből mindössze 2-szer találunk eltérést, azaz 97,92 százalékos az egyezés a két módszer esetén.

Az MBTM értékeinek százalékban mért eltérései általában 1 százalék alatt maradnak a két számítási módszer szerint (Lásd a *3. táblázatban* „Ingersoll-Brown Δ%”). Az OTP EMDA alapnál 4-es kockázatelutasítás esetén 79,9 százalékos eltérést is lehet látni, ami a legnagyobb százalékos eltérést jelenti, ám ez nem okoz sorrendbeli változást a rangsorban. Ennek egyrészt az az oka, hogy 0-hoz nagyon közel eső MBTM-értékeket (Ingersoll-féle MBTM –0,0003, Brown-féle MBTM –0,0005) látunk, így az egyébként abszzolút értékben relatíve kis változás (*3. táblázat* „Ingersoll-Brown Δ” szekciójában az MBTM(4) sorában látható +0,0002 érték) a kétféle számítási módszer között nagy százalékos változást jelent. Másrészt 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 kockázatelutasítási együttható mellett az Ingersoll-féle képletről Brown-féle képletre váltva. Amíg a Concorde Columbus értékei a két módszerrel 6 tizedesjegyig megegyeznek minden kockázatelutasítási együtthatóra, addig az OTP Supra esetében 3-as kockázatelutasítási együttható mellett 2,66 százalékos növekedést tapasztalunk az MBTM értékében a Brown-féle módszer szerint, amely abszolút értékben is a második legnagyobb tapasztalt különbség (0,0013). 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-féle lineáris közelítése kevésbé bünteti a kockázatot az Ingersoll-féle számításhoz viszonyítva. A sorrendcserét a két alap között továbbá az is magyarázza, hogy 3-as kockázatelutasítási 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.

3. táblázat
Az Ingersoll- és a Brown-féle MBTM értékeinek és rangsorolásának összevetése

	Concorde Columbus	Sovereign PB Származtatott	OTP EMDA	OTP Supra
Ingersoll				
MBTM(2)	0,0500	–0,0523	0,0435	0,0612
MBTM(3)	0,0486	–0,0544	0,0216	0,0475
MBTM(4)	0,0472	–0,0566	–0,0003	0,0330
MBTM(2) rang	6	32	8	2
MBTM(3) rang	5	31	10	6
MBTM(4) rang	5	31	16	7
Brown				
MBTM(2)	0,0500	–0,0523	0,0435	0,0615
MBTM(3)	0,0486	–0,0542	0,0215	0,0488
MBTM(4)	0,0472	–0,0561	–0,0005	0,0361
MBTM(2) rang	6	32	8	2
MBTM(3) rang	6	31	10	5
MBTM(4) rang	5	31	16	7
Ingersoll-Brown Δ				
MBTM(2)	8,10673E–07	–5,02266E–05	3,8088E–05	–0,000291847
MBTM(3)	1,65408E–06	–0,0002099	0,000122	–0,001266
MBTM(4)	2,51586E–06	–0,0004900	0,000243	–0,003065
MBTM(2) rang	0	0	0	0
MBTM(3) rang	–1	0	0	1
MBTM(4) rang	0	0	0	0
Ingersoll-Brown Δ%				
MBTM(2)	0,0016	0,0960	0,0875	–0,4768
MBTM(3)	0,0034	0,3860	0,5642	–2,6627
MBTM(4)	0,0053	0,8663	–79,92	–9,2836

Megjegyzés: A táblázatban sárgával jelöltük azokat az eseteket, ahol Ingersoll- és Brown-alapon számolva sorrendcserét tapasztalunk, narancssárgával pedig azokat, ahol érdemi változásokat tapasztalunk az MBTM értékeiben a kétféle módszer között (akár abszolút értékben, akár fajlagosan).

