

NAGY ATTILA ZOLTÁN

A befektetési alapok tőkeáramlásai és a befektetői hangulat kapcsolata a magyar részvényt piacon

A tanulmány célja, hogy vizsgálja a magyar befektetési alapok tőkeáramlása, nettó eszközértékük változása és a magyar részvényt piac közötti kapcsolatot. A kutatás három fő kérdésre fókuszál: 1. Van-e kapcsolat a befektetési alapok tőkeáramlása és a részvényt piaci hozamok között? 2. Ezek az adatok nyújtanak-e többletinformációt? 3. Rendelkeznek-e előrejelző erővel a magyar részvényt piaci hozamok tekintetében? Az eredmények azt mutatják, hogy a részvényt alapok tőkeáramlása, a nettó eszközérték változása, a kockázatmentes és kockázatos eszközök nettó eszközértékének aránya statisztikailag szignifikáns kapcsolatban áll a BUX index havi hozamával. A változókból főkomponens-elemzés segítségével létrehozott indikátor szintén szignifikáns kapcsolatot mutat a részvényt piaci hozamokkal (BUX és BUMIX), és növeli a magyarázó erőt még a kontrollváltozók (az amerikai részvényt piac hozama, a 10 éves lejáratú államkötvények hozama) és a befektetői hangulatot mérő indikátorok (VIX index, üzleti bizalmi index) figyelembevételével is.*
Journal of Economic Literature (JEL) kódok: G10, G11, G12, G23.

Bevezetés

A hagyományos pénzügyi közgazdaságtan alapvető feltételezése, hogy a befektetők racionálisan mérlegelik a kockázatot és a várható hozamot döntéseik során (*Markowitz* [1952], *Fama* [1970]). Ezzel ellentmondásban a viselkedési közgazdaságtan kutatásai azt mutatják, hogy a befektetők gyakran kognitív torzítások hatására térnek el a racionális döntéshozataltól (*Kahneman–Tversky* [1979], *Benartzi–Thaler* [1995]). Ez utóbbi irányvonal felveti annak a lehetőségét, hogy a befektetői hangulat hatást gyakorol a befektetési eszközök árazására, jövőbeli hozamára. Számos empirikus kutatás igazolta a befektetői

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

hangulat különböző indikátorai és a részvénytőkepiaci hozamok közötti kapcsolatot (*Baker-Wurgler* [2007], *Brown-Cliff* [2004], *Chung és szerzőtársai* [2012]).

Ezen indikátorok között a befektetési hangulat helyettesítő változójaként gyakran alkalmazzák a befektetési alapokhoz kapcsolódó mutatókat, különösen a tőkeáramlásokat és a nettó eszközérték változását, amelyek feltételezhetően kifejezik a befektetők preferenciáit, várakozásait, így alkalmasak lehetnek a befektetői hangulat mérésére. Bár az Egyesült Államokra fókuszáló vizsgálatok kapcsolatot találtak a befektetési alapok tőkeáramlása és a részvénytőkepiaci hozamok között (*Warther* [1995], *Brown és szerzőtársai* [2002]), számos vizsgálat arra is rámutatott, hogy a tőkeáramlás mellett a befektetési alapokkal összefüggő más mutatók (például a nettó eszközérték relatív változása) is indikátorai lehetnek a befektetői hangulatnak (*Ben-Rephael és szerzőtársai* [2012]). Annak ellenére, hogy a legtöbb vizsgálat megerősíti az egyidejű kapcsolatot a befektetési alapok adatai és a részvénytőkepiaci hozamok között, az oksági kapcsolatok területén jelentősen eltérő következtetéseket találunk. Kevés tanulmány támasztja alá, hogy a fenti adatok előre jelzik a hozamokat, míg sok vizsgálat kimutatja, hogy a hozamok befolyásolják a befektetési alapok tőkeáramlását. Hiányos a szakirodalom abban a tekintetben is, hogy elvétve találunk olyan publikációt, amely a befektetési alapok tőkeáramlásán túli jellemzőire, például az egyes alaptípusok közötti mozgásokra fókuszál. Noha vannak európai és fejlődő piacokra vonatkozó megfigyelések is, számuk rendkívül alacsony, és a nemzetközi összehasonlítások is hiányoznak. A szerző a hazai szakirodalomban sem talált olyan tanulmányt, amely a részvénytőkepiaci hozamokkal összefüggésben vizsgálná a hazai befektetési alapok tőkeáramlását. E tanulmánynak éppen ez a célja.

A nemzetközi irodalomban található elemzések tapasztalatait is figyelembe véve, a következő kutatási kérdésekre keresünk választ:

1. Van-e kapcsolat a magyar befektetési alapok összesített adatai és a részvénytőkepiaci hozamok között?
2. Alkalmasak-e az adatok arra, hogy a hazai tőkepiac befektetőinek hangulatát reprezentálják?
3. Van-e előrejelző képessége a magyar befektetési alapokból származtatott információnak a hazai részvénytőkepiaci hozamokra vonatkozóan?

E kérdések megválaszolásához a Budapesti Értéktőzsde BUX és BUMIX indexein végzek vizsgálatot a 2009. január és 2024. október közötti időszakra vonatkozóan, felhasználva a Befektetési Alapkezelők és Vagyonkezelők Magyarországi Szövetsége (BAMOSZ) havi rendszerességgel publikált jelentéseit. Ezekből 29 változót alakítottam ki, amelyek a befektetési alapok tőkeáramlása, valamint a nettó eszközértékük változása közötti kapcsolatot írják le. A változókat keresztkorrelációs és lineáris regressziós elemzés segítségével elemeztem, kontrollváltozóként figyelembe véve a globális részvénytőkepiaci és kötvénytőkepiaci hozamokat, valamint a VIX és a BCI üzleti bizalomindexet. A változók közötti kapcsolatok mélyebb megértésére főkomponens-elemzést is alkalmaztam egy új indikátor (PC1) létrehozására.

A kutatás eredményei alapján megállapítható, hogy a befektetési alapok tőkeáramlásai és nettó eszközértékük változásai, valamint a kockázatos és a kockázatmentes

eszközök arányának alakulása szignifikáns kapcsolatban áll a magyar részvénytőkepiac hozamával. A részvényalapok tőkeáramlása és nettó eszközértékének változása pozitív kapcsolatot mutat a piaci hozamokkal. Ezzel szemben a kockázatmentes eszközök súlyának növekedése (például a pénzügyi alapok eszközértékének arányában) negatív kapcsolatot mutat a részvénytőkepiaci hozamokkal, ami arra utal, hogy ezek inkább biztonsági menedékként funkcionálnak.

A szignifikáns kapcsolatot mutató változókból létrehozott indikátor (PC1) szintén szignifikáns kapcsolatot mutatott a BUX és BUMIX indexek havi hozamaival, és egy hónappal késleltetve is hatást jelzett. A modellbe bevont kontrollváltozók (VIX, üzleti bizalomindex, S&P 500 hozama, 10 éves magyar államkötvény hozama) mellett a PC1 indikátor növelte a magyarázó erőt, ami megerősíti, hogy a befektetési alapokból származó változók többletinformációt hordoznak a piaci hangulat és az árfolyamváltozások előrejelzéséhez. A befektetési alapok tehát nemcsak közvetett módon tükrözhetik a befektetői hangulatot, hanem potenciálisan hozzájárulhatnak a részvénytőkepiaci folyamatok pontosabb megértéséhez, akár előrejelzéséhez is.

A kutatás eredményei több ponton összhangban állnak a befektetési alapokkal foglalkozó korábbi empirikus szakirodalom megállapításaival. A tanulmány módszertani újdonsága abban rejlik, hogy nem csupán az abszolút tőkeáramlásokat elemzi, hanem azokat a nettó eszközértékhez viszonyítva is vizsgálja. Emellett a kockázatos és kockázatmentes befektetési alapok nettó eszközértékének arányát is új, alternatív indikátorként alkalmazza a befektetői hangulat mérésére.

Szakirodalmi áttekintés

Bár a hatékony piacok elmélete kevés mozgásteret hagy a befektetői hangulatnak, az empirikus kutatások azt sugallják, hogy ez utóbbi mégis befolyásolja a befektetési eszközök árazását. Másképpen fogalmazva: a hagyományos pénzügyi közgazdaságtan egyik alapvető feltételezése, hogy a befektetők racionálisan hozzák meg döntéseiket, mérlegelve a kockázatot és a várható hozamot (*Markowitz [1952], Fama [1970]*). Ezzel szemben a viselkedési közgazdaságtan kutatásai azt mutatják, hogy a befektetők kockázatos helyzetekben gyakran kognitív torzítások hatására döntenek, eltérve a racionális választástól (*Kahneman–Tversky [1979], Benartzi–Thaler [1995]*).

Az eszközárazás és a befektetői hangulat közötti kapcsolat korai kutatásai elsősorban a befektetői hangulat közvetlen mérésére épültek. Ezek a vizsgálatok jellemzően egyéni és intézményi befektetői felmérésekre és fogyasztói bizalomindexekre támaszkodtak. Az eredmények a viselkedési közgazdaságtan álláspontját erősítik meg, azaz a befektetői hangulat és a befektetési eszközök jövőbeli hozama között létezik kapcsolat (*Baker–Wurgler [2007]*). A vizsgálatokból kiderül, hogy a kapcsolat irányát és erősségét számos tényező befolyásolja, például az adott befektetési eszköz kockázati szintje (*Baker–Wurgler [2006]*), típusa (*Farrel–O’Connor [2024]*), valamint az a befektetői csoport, amelynek a hangulatát mérjük (*Fisher–Statman [2000]*). Emellett szerepet játszik a hangulat mérési módszere (*Bansal–Stivers [2023]*), az üzleti ciklus aktuális szakasza (*Chung és szerzőtársai [2012]*), az

előrejelzési időhorizont (*Brown–Cliff* [2004]), továbbá a vizsgált piac integráltsága és akár kulturális tényezők is (*Schmeling* [2009]).

A későbbi kutatásokban a befektetői hangulat indirekt mérésére helyeződött a hangsúly. Ezek az indikátorok általában gyengébb elméleti kapcsolatot mutatnak a befektetői hangulattal, mint a közvetlen mérőszámok. Ebbe a kategóriába tartoznak azok a változók, amelyek feltételezhetően a befektetői hangulat helyettesítő változóiként (proxyjaiként) szolgálhatnak. Ilyen például a kis kapitalizációjú vállalatok többlethozama (*Swaminathan* [1996]), a zárt végű befektetési alapok diszkontja (*Lee és szerzőtársai* [1991]), a diszkontbrókereknel végrehajtott egyéni kereskedési adatok (*Kumar–Lee* [2006]), valamint a New York-i tőzsdén végrehajtott megbízások (*Kaniel és szerzőtársai* [2004]). Ezen indikátorok köre kiegészíthető további piaci adatokkal, például a piaci momentum, az új csúcson és mélyponton lévő részvények aránya, a *put/call* arány, a részvénytőke és a kötvénytőke relatív hozama, valamint a bővítőkötvények és az államkötvények hozamkülönbsége (*Farrel–O’Connor* [2024]). Emellett figyelembe vehető *Baker–Wurgler* [2006] hangulatindikátora is, amely hat ismert indirekt tényezőn alapul: kereskedési forgalom, osztalékprémium, zárt végű alapok diszkontja, az új részvénykibocsátások első napi hozama, valamint az új kibocsátások részaránya. Egy másik kiemelt mutató a VIX index, amelyet *Whaley* [2000] vezetett be, és amely a piaci volatilitás egyik legfontosabb indikátoraként szolgál.

A befektetői hangulat indirekt mérésének egyik csoportját a befektetési alapok összesített jelentéseiből származó adatok elemzése képezi. Az alapok tőkeáramlásai, nettó eszközértékük változásai olyan mutatók, amelyek tükrözhetik a befektetők kockázati preferenciáit és piaci várakozásait, így alkalmasak lehetnek a piaci hangulat mérésére. *Warther* [1995], valamint *Brown és szerzőtársai* [2002] voltak az elsők, akik a befektetési alapok tőkeáramlását az indirekt hangulatmérés egyik lehetséges eszközének tekintették. Kutatásuk során negatív korrelációt állapítottak meg a részvényalapok, a pénzpiaci alapok és a nemesfémalapok között, aminek alapján arra következtettek, hogy a befektetők folyamatosan újraszűrozzák portfóliójukat a készpénz és a részvények között. Eredményeiket megerősítették *Brown és szerzőtársai* [2002], akik hasonló összefüggéseket tártak fel az Egyesült Államok és Japán tőkepiacán.

Ugyanakkor *Zhang–Edwards* [1998] nem talált oksági kapcsolatot a befektetési alapok tőkeáramlása és a részvény-, illetve a kötvénytőke hozamokkal összefüggésben az 1961–1996 közötti időszakban, kivéve az 1971–1981 közötti éveket. *Van Campenhout* [2004] az európai befektetési alapok piacán végzett kutatást, de nem tudott egyidejű kapcsolatot kimutatni az aggregált tőkeáramlás és a részvénytőke teljesítmény között. Az elvégzett oksági vizsgálat szerint a befektetési alapok tőkeáramlása nem hordoz információt a jövőbeli részvénytőke hozamokról, a részvénytőke hozamok azonban oksági kapcsolatban állnak a részvényalapok tőkeáramlásával (*Van Campenhout* [2004]).

Több olyan vizsgálatot is találunk, amelyek a tőkeáramlás helyett más mutatókkal mérték a befektetői hangulatot, így például *Ben-Rephael és szerzőtársai* [2012] különböző típusú befektetési alapok közötti nettó tőkeáramlásokat vizsgáltak, amelyek egyidejű, pozitív kapcsolatot mutattak a részvénytőke hozamokkal. Eredményeik szerint az így kialakított indikátor a befektetői hangulat egy eltérő dimenzióját méri.

Ez az indikátor az ismert hangulatindikátorok figyelembevétele (Baker–Wurgler-hangulatindikátor, VIX index, a Michigan Egyetem fogyasztói bizalomindexe) mellett is többletinformációt hordoz. A kutatás arra is rámutatott, hogy az alapok közötti nettó áramlások jobban tükrözik a befektetői hangulatot, mint a teljes nettó értékesítés és visszaváltások. *Frazzini–Lamont* [2008] a befektetői hangulat mérésére nem önmagában a tőkeáramlást, hanem a nagy és kicsiny tőkeáramlásokat mutató alapok portfólióját használta fel. Megállapították, hogy a jó befektetői hangulat időszakait alacsonyabb részvénytőke hozamok követik, ami aszimmetrikus kapcsolatot jelez. A fentiekben bemutatott egyéb vizsgálatok eredményei azt mutatják, hogy a befektetői hangulat és a tőkeáramlások közötti kapcsolat inkább az egyéni befektetőkhez köthető, míg az intézményi befektetők eltérően reagálnak.

A befektetési alapok adatai nemcsak a piaci hozamokkal, hanem az eszközárak más aspektusaival (volatilitás, piaci anomáliák) is összefüggésbe hozhatók. *Beaumont és szerzőtársai* [2008] a Dow Jones Industrial Average, az S&P 500 és a NASDAQ-100 indexeket vizsgálták az 1998–2004 közötti időszakban. Eredményeik szerint az aggregált tőkeáramlással mért befektetői hangulat aszimmetrikusan hat a volatilitásra, vagyis a volatilitás érzékenyebben reagál azokban az időszakokban, amikor a hangulat negatív. A kutatás bizonyítékot talált a *Long és szerzőtársai* [1990] által korábban leírt „hold more”¹ és „create space”² hatásokra, amelyek a zajkereskedők irracionális döntéseinek formálásában játszanak szerepet. Továbbá megerősítették, hogy erős pozitív kapcsolat áll fenn a hangulatalapú tőkeáramlás és a tőzszeindexek hozama között, ami alátámasztja, hogy a befektetői hangulat jelentős hatással van a piaci teljesítményre. A fentiekben túlmenően *Wagner és szerzőtársai* [2022] kimutatták, hogy a szezonálitáshoz köthető piaci anomáliák, mint például a „sell in May” hatás és a januáreffektus, összefüggésben állnak a befektetési alapok tőkeáramlásaival. Bár a befektetési alapok hangulatindikátorként való használata leggyakrabban a részvénytőke hozamokra és volatilitásra összpontosít, *Chiu–Zhu* [2017] a CDS-felárakkal összefüggésben is vizsgálta ezt a kapcsolatot. Eredményeik szerint a részvényalapok tőkeáramlása negatívan, míg a pénzpiaci alapok tőkeáramlása pozitívan korrelál a CDS *spread*ekkel. Kimutatták továbbá, hogy ezek a hatások elsősorban az egyéni befektetők tőkeáramlásaihoz kapcsolódnak, míg az intézményi alapok esetében nem volt kimutatható kapcsolat. Az eredmények arra utalnak, hogy a befektetési alapok tőkeáramlásai időben tükrözik a piaci kockázati hangulatot, és a CDS-felárakkal való kapcsolatuk révén fontos piaci mutatóként szolgálhatnak.

A fenti témában a fejlődő országokra vonatkozóan is számos empirikus vizsgálat ismert. *Qureshi és szerzőtársai* [2019] az ázsiai fejlődő gazdaságokban, *Oh–Parwada* [2007] a koreai piacon, *Qureshi és szerzőtársai* [2021] a pakisztáni, *Yangbo és szerzőtársai* [2010] a hongkongi és a szingapúri tőkepiacokon találtak szignifikáns pozitív kapcsolatot a tőkeáramlás és a részvénytőke hozamok között. A Budapesti

¹ A „hold more” hatás a racionális befektetői viselkedéstől eltérő magatartást jelöl, amelynek következtében a befektetők a meglévő eszközeiket hajlamosak megtartani még akkor is, ha azok nem teljesítenek jól.

² A „create space” hatás annak a jelenségnek a leírása, amikor egy új információ hatására a befektető forrást teremt az új befektetési lehetőség számára, gyakran úgy, hogy jól teljesítő eszközöket ad el.