4.6. A kételkedési hányados Ingersoll- és Brown-alapú MBTM-ből, valamint a Brown-féle közelítésből számított értékeinek összehasonlítása

A kételkedési hányados Ingersoll- és Brown-alapú képletének gyakorlati számítására és az eredmények összevetésére eddig még nem volt példa. A kételkedési hányados meghatározható *Brown et al.* (*2010*) alapján (3) a különböző kockázatelutasítási hányadossal számított MBTM-értékek egymáshoz viszonyításával, becslést adva az implikált kockázatelutasítási hányados nagyságára. Ha az Ingersoll-féle MBTM[4] értékeiből indulunk ki, akkor a képlet az alábbi szerint alakul:

$$DR = \frac{\hat{\Theta}_{Ingersoll}(2)}{\hat{\Theta}_{Ingersoll}(2) - \hat{\Theta}_{Ingersoll}(3)} + 2 \qquad (12)$$

Ha a Brown-féle MBTM[5] értékeiből indulunk ki, akkor a képlet az alábbiak szerint módosul:

$$DR = \frac{\hat{\Theta}_{Brown}(2)}{\hat{\Theta}_{Brown}(2) - \hat{\Theta}_{Brown}(3)} + 2 \qquad (13)$$

A Brown-féle közelítés szerint a kételkedési hányados kiszámítható a többlethozam átlagának és a többlethozam mintából számított szórásnégyzetének arányaként is:

$$DR \approx \frac{2\overline{x}}{\left(s_x^*\right)^2} + 1 \qquad (14)$$

A Brown-féle MBTM-ből kiinduló képletből, valamint a Brown-féle közelítésből számolva lényegében teljes egyezést kapunk a kételkedési 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- és Brown-alapú MBTM-ből (illetve a Brown-féle közelítésből) számolva nagyon hasonló értékeket kapunk eredményül, a korreláció és rangkorreláció 0,999. A vizsgált 32 befektetési alapból 29 esetében, azaz az alapok 90,6 százalékánál a kételkedési hányados rangsorában teljes egyezést találunk mindhárom módon történő számítással.

A kételkedési hányados Ingersoll- és Brown-alapú MBTM (illetve Brown-féle közelítéssel számolt) értékeiben lényeges különbséget mindössze két alapnál találunk (*4. táblázat* „DR(Ingersoll)-DR(Brown) Δ” és „DR(Ingersoll)-DR(Brown közelítés) Δ”): az OTP Supra, valamint a Sovereign PB Származtatott alap esetében. Ezek közül csak az utóbbi esetében okoz rangsorbeli változást is az értékbeli különbség (*4. táblázat* „DR(Ingersoll)-DR(Brown) rangsorΔ”). Az OTP Supra alapnál tapasztalt 5,65 százalékos változás relatíve kis abszolút értékű, míg a sorban rákövetkező kételkedési hányados kellően nagy értékbeli távolságra van. A Sovereign PB Származtatott alap viszont 2 hellyel került hátrább a Brown-féle sorrendben az Ingersoll-féle sorrendhez viszonyítva úgy, hogy az őt megelőző Raiffeisen Hozamprémium és Raiffeisen Index Prémium Alapok értékei alig módosultak, valamint az egymáshoz viszonyított sorrendjükben sem történt változás. Azaz a sorrendben tapasztalt változást végeredményben a Sovereign PB Származtatott Alapnál tapasztalt jelentős értékcsökkenés

[4] Lásd az (1) képletet.
[5] Lásd a (2) képletet.

(–8,97 százalék) és az idézi elő, hogy a sorban őt követő alapok ehhez viszonyítva kellően közeli kételkedési hányados értékekkel rendelkeznek a sorrendcseréhez. Ennél az alapnál tapasztalható a harmadik legnagyobb MBTM-beli abszolút értékű, és negyedik legnagyobb százalékos változás 3-as kockázatelutasítási együttható esetén az Ingersoll-féle verzióhoz képest Brown alapon (0,386 százalék), továbbá a tapasztaltak szerint a kételkedési hányados értékeibe ez az MBTM-beli eltérés felnagyítva öröklődött tovább (8,97 százalék).

4.7. Az Ingersoll- és Brown-féle számítási módszer összevetése gyakorlati használhatóság és a kivitelezés összetettsége alapján, javaslat az alkalmazandó módszerre

A számításokat elvégezve a 32 magyar abszolút hozamú befektetési alap esetében betekintést nyertünk az alkalmazhatóság, a kivitelezés nehézsége tekintetében, illetve az egyes módszerek közötti különbségekre vonatkozóan gyakorlati szempontból is.