Értéktőzsde részvénytőzsi hozamaival kapcsolatban több hazai tanulmány is olyan eredményekre jutott, amelyek összhangban állnak a nemzetközi szakirodalomban megfigyelt összefüggésekkel. Így például *Lakatos* [2016] a befektetői túlreagálás jelenségét vizsgálva, *Rádóczy–Tóth–Pajor* [2021] az extrém piaci eseményekre adott reakciók elemzése során, míg *Zawadowski* [2017] a befektetési alapok jövőbeli hozamainak előrejelző képességét, *Joó–Ormos* [2011] a diszpozíciós hatást tanulmányozva jutott hasonló következtetésekre. További hasonló eredmények születtek a technikai alapú megközelítésekkel: a mozgóátlag-stratégiák (*Nagy* [2024b]), a szezonális (*Kégl–Petróczy* [2024]), a momentumhatás (*Csillag–Neszveda* [2020]), illetve az árfolyamsodródás (*Csillag–Neszveda* [2022], *Nagy–Ulbert* [2007]) vizsgálata során is. Ugyanakkor számos olyan tanulmány ismert, amelyek a nemzetközi piacokon megfigyelt tendenciáktól eltérő eredményeket tártak fel a magyar tőkepiac kontextusában. Eltérések mutatkoztak többek között a vállalatértékelési módszerek alkalmazhatóságában (*Takács* [2007], a pénzügyi viselkedéstani jelenségekben (*Molnár* [2005]), valamint a tőkepiaci teljesítménymutatók értelmezésében (*Koszorús* [2019]). A fentiek miatt releváns kérdésként merül fel, hogy a befektetési alapok tőkeáramlásaival kapcsolatos összefüggések mennyiben esnek egybe a nemzetközi szakirodalomban rögzített eredményekkel, illetve milyen mértékben tükrözik a hazai piac sajátosságait.

A befektetési alapok mint a befektetői hangulat lehetséges proxyja témájú kutatások egyik központi kérdése, hogy létezik-e kapcsolat a piaci hozamok és a befektetési alapokból származó adatok között, és ha igen, akkor ez a kapcsolat egyirányú vagy kétirányú. Vita tárgyát képezi az is, hogy a befektetési alapokba fektető befektetők a tájékozott vagy a tájékoztatlan befektetők közé sorolhatók-e. Egy másik kulcskérdés, hogy a befektetési alapok tőkeáramlásai képesek-e előre jelezni a piaci hozamokat, azaz empirikusan kimutatható-e a késleltetett hatásuk. Az irodalmi áttekintésből körvonalazódik az is, hogy a legtöbb kutatás az Egyesült Államok tőkepiacaira fókuszál, és a befektetési alapok tőkeáramlását, eszközértékük változását vizsgálja a részvénytőzsi és a kötvénytőzsi hozamokkal összefüggésben. Bár a legtöbb vizsgálat megerősíti az egyidejű kapcsolatot, az oksági kapcsolatokat illetően jelentős eltérésekkel találkozhatunk. Kevés tanulmány támasztja alá, hogy a tőkeáramlások előre jelzik a hozamokat, míg sok vizsgálat kimutatja, hogy a hozamok befolyásolják a tőkeáramlásokat. A legtöbb tanulmány havi, negyedéves vagy éves aggregált adatokat használ, figyelmen kívül hagyva az egyéni és az intézményi befektetők közötti különbségeket. Kevés kutatás fókuszál a befektetési alapok tőkeáramláson túli jellemzőire, például az egyes alaptípusok közötti mozgásokra, a kockázatos és a kockázatmentes eszközök eszközértékének arányváltozására. Noha vannak európai és ázsiai piacokra vonatkozó vizsgálatok, a nemzetközi összehasonlítások továbbra is hiányoznak.

Kutatásomban a befektetési alapok nyilvántartásából származó adatokat felhasználva, a szakirodalomban feltárt releváns indikátorokat használom, amelyek a befektetési alapok tőkeáramlásához és a nettó eszközértékük változáshoz kapcsolódnak. Továbbá a szakirodalomban kevésbé vizsgált kérdéssel: a kockázatos és a kockázatmentes alapok eszközértékének arányváltozásával is foglalkozom. Tudomásom szerint hasonló jellegű elemzés eddig még nem készült a magyar tőkepiacon.

Adatok

Az elemzéshez a Budapesti Értéktőzsde két részvényindexe, a BUX és BUMIX 2009. január és 2024. október közötti havi árfolyamadatait használtam fel,³ amelyeket a BAMOSZ havi rendszereséggel publikált jelentéseivel egészítettem ki. A témával foglalkozó legtöbb kutatás az amerikai piacon az Investment Company Institute heti jelentéseit használta fel,⁴ amelyek az amerikai befektetési alapok adatait tartalmazzák. Ezek a kutatások a befektetési alapok tőkeáramlására, nettó eszközértékére, valamint a különböző alapkategóriák közötti tőkeáramlások, nettóeszközérték-arányok változásának elemzésére fókuszáltak.

A módszerek hazai tőkepiacra történő adaptálása során több tényezőt is módosítani kellett. Egyrészt, míg az amerikai tőkepiacra a pénzpiaci alapok mellett a kötvény-alapok is biztonságos befektetési eszközöknek, biztonsági menedéknek tekinthetők, addig a magyar piacon ez a kapcsolat megkérdőjelezhető. Az amerikai piac esetében az S&P 500 index és a tízéves lejáratú amerikai államkötvény havi árfolyamváltozásából számított hozamok korrelációs együtthatója negatív,⁵ ami arra utal, hogy a kötvények betölthetik a biztonsági menedék szerepét. Ezzel szemben a magyar tőkepiacra végzett vizsgálatom szerint a BUX index és a tízéves lejáratú magyar államkötvény árfolyama között statisztikailag szignifikáns, pozitív kapcsolat figyelhető meg.⁶ Ez arra utal, hogy *a magyar piacon a kötvényárfolyamok és a részvényindex mozgása között pozitív kapcsolat áll fenn, aminek alapján megkérdőjelezhető a kötvények biztonságimenedék-jellege*. A fentiekkel összhangban megfigyelhető, hogy a 2008–2009-es gazdasági válság és a koronavírus okozta gazdasági visszaesés időszakában az Egyesült Államokban negatív kapcsolat alakult ki a részvénytőkepiac és a hosszú lejáratú államkötvények árfolyama között, de a hazai részvény- és kötvénytőkepiac viszonyában a pozitív kapcsolat dominált. Ez arra utal, hogy a hazai tőkepiacra a tízéves lejáratú államkötvénnyel kapcsolatos befektetői preferenciák eltérhetnek az amerikai mintázattól, ami szükségessé teszi ennek a kategóriának az önálló vizsgálatát.

További lényeges eltérés, hogy *a befektetési alapok jelenléte alacsony szintű* a Budapesti Értéktőzsdén, ugyanis a vizsgált időszakban a hazai részvényalapok nettó eszközértéke a részvénytőkepiaci szekció teljes kapitalizációjának átlagosan 5 százalékát tette ki (átlag: 5,14, minimum: 3,73, maximum: 6,95 százalék).⁷ A fentiek tehát arra utalnak, hogy ha megállapítható kapcsolat a befektetési alapok adatai és a részvényindexek hozamai között, akkor ez elsősorban a befektetői hangulat közvetett mérésével függhet össze, mivel a befektetési alapok a teljes részvénytőkepiacnak mindössze kis hányadát képviselik, így közvetlen piaci hatásuk korlátozott, inkább a befektetői preferenciák és a piaci bizalom változását tükrözhetik.

Számottevő eltérés figyelhető meg *a befektetői preferenciákban* is. Magyarországon nincs hosszú múltra visszatekintő részvénybefektetési kultúra, és a lakosság

³ Forrás: <https://bet.hu/oldalak/adatletoltes>.

⁴ Forrás: <https://www.ici.org/statistics>.

⁵ Saját számításaim szerint a Pearson korrelációs együttható 2000 és 2023 között $-0,14$, $p < 0,001$.

⁶ A Pearson korrelációs együttható $0,41$, $p < 0,001$, ugyancsak a 2000–2023-as időszakban.

⁷ Forrás: <https://www.bet.hu/oldalak/forgalom>.

lényegesen kisebb arányban tart részvényeket, mint az Egyesült Államokban. Ez (illetve a részvény- és kötvénypiac pozitív kapcsolata) felveti annak lehetőségét, hogy a kockázatos eszközök körébe nemcsak a részvények tartoznak, hanem a hosszú lejáratú magyar államkötvények is idesorolhatók. További különbség, hogy az amerikai befektetési alapok túlnyomórészt amerikai eszközökbe fektetik ügyfeleik vagyont, míg *Magyarországon* a hazai és a nemzetközi befektetések jól elkülöníthetők, és *jelentős a nem hazai részvényekbe allokált vagyon*. Ez azt eredményezheti, hogy a nemzetközi alapokhoz kapcsolódó tőkeáramok nem feltétlenül tükrözik a hazai befektetői hangulatot, ezért az adatok értelmezése eltérhet az amerikai módszertani megközelítéstől. Végül, a rendelkezésre álló adatok időbeli gyakorisága is különbözik. Amíg az Investment Company Institute adatai heti rendszerességgel érhetők el, addig a BAMOSZ adatai havi gyakoriságúak, ami a hazai elemzések során figyelembe veendő korlát lehet. A fentiekre tekintettel a bamosz.hu weboldalon közzétett jelentések „NEÉ (M HUF)” és „Értékesítések” név alatti tábláinak feldolgozásával alakítottam ki az alábbi kategóriákat:⁸

- TPA (teljes pénzpiaci alap): tartalmazza a BAMOSZ táblázatában a pénzpiacok kategória összes deviza-, forint pénzpiaci és likviditási alapját (átlagos elemszám: 34).
- HPA (hazai pénzpiaci alapok): tartalmazza a pénzpiacok kategóriában szereplő hazai likviditási és pénzpiaci alapokat (átlagos elemszám: 23).
- TKA (teljes kötvényalap): magában foglal minden hazai és nemzetközi rövid és hosszú kötvényalapot (átlagos elemszám: 54).
- HKA (hazai kötvényalap): tartalmazza a kötvényalapok kategóriába tartozó hazai rövid és hosszú kötvényalapokat (átlagos elemszám: 28).
- HRKA (hazai rövid kötvényalapok): a kötvényalapok kategória rövid kötvényalapjait tartalmazza (átlagos elemszám: 14).
- HHKA (hazai hosszú kötvényalapok): a kötvényalapok között szereplő hosszú kötvényalapokat tartalmazza (átlagos elemszám: 14).
- TRA (teljes részvényalap): magában foglalja az összes részvényalapot (átlagos elemszám: 44).
- HRA (hazai részvényalapok): az összes részvényalap kategórián belül csak a hazai részvény túlsúlyos és tiszta részvényalapokat tartalmazza (átlagos elemszám: 8).