A két módszer között az MBTM számításában sem nehézség, sem a szükséges számítási lépések számát tekintve nincs lényeges különbség. Míg az Ingersoll-féle képlet a *kockázattal korrigált többlethozamok* időszaki átlagát veszi, majd korrigálja logaritmussal és a kockázatelutasítási együtthatóval, addig a Brown-féle módszer az *egyszerű többlethozamok* időszaki átlagának és szórásnégyzetének különbségeként számol, ahol a szórásnégyzet együtthatójaként jelenik meg a kockázatelutasítási együttható. A Brown-féle megközelítés tehát a többlethozamok szórásnégyzetének kiszámításakor egy többletlépéssel számol, amely a kockázat számszerűsítésével elősegíti az MBTM felépítési logikájának jobb megértését is. Mivel a Brown-féle MBTM a pontosabb Ingersoll-féle MBTM-nek egy lineáris közelítése, és a számításaink szerint a két módszer között sorrendet befolyásoló különbség is előfordul, ezért az MBTM számításához az Ingersoll-féle módszert tartjuk alkalmazandónak. A Brown-féle MBTM kiszámítását vagy a kiszámításához szükséges lépések elvégzését akkor tartjuk észszerűnek, ha az összefüggések jobb megértéséhez a többlethozam átlagára és szórására is kíváncsiak vagyunk az elemzésünk során.

A kételkedési hányados kiszámítása mind az Ingersoll-, mind a Brown-alapú MBTM értékeinek felhasználásával (továbbá a kételkedési hányados Brown-féle közelítése) ugyanolyan lépéseket foglal magában, így teljesen azonos erőfeszítéssel jár. Szem előtt tartva a Brown-féle MBTM-képlet lineáris közelítésből fakadó – tapasztalt – pontatlanságait, megállapíthatjuk, hogy a kételkedési hányadost az Ingersoll-féle MBTM-ből számítva pontosabb eredményeket kapunk, így ennek alkalmazását javasoljuk.

4. táblázat

A kételkedési hányados értékeinek összehasonlítása Ingersoll- és Brown-alapú MBTM-értékekből számítva, valamint a Brown-féle közelítést használva

	Concorde Columbus	Sovereign PB Származtatott	OTP EMDA	OTP Supra	Raiffeisen Hozamprémium	Raiffeisen Indexprémium
DR(Ingersoll)	37,694	–23,299	3,984	6,473	–23,673	–24,617
DR(Brown)	37,672	–25,390	3,975	6,839	–23,674	–24,625
DR(Brown közelítés)	37,672	–25,390	3,975	6,839	–23,674	–24,625
DR(Ingersoll)-DR(Brown) Δ	0,0220	2,0907	0,0093	–0,3657	0,0010	0,0079
DR(Ingersoll)-DR(Brown-közelítés) Δ	0,0220	2,0907	0,0093	–0,3657	0,0010	0,0079
DR(Brown)-DR(Brown-közelítés) Δ	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
DR(Ingersoll)-DR(Brown) Δ%	0,0585	–8,9734	0,2329	–5,6487	–0,0042	–0,0320
DR(Ingersoll)-DR(Brown-közelítés) Δ%	0,0585	–8,9734	0,2329	–5,6487	–0,0042	–0,0320
DR(Brown)-DR(Brown-közelítés) Δ%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
DR(Ingersoll) rangsor	8	30	16	14	31	32
DR(Brown) rangsor	8	32	16	14	30	31
DR(Brown- közelítés)rangsor	8	32	16	14	30	31
DR(Ingersoll)-DR(Brown) rangsorΔ	0	–2	0	0	1	1
DR(Ingersoll)-DR(Brown köz) rangsorΔ	0	–2	0	0	1	1
DR(Brown)-DR(Brown köz) rangsorΔ	0	0	0	0	0	0

Megjegyzés: A táblázatban sárgával jelöltük azokat az eseteket, ahol Ingersoll- és Brown-alapon számolva sorrendbeli 1 helyi értékű eltolódás tapasztalható, míg pirossal azt, ahol 2. Narancssárgával jelöltük, ha érdemi változásokat tapasztaltunk a kételkedési hányados értékeiben a kétféle módszer között (akár abszolút értékben, akár fajlagosan), zölddel pedig a szinte teljes egyezést (míg a rangsor esetében a teljes egyezést).

5. Összefoglalás, következtetések

A teljesítménymérő mutatószámok fejlődése során sikerült a korábbi megoldások hibáit orvosolni, ám a szakirodalomban elterjedt és a piac által ma is leginkább használt mutatószámok esetében továbbra is leküzdendő problémának mutatkozott a teljesítménymanipulálhatóság. Ebben a cikkben ismertettük az Ingersoll-féle manipulációbiztos teljesítménymutatót, amely ezt a problémát oldja meg általánosan, befektetési alapok és hedge fundok értékelése esetén. Bemutattuk emellett a Brown-féle MBTM-verziót, amely az Ingersoll-féle mutatószám lineáris közelítése. Prezentáltuk továbbá a *Brown et al.* (*2010*) által kifejlesztett kételkedési hányadost, amely az implikált kockázatelutasítás változását mérve *manipulációjelző mutatószám*ként használható. Saját számításokat végezve magyar abszolút hozamú alapok adatain azt mutattuk meg, hogy hogyan lehet a gyakorlatban kiszámítani mind az MBTM, mind az implikált kockázatelutasítás változását a két szerzőcsoport mutatószámait felhasználva.