A fent meghatározott kategóriák alapján alakítottam ki a vizsgálatban szereplő változókat. Az „NEÉ (M HUF)” tábla alatti nettó eszközérték (angol megfelelője: NAV) adatokból az 1. táblázatban szereplő változókat definiáltam. A d_TPAtoTRA, d_HPAtoHRA, d_TKAtoTPA, d_HKAtoHRA, d_HRKAtoHRA és d_HHKAtoHRA változók kialakítása azon a feltételezésen alapult, hogy a kockázatmentes és a kockázatos eszközök iránti befektetői preferenciák változásai magyarázattal szolgálhatnak a részvénytőke hozamának változására (*Ben-Rephael és szerzőtársai* [2012]). Mivel nem tisztáztam a hazai kötvényekkel kapcsolatos befektetői preferencia, kockázatmentes eszközökként vettem figyelembe ezeket (HKAtoHRA, HRKAtoHRA és HHKAtoHRA) a vizsgálat során.

⁸ Forrás: bamosz.hu, alábontott_összesítő_2004 12-től-2024 10 hó-ig.xls.

1. táblázat

Az „NEÉ (M HUF)” táblázat nettó eszközértékadataiból kialakított változók

Változó neve	Definíció	Átlag	Szórás
d_TPAtTRA	a TPA és a TRA nettó eszközértéke hányadosának havi különbsége	-0,01758	0,21005
d_HPAtHRA	a HPA és a HRA nettó eszközértéke hányadosának havi különbsége	-0,16294	3,9185
d_TKAtTPA	a TKA és a TPA nettó eszközértéke hányadosának havi különbsége	0,02429	0,17632
d_HKAtHRA	a HKA és a HRA nettó eszközértéke hányadosának havi különbsége	0,36287	2,7129
d_HRKAtHRA	a HRKA és a HRA nettó eszközértéke hányadosának havi különbsége	0,32797	2,2690
d_HHKAtHRA	a HHKA és a HRA nettó eszközértéke hányadosának havi különbsége	0,01024	0,5770
mTPANAV	a TPA nettó eszközértékének relatív havi változása	0,05463	0,17172
mHPANAV	a HPA nettó eszközértékének relatív havi változása	0,08167	0,15141
mTKANAV	a TKA nettó eszközértékének relatív havi változása	0,02928	0,03851
mHKANAV	a HKA nettó eszközértékének relatív havi változása	0,01918	0,06345
mHRKANAV	a HRKA nettó eszközértékének relatív havi változása	0,02378	0,08983
mHHKANAV	a HHKA nettó eszközértékének relatív havi változása	0,00967	0,08311
mTRANAV	a TRA nettó eszközértékének relatív havi változása	0,00987	0,4660
mHRANAV	a HRA nettó eszközértékének relatív havi változása	0,00827	0,82501

Megjegyzés: a táblázat a befektetési alapok különböző kategóriáinak nettó eszközérték-változásait és az ezekből számított arányokat mutatja be a BAMOSZ „NEÉ (M HUF)” tábla adatait felhasználva. A „d_” jelölések két alap eszközértéke hányadosának havi változását jelzik, míg az „m” jelölések a nettó eszközérték relatív havi változásait (angol megfelelője NAV *return*) tükrözik.

A BAMOSZ jelentésében az „Értékesítés” táblázatban találjuk az egyes alapokra vonatkozóan a havonta értékesített nettó összeget, a tőkeáramlást (angolul *flow of funds*). Ebből az adatkörből a 2. táblázatban szereplő változókat alakítottam ki. Figyelembe véve, hogy egyes vizsgálatok a befektetői hangulat és a piaci teljesítmény között nemlineáris kapcsolatot mutattak ki a befektetői hangulatban bekövetkező sokkhatások azonosítása révén (Bu-Forrest [2024]), a fenti változók standardizált értékeit is kiszámoltam. Az újonnan létrehozott standardizált változókat úgy definiáltam, hogy

az eredeti változókból kivontam azok átlagát, majd az így kapott értékeket elosztottam a változók szórásával. Az újonnan létrehozott változók „s_” előtaggal szerepelnek a vizsgálatban (s_TPAforg, s_HP Aforg, s_TKAforg, s_HKAforg, s_HRKAforg, s_HHKAforg, s_TRAforg, s_HRAforg).

2. táblázat

Az „Értékesítés” táblázat nettó eszközértékadataiból készített változók

Változó neve	Definíció	Átlag (millió forint)	Szórás (millió forint)
TPAforg	a TPA kategóriába tartozó alapok havi nettó értékesítési forgalma	–3 144	40 999
HPAforg	a HPA kategóriába tartozó alapok havi nettó értékesítési forgalma	–3 541	33 228
TKAforg	a TKA kategóriába tartozó alapok havi nettó értékesítési forgalma	23 505	66 738
HKAforg	a HKA kategóriába tartozó alapok havi nettó értékesítési forgalma	13 080	52 392
HRKAforg	a HRKA kategóriába tartozó alapok havi nettó értékesítési forgalma	12 377	50 851
HHKAforg	a HHKA kategóriába tartozó alapok havi nettó értékesítési forgalma	703	9 629
TRAforg	a TRA kategóriába tartozó alapok havi nettó értékesítési forgalma	1 225	9 706
HRAforg	a HRA kategóriába tartozó alapok havi nettó értékesítési forgalma	37 103	1 764

Megjegyzés: a táblázatban az egyes befektetési alapok havi forgalmát, a tőkeáramlást leíró változók szerepelnek.

A 3. táblázatban látható változókat az „NEÉ (M HUF)” és az „Értékesítés” fül alatt szereplő adatok kombinációjaként hoztam létre. Az ott definiált változókkal lefedtem a szakirodalmi áttekintésből feltárt módszereket, amelyek egy része a tőkeáramláshoz („rate” és „forg” jelöléssel, lásd 2–3. táblázatok), másik része a nettó eszközértékhez („NAV” végződéssel, 1. táblázat), harmadik része a kockázatos és a kockázatmentes befektetési eszközök arányának méréséhez kapcsolódik („to” kötőszót tartalmazó változók, 1. táblázat).

3. táblázat

A kombinált adatokból kialakított változók

Változó neve	Definíció	Átlag	Szórás
TPArate	a tárgyhavi TPA_forg (tőkeáramlás) és az előző havi TPA nettó eszközérték hányadosa	0,00230	0,108
HPArate	a tárgyhavi HPA_forg (tőkeáramlás) és az előző havi HPA nettó eszközérték hányadosa	0,00720	0,1
TKArate	a tárgyhavi TKA_forg (tőkeáramlás) és az előző havi TKA nettó eszközérték hányadosa	0,0142	0,0567
HKArate	a tárgyhavi HKA_forg (tőkeáramlás) és az előző havi HKA nettó eszközérték hányadosa	0,0113	0,0591
HRKArate	a tárgyhavi HRKA_forg (tőkeáramlás) és az előző havi HRKA nettó eszközérték hányadosa	0,0130	0,0761
HHKArate	a tárgyhavi HHKA_forg (tőkeáramlás) és az előző havi HHKA nettó eszközérték hányadosa	0,00709	0,0849
TRArate	a tárgyhavi TRA_forg (tőkeáramlás) és az előző havi TRA nettó eszközérték hányadosa	0,00082	0,0233
HRArate	a tárgyhavi HRA_forg és az előző havi HRA nettó eszközérték hányadosa	0,00267	0,0450

Megjegyzés: a táblázatban felsorolt változók az adott hónapban történt befektetésialap-értékesítések és az előző hónap nettó eszközértékének arányait mutatja.

Módszertan

A vizsgálat első lépéseként a fent definiált változók közötti keresztkorrelációkat számítottam ki. A keresztkorrelációs elemzéssel két idősor közötti kapcsolatot tárhatjuk fel különböző késleltetési értékek mellett. A keresztkorrelációs függvényt a

$$p_{xy}(k) = \text{corr}(x_t, y_{t+k}) \quad (1)$$

írja le, amely megadja a korrelációs együtthatót az x_t és az y_{t+k} változók között, ahol k a késleltetés vagy előrehozás mértékét jelöli. Ez a függvény segít azonosítani, hogy az egyik idősor (x_t) milyen időbeli eltéréssel (pozitív vagy negatív k mellett) van kapcsolatban a másik idősorral (y_t), az alábbiak szerint:

- Ha $k > 0$: az elemzés az y_t jövőbeli értékeit vizsgálja, tehát x_t egy vezető indikátor lehet.
- Ha $k < 0$: az elemzés y_t múltbeli értékeit vizsgálja, ami arra utalhat, hogy x_t késleltetett indikátor.
- Ha $k = 0$: Az aktuális (egybeeső) kapcsolatot mutatja az x_t és y_t változók között.

A makrogazdasági idősorok közötti kapcsolatok vizsgálatában a keresztkorrelációs elemzés gyakran használt módszer, amely számos szakirodalmi vizsgálatban megtalálható (például Backus és szerzőtársai [2010], Asturias és szerzőtársai [2023]).

A keresztkorrelációs elemzés során feltárt összefüggéseket *Bu-Forrest* [2024], valamint *Warther* [1995] módszertanát követve további vizsgálatnak vetettem alá. Az elemzésben a BUX és a BUMIX index havi hozamai szerepeltek függő változóként, míg a befektetési alapokból származó adatok szolgáltak magyarázó változóként. A kapcsolat erősségét kontrollváltozók figyelembevételével vizsgáltam. Mivel a BUX és a BUMIX havi hozamára a makrogazdasági változók (kiskereskedelmi forgalom éves változása, munkanélküliségi ráta, ipari termelés és a jegybanki alapkamat) rendkívül gyenge magyarázó erővel rendelkeztek, kontrollváltozóként történő használatukat elvettem. Ugyanakkor a globális részvénytőke teljesítménye (S&P 500 index havi hozama)⁹ és a kockázatmentes hozam (tízéves lejáratú magyar államkötvények hozama)¹⁰ jelentős magyarázó erővel bír a BUX és a BUMIX hozamaira, így kontrollváltozóként történő használatuk indokolt. A fenti két kontrollváltozó 36,5 százalékban magyarázza meg a BUX és 21,6 százalékban a BUMIX index hozamát. A kutatási kérdés szempontjából releváns összefüggéseket tehát a fenti kontrollváltozók mellett mutattam ki az alábbiak szerint.

$$mbux = \beta_0 + \beta_1 msp_x + \beta_2 d_hun10 + \sum_{t=1}^x \beta_t SENT_t + \varepsilon, \quad (2)$$

ahol:

- *mbux*: a BUX index havi hozama,
- *msp_x*: az S&P 500 index havi hozama,
- *d_hun10*: a tízéves magyar államkötvények hozamának havi változása,
- *SENT*: a keresztkorrelációs elemzés alapján az 1–3. táblázatokból kiválasztott változók.

A fenti eljárással kiválasztott, legnagyobb hozzáadott értékkel rendelkező változókból főkomponens-elemzés segítségével hoztam létre egy új változót (*Baker-Wurgler* [2006]), így a különböző magyarázó változók közös varianciáját kihasználva egyetlen hangulatindexet képeztem. Az újonnan létrehozott indikátor alkalmas arra, hogy vizsgáljuk a befektetési alapok hangulatindikátorként történő használatát. Az előzetes elemzések alapján a VIX index¹¹ és a magyar üzleti bizalomindex (*Business Confidence Index – BCI*)¹² jelentős magyarázó erővel rendelkezik a BUX és a BUMIX havi hozamainak változására, ezért kontrollváltozóként alkalmaztam őket. Bár hazai kutatók már vizsgálták a magyar részvénytőkepiac az üzleti bizalomindexet (BCI) és a fogyasztói bizalomindexet (*Consumer Confidence Index – CCI*)¹³ a momentumanomáliával és a részvénytőkepiaci kereskedési stratégiákkal összefüggésben (*Csillag-Neszedva* [2020], *Nagy* [2024a]), a BCI indikátoron kívüli további hangulatindikátorok, például a magyar fogyasztói bizalomindex, az OECD-országok fogyasztói bizalomindexe, az OECD-országok üzleti bizalomindexe, valamint a Baker és Wurgler-féle EMV gazdasági bizonytalansági index

⁹ Forrás: <https://fred.stlouisfed.org/series/SP500>.

¹⁰ Forrás: <https://www.allampapir.hu/>.

¹¹ Forrás: <https://finance.yahoo.com/quote/%5EVIX/>.

¹² Forrás: <https://www.oecd.org/en/data/indicators/business-confidence-index-bci.html>.

¹³ Forrás: <https://www.oecd.org/en/data/indicators/consumer-confidence-index-cci.html>.

nem növelték érdemben a magyarázó erőt, ezért használatukat elvetettem. A befektetői hangulatindikátorokat az alábbi egyenlet szerint vizsgáltam:

$$mbux = \beta_0 + \beta_1 d_VIX + \beta_2 d_BCIhun + \beta_3 PC1 + \varepsilon, \quad (3)$$

$$mbumix = \beta_0 + \beta_1 d_VIX + \beta_2 d_BCIhun + \beta_3 PC1 + \varepsilon, \quad (4)$$

ahol:

- *mbux*: a BUX index havi hozama,
- *mbumix*: a BUMIX index havi hozama,
- *d_VIX*: a VIX index havi differenciája,
- *d_BCIhun*: a magyar BCI index havi differenciája,
- *PC1*: a főkomponens-elemzéssel létrehozott új hangulatindikátor.

A fent részletezett vizsgálatok során az eredmények érvényessége érdekében ellenőriztem az OLS-bebecslésekre vonatkozó Gauss–Markov-tételek teljesülését a következő vizsgálatokkal: Augmented Dickey–Fuller (ADF), variancia inflációs faktor (VIF), Breusch–Pagan-teszt, White-teszt, Chi-négyzet normalitási teszt, Breusch–Godfrey-féle autokorreláció-teszt és ARCH-teszt.

Elemzés

Az elemzés első lépéseként a meghatározott változókra egységgyöktesztet végeztem az Augmented Dickey–Fuller (ADF) módszerrel. A keresztkorrelációs elemzés eredményeként azonosítottam azokat a változókat, amelyek szignifikáns korrelációt mutatnak a BUX index havi hozamváltozásával. Ezeket a változókat együttesen a 4. táblázatban (2. modell) vizsgálom. Továbbá különválasztottam azokat a változókat, amelyek esetében az egy hónapos késleltetés mellett is fennáll a feltételezhető korrelációs kapcsolat (5. táblázat, 3. modell), ezzel lehetőséget teremtve a késleltetett hatások vizsgálatára.

Az egyidejű, szinkron korrelációt mutató változókra elvégzett lineáris regressziós elemzés során a globális részvényt piacot (S&P 500 index) és a kockázatmentes hozamot (tízéves lejáratú kötvények) kontrollváltozóként bevonva, több változó esetében is kimutatható, hogy a kontrollváltozók jelenléte mellett statisztikailag szignifikáns kapcsolat áll fenn. Ezeknek a változóknak a bevonása nemcsak megerősíti a kapcsolatokat, hanem jelentősen növeli a modell magyarázó erejét. Amíg a fenti két kontrollváltozó 36,5 százalékban (korrigált $R^2 = 0,365$) magyarázza meg a BUX index hozamát, addig a befektetési alapokkal összefüggő változókat együttesen vizsgálva a magyarázó erő 56 százalékra (2. modell) növekszik. A vizsgált változók közül kiemelhetők a kockázatmentes és a kockázatos eszközök arányát vizsgáló mutatók, azaz a hazai pénzpiaci alap és a hazai részvényalap nettó eszközértéke hányadosának havi differenciája (*d_HPAtoHRA*), a hazai hosszú kötvényalap és a hazai részvényalap nettó eszközértéke hányadosának havi differenciája (*d_HHKAtoHRA*) és a hazai részvényalapok nettó eszközértékének relatív havi változása (*mHRANAV*).

A pénzpiaci és részvénytőkepiaci alapok kapcsolatát leíró változó (d_HPAtoHRA) negatív együttthatója arra utal, hogy a részvénytőkepiaci hozamok változásával ellentétes irányú mozgások figyelhetők meg a pénzpiaci alapok esetében. Ez azt jelenti, hogy a részvénytőkepiaci hozamok emelkedése a pénzpiaci alapok nettó eszközértékének csökkenésével jár együtt, azaz a pénzpiaci alapok biztonsági menedékként funkcionálnak a befektetők számára. Ezzel szemben a hosszú kötvényeket és részvényeket tartalmazó alapok (d_HHKAtoHRA) kapcsolatát leíró változó pozitív együttthatóval rendelkezik, ami arra utal, hogy a részvénytőkepiaci hozamokkal megegyező irányú mozgások figyelhetők meg a hosszú lejáratú kötvényalapok piacán. Ennek alapján feltételezhető, hogy ezek az eszközök csak korlátozott mértékben töltenek be biztonságimenedék-szerepet. Emellett statisztikailag szignifikáns pozitív kapcsolat figyelhető meg a hazai részvényalapok eszközértékének (mHRANAV) változása és a részvénytőkepiaci hozamok között.