A kétféle módszertannal számított MBTM összehasonlítását az elsők között végeztük el, míg a kételkedési hányados esetében elsőként. Bemutattuk, hogy az Ingersoll- és a Brown-alapú MBTM és kételkedési hányados eredményei között szinte teljes átfedés van, és megvizsgáltuk, hogy a tapasztalt kis számú eltérés mivel magyarázható.

Az MBTM-nél 2-es és 4-es kockázatelutasítási együttható esetében a sorrend megegyezik mind a két módszerrel számolva mind a 32 alap esetében. Egyedül 3-as kockázatelutasítási együttható mellett találunk eltérést, amikor is a vizsgált 32 alapból 30 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 alapnak mind a két értéke átlagosnak mondható, és az eredmények azt bizonyítják, hogy az MBTM-nek a Brown-féle lineáris közelítése kevésbé bünteti a kockázatot az Ingersoll-féle számításhoz viszonyítva.

A kételkedési hányadosra az Ingersoll- és Brown-alapú MBTM-ből (illetve a Brown-féle közelítésből) számolva nagyon hasonló értékeket kapunk eredményül, a korreláció és rangkorreláció 0,999. A vizsgált 32 befektetési alapból 29 esetében, azaz az alapok 90,6 százalékának a rangsorában teljes egyezést találunk mindhárom módon történő számítással. Az eltérést az okozza, hogy az egyik alap esetében jelentős értékcsökkenés figyelhető meg az Ingersoll- és Brown-alapú megközelítések között, és az őt követő alapok kételkedésihányados-értékei is viszonylag közel esnek, miközben értékeik nem módosulnak érdemben, és az egymáshoz viszonyított sorrendjüket is megtartják. Ennél az egy alapnál tapasztalható a harmadik legnagyobb MBTM-beli abszolút értékű és a negyedik legnagyobb százalékos változás 3-as kockázatelutasítási együttható esetén (–0,386 százalék) az Ingersoll-féle verzióhoz képest Brown-alapon, és a tapasztaltak szerint a kételkedési hányados értékeibe ez az MBTM-beli eltérés felnagyítva öröklődött tovább (8,97 százalék).

Számítási eredményeink az alábbi megállapításokat tették lehetővé:

1. A Brown-féle lineáris közelítése az MBTM-nek *kevésbé bünteti* a kockázatot az Ingersoll-féle számításnál.

2. Az Ingersoll- és Brown-féle módszer között tapasztalt *nagyobb értékbeli változások az MBTM-ben általában felnagyítva öröklődnek* tovább a belőlük számított kételkedési hányadosba.

3. *Sorrendbeli változás*t 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.

4. Mivel nincs érdemi különbség az Ingersoll- és a Brown-féle MBTM-számítás nehézségét és a szükséges lépések számát tekintve, és mivel az Ingersoll-féle MBTM-nek csak lineáris közelítése a Brown-féle módszer, amely néha sorrendet is befolyásoló módon pontatlan, ezért *az MBTM számítását a pontosabb, Ingersoll-alapú módszerrel ajánljuk végezni*. *A Brown-féle eszköztárból elemzési célokhoz ugyanakkor előnyös lehet a többlethozam átlagának és szórásának kiszámítása*.

5. *Az összehasonlítást elsőként elvégezve azt tapasztaltuk, hogy a kételkedési hányadost az Ingersoll-féle MBTM-ből számítva pontosabb eredményeket kapunk*, így ennek az alkalmazását javasoljuk.

Felhasznált irodalom

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

Abdulali, A. (2006): *The Bias Ratio: Measuring the Shape of Fraud*. Protégé Partners Quarterly Letter, 3rd Quarter.