4. táblázat

Az egyidejű korrelációt mutató változókkal végzett OLS-bebecslés eredményei

Változó neve	1. modell	2. modell
Konstans	0,3568	0,1608
<i>mspx</i>	0,6711***	0,4198***
<i>d_hun10</i>	-2,492***	-0,4696
<i>d_HPAtoHRA</i>		-0,3402**
<i>d_HKAtoHRA</i>		-0,1373
<i>d_HHKAtoHRA</i>		6,2496**
<i>mHPANAV</i>		-0,01832
<i>mTKANAV</i>		-0,02713
<i>mHKANAV</i>		-0,03936
<i>mHRKANAV</i>		0,06160
<i>mHHKANAV</i>		-0,1077
<i>mHRANAV</i>		0,5788***
<i>HHKAforg</i>		-0,000095
<i>HPArate</i>		6,0402
<i>HHKArate</i>		12,8033
Korrigált R^2	0,365	0,563

Megjegyzés: a táblázat a BUX index havi hozamát magyarázó regressziós modellek eredményeit tartalmazza. Az 1. modellben kizárólag a kontrollváltozókkal végzett regresszió eredménye látható. A 2. modellben azon változókat vontam be, amelyek a keresztkorrelációs elemzés alapján egyidejű korrelációs kapcsolatban állnak a BUX index havi hozamával. A ** és *** jelölések a szignifikanciaszintet mutatják: ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Önálló elemzést végeztem a keresztkorrelációs elemzés azon változóival, amelyek esetében egy hónapos késleltetés mellett is statisztikailag szignifikáns kapcsolat

mutatkozott. A vizsgált változók között nem találtam olyan esetet, amelynél egy hónapnál hosszabb késleltetés esetén gazdaságilag jelentősnek tekinthető korrelációs együttható lett volna kimutatható. Ez arra utal, hogy a vizsgálatba bevont változók késleltetett hatásai jellemzően rövid távon érvényesülnek. Az elvégzett regressziós elemzés eredményei (5. táblázat, 3. modell) szerint egyetlen változó esetében mutatható ki statisztikailag szignifikáns, pozitív kapcsolat. Ez a teljes részvénytőke kategóriába tartozó befektetési alapok nettó eszközértékének relatív havi változása (mTRANAV). A 3. modell is jelentősen (54 százalékra) növeli a kizárólag kontrollváltozókat tartalmazó modell (36,5 százalék) magyarázó erejét.

5. táblázat

Az egyidejű és egy hónappal késleltetett változókkal végzett OLS-becslés eredményei

Változó neve	1. modell	3. modell
Konstans	0,3568	0,02168
<i>m</i> sp <i>x</i>	0,6711***	0,04177
<i>d_hun</i> 10	-2,4921***	-1,9695***
TRARate		-37,205
TRARate(-1)		-25,2941
s_TRAforg		-0,7337
s_TRAforg(-1)		0,7203
mTRANAV		0,9368***
mTRANAV(-1)		0,1587
<i>d_TPA</i> toTRA		-0,6899
<i>d_TPA</i> toTRA(-1)		-1,188
<i>d_TKA</i> toTPA		1,7062
<i>d_TKA</i> toTPA(-1)		-0,9972
TRAforg		-
TRAforg(-1)		-
Korrigált R^2	0,365	0,541

Megjegyzés: a táblázat a BUX index havi hozamát magyarázó regressziós modellek eredményeit tartalmazza. Az 1. modellben kizárólag a kontrollváltozókkal végzett regresszió eredménye látható. A 3. modellbe azon változókat vontam be, amelyek a keresztkorrelációs elemzés alapján egyidejű és késleltetett korrelációs kapcsolatban állnak a BUX index havi hozamával. A TRAforg és az egy periódussal késleltetett értékét multikollinearitás miatt nem vontam be a becsült modellbe. A *** jelölés a szignifikanciaszintet mutatja: *** $p < 0,01$.

Mivel a szakirodalom elsősorban a tőkeáramlások és a részvénytőke hozamok közötti kapcsolat vizsgálatára összpontosít, a 4. modellben e két változó összefüggését elemeztem (6. táblázat). A tőkeáramlás változását nem abszolút értékben, hanem az előző hónap nettó eszközértékéhez viszonyított formában vettem figyelembe. A regressziós eredmények alapján a részvénytőke tőkeáramlás (TRARate) pozitív

kapcsolatban áll a BUX index havi hozamával. Emellett az egy hónappal késleltetett változó [TRArate(−1)] esetében is szignifikáns, pozitív kapcsolat mutatható ki. A hazai hosszú lejáratú kötvényalapok esetében szintén pozitív összefüggés figyelhető meg, míg a teljes kötvényalap-kategóriában negatív kapcsolatot találtam. Fontos azonban megjegyezni, hogy a modell magyarázó ereje csekély, és a regressziós együtthatók legfeljebb 10 százalékos szinten szignifikánsak.

6. táblázat

A tőkeáramlás mutatóival végzett OLS-becslés eredményei

Változó neve	1. modell	4. modell
Konstans	0,3568	0,8105**
<i>m_{spx}</i>	0,6711***	0,6171***
<i>d_{hun10}</i>	−2,4921***	−2,875***
HRArate		−6,639
HRArate(−1)		−12,145
TRArate		28,609*
TRArate(−1)		29,176*
HHKArate		23,051*
HHKArate(−1)		18,253
HRKArate		21,713
HRKArate(−1)		26,445
HKArate		16,227
HKArate(−1)		−30,586
TKArate		−57,497*
TKArate(−1)		−21,774
HPArate		−9,9965
HPArate(−1)		3,5657
TPArate		13,285
TPArate(−1)		−1,1677
Korrigált R_2	0,365	0,391

Megjegyzés: a táblázat a BUX index havi hozamát magyarázó regressziós modell eredményeit tartalmazza. Az 1. modellben kizárólag a kontrollváltozókkal végzett regresszió eredménye látható. A 4. modellben a tőkeáramlás változóival végzett regresszió eredménye látható. A *, ** és *** jelölések a szignifikanciaszintet mutatják: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Összegezve a fentieket, a keresztkorrelációs elemzés és az elvégzett regressziós számítások alapján több változóról megállapítható, hogy a BUX index havi hozamával szignifikáns kapcsolatban áll. Az előzetesen elvégzett korrelációs vizsgálatok eredményei alapján feltételezhető, hogy több változó között szoros kapcsolat áll fenn, ami multikollinearitásra és redundáns változók jelenlétére utalhat.

Figyelembe véve a multikollinearitás lehetőségét, valamint azt az elvet, hogy a változók számát célszerű korlátozni a regressziós paraméterbecslés pontosságának javításáért és a multikollinearitás csökkentéséért, a fentiek közül négy változót választottam ki további elemzéshez. Ennek oka, hogy ezek különböző információtartalommal rendelkeznek, így eltérő gazdasági összefüggéseket fedhetnek fel. Ezek a következők:

- Az összes részvényalap (beleértve a nemzetközi és hazai részvényalapokat) nettó eszközértékének havi változása (mTRANAV).
- A hazai pénzüpiaci és a hazai részvényalap nettó eszközértékének hányadosa (d_HPAtoHRA).
- A hazai részvényalapok (beleértve a nemzetközi és hazai részvényalapokat) nettó eszközértékének havi változása (mHRANAV).
- A hazai hosszú kötvényalap és a hazai részvényalap nettó eszközértékének hányadosa (d_HHKAtoHRA).

A fenti változókat főkomponens-elemzés segítségével alakítottam át, ami lehetővé tette, hogy a változóiban rejlő információt egyetlen komponensbe sűrítsem. Ez a módszer nemcsak a multikollinearitás csökkentését segítette elő, hanem a változók közötti redundancia kiküszöbölését is lehetővé tette. A főkomponens-elemzés nyomán a PC1 változó az alábbi egyenlettel írható fel:

$$PC1 = -0,557 \times mHRANAV - 0,366 \times mTRANAV + 0,533 \times d_HPAtoHRA + 0,521 \times d_HHKAtoHRA. \quad (6)$$

A főkomponens-elemzéssel létrehozott PC1 indikátort a BUX és a BUMIX indexek havi hozamváltozásával összefüggésben is elemeztem, figyelembe véve a korábban alkalmazott kontrollváltozókat. A 7. táblázat adatai alapján a kontrollváltozók (*mspx* és *d_hun10*) magyarázó ereje a BUX hozamára 36,5, míg a BUMIX hozamára 21,6 százalék. A PC1 indikátor hozzáadása (6. és 9. modell) növelte a modell magyarázó erejét mind a BUX ($R^2 = 0,52$), mind a BUMIX indexek ($R^2 = 0,26$) esetében. A regressziós együttható statisztikailag szignifikáns, ami azt jelzi, hogy a PC1 indikátor érdemi magyarázatot ad a részvénypiaci hozamokra. A PC1 indikátor egy hónappal késleltetett változója statisztikailag szignifikáns kapcsolatot mutat, de a modellek magyarázó erejét csak kisebb mértékben növeli (7. és 10. modell). Ez arra utal, hogy a befektetői hangulat hatása főként az aktuális időszakban érvényesül, és a késleltetett érték csekélyebb előrejelző erővel rendelkezik a BUX és a BUMIX hozamaira nézve.

7. táblázat

A PC1- indikátor hatása az OLS-becslésben piaci kontrollváltozók mellett

<i>mbux</i>	5. modell	6. modell	7. modell
Konstans	0,3568	0,6522**	0,3808
<i>mspx</i>	0,6711***	0,4180***	0,6582***
<i>d_hun10</i>	-2,492***	-2,050***	-2,500***
PC1		-1,551***	
PC1 (-1)			-0,3701*
Korrigált R^2	0,365	0,517	0,357
<i>mbumix</i>	8. modell	9. modell	10. modell
Konstans	0,3780	0,5308	0,4209
<i>mspx</i>	0,4897***	0,3588***	0,4673***
<i>d_hun10</i>	-1,760**	-1,531**	-1,7686**
PC1		-0,8023***	
PC1 (-1)			-0,6129***
Korrigált R^2	0,216	0,2602	0,232

Megjegyzés: a táblázat a PC1 indikátor és egy hónappal késleltetett (-1) változatának hatását szemlélteti a BUX index (*mbux*) és a BUMIX index (*mbumix*) havi hozamaira, kontrollváltozóként figyelembe véve az S&P 500 indexet (*mspx*) és a tízéves magyar államkötvényt (*d_hun10*). Az OLS-becslést HAC (heteroszkedaszticitás- és autokorreláció-robosztus) standard hibákkal végeztem, 4-es sávszélességgel és Bartlett-kernelmódszerrel. A *, ** és *** jelölések a szignifikanciaszintet mutatják: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

A PC1 indikátorral végzett vizsgálat választ adhat arra a kutatási kérdésre is, hogy a befektetési alapokból kinyert adatok hangulatindikátorként használhatók-e. A BUX index havi hozamváltozásának vizsgálata során a figyelembe vett kontrollváltozók mellett (8. táblázat) a PC1 indikátor statisztikailag szignifikáns kapcsolatot mutatott (12. modell), ami a magyarázó erő jelentős növekedésével járt együtt ($R^2 = 0,49$). Az egy hónappal késleltetett változat (13. modell) esetében nem mutatható ki statisztikailag szignifikáns kapcsolat. A BUMIX index esetében hasonló eredmények figyelhetők meg. Itt a PC1 indikátor (15. modell) és annak egy hónappal késleltetett változata (16. modell) statisztikailag szignifikáns kapcsolatot mutat a BUMIX indexszel, és a kontrollváltozók figyelembevételével növeli a modell magyarázó erejét. Ez azt jelzi, hogy a befektetői hangulat hatása a BUMIX indexre nemcsak az aktuális hónapban, hanem a következő hónapban is érvényesül, vagyis az alapokból származó adatok előrejelző képességet is hordozhatnak a BUMIX és a BUX hozamára vonatkozóan. Fontos megjegyezni, hogy a BUMIX index nem szerepelt a keresztkorrelációs elemzésekben, így az ezzel kapcsolatos vizsgálatok mintán kívüli elemzésnek tekinthetők.

8. táblázat

A PC1 indikátor hatása az OLS-becslésben hangulatindikátorként

<i>mbux</i>	11. modell	12. modell	13. modell
Konstans	0,9750***	1,05077***	1,0495***
d_VIX	-0,5334***	-0,335088***	-0,5342***
d_BCIhun	3,4704***	2,46476***	3,01911***
PC1		-1,72249***	
PC1 (-1)			-0,32237
Korrigált R ²	0,284	0,487	0,287
<i>mbumix</i>	14. modell	15. modell	16. modell
Konstans	0,83281**	0,874489**	0,914710**
d_VIX	-0,39965***	-0,29050***	-0,404426***
d_BCIhun	2,0682**	1,51501*	1,33270
PC1		-0,94755***	
PC1 (-1)			-0,626896***
Korrigált R ²	0,165	0,232	0,194

Megjegyzés: a táblázat a PC1 indikátor és egy hónappal késleltetett (-1) változatának hatását szemlélteti a BUX index (*mbux*) és a BUMIX index (*mbumix*) havi hozamaira, kontrollváltozóként figyelembe véve a VIX indexet (d_VIX) és a magyar üzleti bizalomindexet (d_BCIhun). Az OLS-becslést HAC (heteroszkedaszticitás- és autokorreláció-robosztus) standard hibákkal végeztem, 4-es sáv szélességgel és Bartlett-kernelmódszerrel. A *, ** és *** jelölések a szignifikanciaszintet mutatják: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Összegzés

A kutatásom célja az volt, hogy a befektetői alapokból származó adatokat felhasználjam a befektetői hangulat mérésére, és megvizsgáljam, hogy a fenti adatok milyen kapcsolatban állnak a magyar részvénypiac (BUX és BUMIX indexek) hozamváltozásaival. Az elemzés első lépéseként keresztkorrelációs vizsgálatok segítségével azonosítottam azokat a változókat, amelyek szignifikáns korrelációt mutattak a BUX havi hozamváltozásával, beleértve azokat is, amelyek egy hónapos késleltetés mellett is fennálló kapcsolatot jeleztek. Az elemzés további részében a fenti módon azonosított változókat tovább vizsgáltam a globális részvénypiac (S&P 500 index) és a kockázatmentes hozam (tízéves magyar államkötvény) kontrollváltozóként történő bevonásával. A vizsgált változók közül kiemelkednek a kockázatmentes és a kockázatos eszközök arányát vizsgáló mutatók. Ezek közé sorolható a hazai pénzüpiaci alap és a hazai részvényalap nettó eszközértéke hányadosának havi differenciája (d_HPAtHRA), a hazai hosszú kötvényalap és a hazai részvényalapok nettó eszközértéke hányadosának havi differenciája (d_HHKAtHRA). A d_HPAtHRA változó negatív együttthatója arra utal, hogy a részvénypiaci hozamok változásával ellentétes irányú hatások figyelhetők meg a pénzüpiaci alapok esetében, azaz

a pénzpiaci alapok biztonsági menedékként funkcionálnak a befektetők számára. Ezzel szemben a $d_HHKAtoHRA$ változó pozitív együttthatóval rendelkezik, ami arra utal, hogy a részvénytőkepiaci hozamokkal megegyező irányú mozgások mutathatók ki a hosszú lejáratú kötvényalapok piacán. Ennek alapján feltételezhető, hogy ezek az eszközök csak korlátozott mértékben töltenek be biztonságimenedék-szerepet.

A fentiekén túl pozitív kapcsolatot mutatott a részvénytőkepiaci teljesítményével a hazai részvényalapok eszközértékének változása ($mHRANAV$) és a teljes részvénytőkepiacot lefedő alapok eszközértékének változása ($mTRANAV$). Ezek az eredmények arra utalnak, hogy a befektetési alapok dinamikája szoros kapcsolatban van a részvénytőkepiaci teljesítménnyel. A tőkeáramlásra irányuló vizsgálatok a részvénytőkepiaci alapok ($TRARate$) esetében mutattak kapcsolatot a részvénytőkepiaci hozamokkal. Az eredmény összhangban van több nemzetközi vizsgálattal (*Warther [1995], Brown és szerzőtársai [2002]*). A részvénytőkepiaci alapokon mért tőkeáramlás egy hónappal késleltetve is szignifikáns kapcsolatot mutat (csak 10 százalékos szignifikanciaszint mellett), de a modell magyarázó ereje alacsony.

Főkomponens-elemzés segítségével a szignifikáns változókból egyetlen indikátort ($PC1$ néven) alakítottam ki, amelynek szerepét külön modellekben vizsgáltam. A BUX esetében a $PC1$ indikátor és annak egy hónappal késleltetett változata szignifikáns kapcsolatot mutatott, és növelte a magyarázó erőt. Hasonló összefüggést figyelhettünk meg a BUMIX esetében, de a $PC1$ indikátor itt kisebb mértékben növelte a magyarázó erőt. Mind a BUX, mind a BUMIX index esetében megfigyelhető, hogy az indikátor statisztikailag szignifikáns kapcsolatot mutat a piaci folyamatok (S&P 500 index, tízéves kötvénytőkepiaci hozam) és a befektetési hangulat (VIX és hazai üzleti bizalom) mérésére bevont kontrollváltozókkal. Ez arra utal, hogy a befektetési alapokból származó adatok többletinformációt hordoznak, és a magyar részvénytőkepiaci hozamokra nézve előrejelző képességgel bírnak. A feltárt eredmények összhangban vannak a fejlődő piacokon végzett vizsgálatokkal (*Qureshi és szerzőtársai [2019], Yangbo és szerzőtársai [2010], Oh-Parwada [2007]*). A vizsgálat a befektetési hangulattal összefüggő kontrollváltozók (VIX és a BCI_{hun}) bevonásával megerősíti, hogy a befektetési alapokból kinyert adatok kiegészíthetik a befektetési hangulat mérésére jelenleg használt indikátorokat. A kutatás eredményei alátámasztják, hogy a befektetési alapok tőkeáramlásai és eszközértékük változásai, a kockázatos és a kockázatmentes eszközök eszközérték-hányadosának változásai összefüggést mutatnak a hazai részvénytőkepiac alakulásával, és ezek az adatok korlátozott előrejelző szerepet is betölthetnek.

Hivatkozások

- ASTURIAS, J.–DINLERSOZ, E.–HALTIWANGER, J.–HUTCHINSON, R. [2023]: Are Business Applications Early Economic Indicators? AEA Papers and Proceedings, 113. évf. 151–155. o. <https://doi.org/10.1257/pandp.20231053>.
- BACKUS, D. K.–ROUTLEDGE, B. R.–ZIN, S. E. [2010]: The cyclical component of US asset returns. NYU Working Paper. https://pages.stern.nyu.edu/~dbackus/GE_asset_pricing/ms/BRZ_returns_latest.pdf.