Amihud, Y. – Hameed, A. – Kang, W. – Zhang, H. (2015): *The illiquidity premium: International evidence.* Journal of Financial Economics, 117(2): 350–368. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2015.04.005

Blake, C.R. – Elton, E.J. – Gruber, M.J. (1993): *The performance of bond mutual funds*. Journal of Business, 66(3): 371–403. https://doi.org/10.1086/296609

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. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2016.10.052

Bollen, N.P.B. – Pool, V.K. (2009): *Do Hedge Fund Managers Misreport Returns? Evidence from the Pooled Distribution*. Journal of Finance, 64(5): 2257–2288. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01500.x

Brown, S. – Kang, M. – In, F. – Lee, G. (2010): *Resisting the Manipulation of Performance Metrics: An Empirical Analysis of the Manipulation-Proof Performance Measure*. New York University Working Paper. https://doi.org/10.2139/ssrn.1536323

Bóta Gábor (2014): *A magyarországi befektetési alapok teljesítményét meghatározó tényezők vizsgálata*. Hitelintézeti Szemle, 13(2): 147–163. http://epa.oszk.hu/02700/02722/00071/pdf/EPA02722_hitelintezeti_szemle_2014_2_147-163.pdf

Bóta, G. – Ormos, M. (2016): *Is There a Local Advantage for Mutual Funds That Invest in Eastern Europe?* Eastern European Economics, 54(1): 23–48. https://doi.org/10.1080/00128775.2015.1120161

Carhart, M.M. (1997): *On persistence in mutual fund performance*. The Journal of Finance, 52(1): 57–82. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x

Csóka, P. – Pintér, M. (2016): *On the impossibility of fair risk allocation*. The B.E. Journal of Theoretical Economics, 16(1): 143–158. https://doi.org/10.1515/bejte-2014-0051

Elton, E.J. – Gruber, M.J. – Blake, C.R. (1996a): *The persistence of risk-adjusted mutual fund performance*. Journal of Business, 69(2): 133–157. https://doi.org/10.1086/209685

Elton, E.J. – Gruber, M.J. – Blake, C.R. (1996b): *Survivorship Bias and Mutual Fund Performance*. Review of Financial Studies. 9(4): 1097–1120. https://doi.org/10.1093/rfs/9.4.1097

Erdős, P. – Ormos, M. (2009): *Return calculation methodology: Evidence from the Hungarian mutual fund industry*. Acta Oeconomica, 59(4): 391–409. https://doi.org/10.1556/AOecon.59.2009.4.2

Friend, I. – Blume, M.E. (1975): *The demand for risky assets*. American Economic Review, 65(2): 900–922.

Gandelman, N. – Hernandez-Murillo, R. (2015): *Risk Aversion at the Country Level*. Review, 97(1): 53–66. https://doi.org/10.20955/r.2015.53-66

Gemmill, G. – Hwang, S. – Salmon, M. (2006): *Performance measurement with loss aversion*. Journal of Asset Management 7(3–4): 190–207. https://doi.org/10.1057/palgrave.jam.2240213

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. 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, 42(2): 167–247. https://doi.org/10.1086/295182

Kydland, F.E. – Prescott, E.C. (1982): *Time to build and aggregate fluctuations*. Econometrica, 50(6): 1345–1370. https://doi.org/10.2307/1913386

Layard, R. – Mayraz. G. – Nickell, S. (2008): *The Marginal Utility of Income*. Journal of Public Economics, 92(8–9): 1846–1857. 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, New York.

Pojarliev, M. – Levich, R.M. (2013): *Evaluating Absolute Return Managers*. Financial Markets and Portfolio Management, 28(1): 95–103. https://doi.org/10.2139/ssrn.2333210

Sharpe, W.A. (1966): *Mutual Fund Performance*. Journal of Business, 39(1/2): 119–138. https://doi.org/10.1086/294846

Szpiro, G.G. – Outreville, J-F. (1988): *Relative Risk Aversion Around the World: Further Results*. Journal of Banking and Finance, 6(S1): 127–128. https://doi.org/10.1016/0378-4266(88)90063-5

Treynor, J. – Black, F. (1973): *How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection*. Journal of Business, 46(1): 66–86. https://doi.org/10.1086/295508

Zawadowski Ádám (2017): *Kezelési költségük határozza-e meg a Magyarországon forgalmazott részvénypiaci befektetési alapok teljesítményét?* Közgazdasági Szemle, 64(11): 1186–1201. https://doi.org/10.18414/KSZ.2017.11.1186

Qian, M. – Yu, B. (2015): *Do mutual fund managers manipulate?* Applied Economics Letters, 22(12): 967–971. https://doi.org/10.1080/13504851.2014.993124