- BAKER, M.–WUGLER, J. [2006]: Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns. *The Journal of Finance*, 61. évf. 4. sz. 1645–1680. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00885.x>.
- BAKER, M.–WUGLER, J. [2007]: Investor Sentiment in the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives*, 21. évf. 2. sz. 129–151. o. <https://doi.org/10.1257/jep.21.2.129>.
- BANSAL, N.–STIVERS, C. T. [2023]: Time-varying Equity Premia with a High-VIX Threshold and Sentiment. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4477652>.
- BEAUMONT, R.–VAN DAELE, M.–FRIJNS, B.–LEHNERT, T.–MULLER, A. [2008]: Investor sentiment, mutual fund flows and its impact on returns and volatility. *Managerial Finance*, 34. évf. 11. sz. 772–785. o. <https://doi.org/10.1108/03074350810900505>.
- BENARTZI, S.–THALER, R. H. [1995]: Myopic Loss Aversion and the Equity Premium Puzzle. *The Quarterly Journal of Economics*, 110. évf. 1. sz. 73–92. o. <https://doi.org/10.2307/2118511>.
- BEN-REPHALE, A.–KANDEL, S.–WOHL, A. [2012]: Measuring investor sentiment with mutual fund flows. *Journal of Financial Economics*, 104. évf. 22. sz. 363–382. o. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.08.018>.
- BROWN, G. W.–CLIFF, M. T. [2004]: Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance*, 11. évf. 1. sz. 1–27. o. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2002.12.001>.
- BROWN, S. J.–GOETZMANN, W. N.–HIRAKI, T.–SHIRAISHI, N.–WATANABE, M. [2002]: Investor Sentiment in Japanese and U.S. Daily Mutual Fund Flows. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.302829>.
- BU, Q.–FORREST, J. [2024]: Comparing sentiment and sentiment shock in stock returns. *Managerial Finance*, 50. évf. 6. sz. 1174–1195. o. <https://doi.org/10.1108/MF-04-2023-0226>.
- CHIU, H.-H.–ZHU, L. [2017]: Can mutual fund flows serve as market risk sentiment? *The Journal of Risk Finance*, 18. évf. 2. sz. 159–185. o. <https://doi.org/10.1108/JRF-08-2016-0103>.
- CHUNG, S.-L.–HUNG, C.-H.–YEH, C.-Y. [2012]: When does investor sentiment predict stock returns? *Journal of Empirical Finance*, 19. évf. 2. sz. 217–240. o. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2012.01.002>.
- CSILLAG BALÁZS–NESZVEDA GÁBOR [2020]: A gazdasági várakozások hatása a tőzsdei momentumstratégiára. *Közgazdasági Szemle*, 67. évf. 11. sz. 1093–1111. o. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2020.11.1093>.
- CSILLAG BALÁZS–NESZVEDA GÁBOR [2022]: Gyorsjelentés – lassú árfolyam? A gyorsjelentés utáni árfolyamsodródás vizsgálata a magyar részvénytőzsián. *Közgazdasági Szemle*, 69. évf. 7–8. sz. 801–824. o. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.7-8.801>.
- FAMA, E. F. [1970]: Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25. évf. 2. sz. 383–417. o. <https://doi.org/10.2307/2325486>.
- FARREL, H.–O’CONNOR, F. [2024]: The CNN Fear and Greed Index as a Predictor of US Equity Index Returns. *SSRN Electronic Journal*. <https://ssrn.com/abstract=4912111>.
- FISHER, K. L.–STATMAN, M. [2000]: Investor Sentiment and Stock Returns. *Financial Analysts Journal*, 56. évf. 2. sz. 16–23. o. <https://doi.org/10.2469/faj.v56.n2.2340>.
- FRAZZINI, A.–LAMONT, O. A. [2008]: Dumb money: Mutual fund flows and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 88. évf. 2. sz. 299–322. o. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.07.001>.
- JOÓ ISTVÁN–ORMOS MIHÁLY [2011]: Diszpozíciós hatás a magyar tőkepiacra. *Közgazdasági Szemle*, 58. évf. 9. sz. 743–758. o. <https://www.kszemle.hu/tartalom/cikk.php?id=1265>.
- KAHNEMAN, D.–TVERSKY, A. [1979]: Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47. évf. 2. sz. 263–292. o. <https://doi.org/10.2307/1914185>.

- KANIEL, R.–SAAR, G.–TITMAN, S. [2004]: Individual Investor Sentiment and Stock Returns. NYU Working Paper, No. FIN-04-012. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1294447.
- KÉGL VIRÁG–PETRÓCZY DÓRA GRÉTA [2024]: A szezonális depresszió hatása a részvénytőzsdén. *Hitelintézet Szemle*, 23. évf. 3. sz. 119–141. o. <https://doi.org/10.25201/HSZ.23.3.119>.
- KOSZORÚS GABRIELLA [2019]: A visegrádi négyek és Románia tőzsdei vállalatának összehasonlító pénzügyi elemzése. *Economica*, 10. évf. 3–4. sz. 8–25. o. <https://doi.org/10.47282/ECONOMICA/2019/10/3-4/4690>.
- KUMAR, A.–LEE, C. M. C. [2006]: Retail Investor Sentiment and Return Comovements. *The Journal of Finance*, 61. évf. 5. sz. 2451–2486. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.01063.x>.
- LAKATOS MÁTÉ [2016]: A befektetői túlereagálás empirikus vizsgálata a Budapesti Értéktőzsdén. *Közgazdasági Szemle*, 63. évf. 7–8. sz. 762–786. o. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2016.7-8.762>.
- LEE, C. M. C.–SHLEIFER, A.–THALER, R. H. [1991]: Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle. *The Journal of Finance*, 46. évf. 1. sz. 75–109. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb03746.x>.
- LONG, J. B.–SHLEIFER, A.–SUMMERS, L. H.–WALDMANN, R. J. [1990]: Noise Trader Risk in Financial Markets. *Journal of Political Economy*, 98. évf. 4. sz. 703–738. o. <https://doi.org/10.1086/261703>.
- MARKOWITZ, H. [1952]: Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7. évf. 1. sz. 77–91. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>.
- MOLNÁR MÁRK ANDRÁS [2005]: A magyar tőkepiac vizsgálata pénzügyi viselkedéstani módszerekkel: Befektetők és egyetemi hallgatók befektetési szokásai és irracionális viselkedése. Doktori értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem.
- NAGY ATTILA ZOLTÁN [2024a]: Befektetői hangulat és a hozam-előrejelzés a Budapesti Értéktőzsdén. *Statisztikai Szemle*, 102. évf. 11. sz. 1104–1131. o. <https://doi.org/10.20311/stat2024.11.hu1104>.
- NAGY ATTILA ZOLTÁN [2024b]: Időzítésen alapuló befektetési módszerek a Budapesti Értéktőzsdén. *Hitelintézet Szemle*, 23. évf. 2. sz. 105–130. o. <https://doi.org/10.25201/HSZ.23.2.105>.
- NAGY BÁLINT–ULBERT JÓZSEF [2007]: Tőkepiaci anomáliák. *Statisztikai Szemle*, 85. évf. 12. sz. 1014–1032. o. https://www.ksh.hu/statszemle_archive/2007/2007_12/2007_12_1013.pdf.
- OH, N. Y.–PARWADA, J. T. [2007]: Relations between mutual fund flows and stock market returns in Korea. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17. évf. 2. sz. 140–151. o. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2005.10.001>.
- QURESHI, F.–KUTAN, A. M.–GHAFOOR, A.–KHAN, H. H.–QURESHI, Z. [2019]: Dynamics of mutual funds and stock markets in Asian developing economies. *Journal of Asian Economics*, 62. évf. 101135. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2019.101135>.
- QURESHI, F.–QURESHI, S.–SHAH, S. S. [2021]: Do mutual fund flows influence stock market volatility? Further evidence from emerging market. *Journal of Economic Forecasting*, 24. évf. 3. sz. 35–51. o. <https://ideas.repec.org/a/rjr/romjef/vy2021i3p35-51.html>.
- RÁDÓCZY KLAUDIA–TÓTH-PAJOR ÁKOS [2021]: Az extrém eseményekre adott befektetői reakciók a magyar tőkepiacon. *Hitelintézet Szemle*, 20. évf. 3. sz. 5–30. o. <https://doi.org/10.25201/HSZ.20.3.530>.
- SCHMELING, M. [2009]: Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of Empirical Finance*, 16. évf. 3. sz. 394–408. o. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2009.01.002>.

- SWAMINATHAN, B. [1996]: Time-Varying Expected Small Firm Returns and Closed-End Fund Discounts. *Review of Financial Studies*, 9. évf. 3. sz. 845–887. o. <https://doi.org/10.1093/rfs/9.3.845>.
- TAKÁCS ANDRÁS [2007]: A számított vállalatérték és a részvényárfolyam kapcsolata a magyar tőzsdei vállalatoknál. *Statisztikai Szemle*, 85. évf. 10–11. sz. 932–952. o. https://www.ksh.hu/statszemle_archive/2007/2007_10-11/2007_10-11_932.pdf.
- VAN CAMPENHOUT, G. [2004]: Aggregate Equity Fund Flows and the Stock Market. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.567646>.
- WAGNER, M.–LEE, J. B.–T.–MARGARITIS, D. [2022]: Mutual fund flows and seasonalities in stock returns. *Journal of Banking & Finance*, 144. évf. 106623. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2022.106623>.
- WARTHER, V. A. [1995]: Aggregate mutual fund flows and security returns. *Journal of Financial Economics*, 39. évf. 2–3. sz. 209–235. o. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(95\)00827-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(95)00827-2).
- WHALEY, R. E. [2000]: The Investor Fear Gauge. *The Journal of Portfolio Management*, 26. évf. 3. sz. 12–17. o. <https://doi.org/10.3905/jpm.2000.319728>.
- YANGBO, B.–WICKRAMANAYKE, J.–WATSON, J.–TSIGOS, S. [2010]: The relationship between mutual fund flows and stock market returns: A comparative empirical analysis. *Corporate Ownership and Control*, 8. évf. 1. sz. 785–799. o. <https://doi.org/10.22495/cocv8i1c8p4>.
- ZAWADOWSKY 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>.
- ZHANG, X.–EDWARDS, F. R. [1998]: Mutual Funds and Stock and Bond Market Stability. *Journal of Financial Services Research*, 13. évf. 3. sz. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=138490.