

CSILLAG BALÁZS–NESZVEDA GÁBOR

Gyorsjelentés – lassú árfolyam?

A gyorsjelentés utáni árfolyamsodródás vizsgálata a magyar részvényt piacon

A hatékony piacok elmélete szerint egy adott részvény árfolyama tartalmazza az összes piacon elérhető információt, az empirikus kutatások azonban megmutatták, hogy a piacok gyakran nem felelnek meg az információs hatékonyság kritériumának. Az árfolyamsodródás szerint a gyorsjelentésekben közzétett információk nem azonnal épülnek be a részvényárfolyamokba, hanem a közzététel után még hetekig kifejtik hatásukat. Tanulmányunkban megvizsgáljuk, hogy a gyorsjelentés utáni árfolyamsodródás megfigyelhető-e a magyar piacon a 2009–2019 közötti időszakban. Az erre a stratégiára épülő portfóliók átlagos havi hozama a vizsgált időszakban 2,04 százalék. A kiugró (*outlier*) értékek kezelése után a Fama–MacBeth-féle regressziókban az árfolyamsodródást megragadó változó együttthatója, egyedül szerepeltetve, nullától különböző hozamot eredményez. A mögöttes befektetői viselkedés feltárásához megvizsgáljuk, hogy a hatás mennyire köszönhető a befektetők korlátozott figyelmének. Abban az esetben, ha a pénteki napokon nem valószínűsítjük meg a kereskedést, nagymértékben csökken a stratégiával elérhető hozam mértéke, azonban továbbra is szignifikáns marad. Ez azt sugallja, hogy ugyan nem a korlátozott figyelem hajtja teljes mértékben az árfolyamsodródást, azonban nagymértékben hat rá, hiszen pénteken a befektetők a heti határidők betartása és a hétvége közelsége miatt valószínűbb, hogy lemaradnak egy-egy jelentésről, így ez az információ hosszabb idő alatt épülhet be az árfolyamokba.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: G11, G12.

Bevezetés

A hatékony piacok elmélete szerint egy adott részvény árfolyama tartalmazza az összes piacon elérhető információt, az empirikus kutatások azonban megmutatták, hogy a piacok gyakran nem felelnek meg az információs hatékonyság kritériumának (Komáromi [2002]). Az ezen eredmények által felvetett kérdésekre a terület kutatói

Csillag Balázs, Budapesti Corvinus Egyetem (e-mail: balazs.csillag@stud.uni-corvinus.hu).

Neszveda Gábor, MNB Intézet, Neumann János Egyetem (e-mail: neszveda.gabor@uni-neumann.hu). A kézirat első változata 2022. április 11-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.7-8.801>

többek között a pénzügyi viselkedéstan keretein belül kerestek választ. A hatékony piacok elméletének kudarcára vonatkozó egyik meghatározó kutatás Ray Ball és Philip Brown nevéhez kapcsolódik (*Ball–Brown* [1968]). Az volt a feltételezésük, hogy a tőkepiacok hatékonyak, tehát minden új információra anélkül reagálnak gyorsan, hogy lehetséges volna így többelhozamhoz jutni. Eredményeik megmutatták, hogy a részvényárfolyamok az éves jelentések megjelenése után még további hat hónapig emelkedő vagy csökkenő tendenciát mutattak, attól függően, hogy az adott cég bevétele a vártnál magasabb vagy alacsonyabb volt. Ez egyértelműen rációfól a hatékony piacok elméletére, hiszen lehetséges egy olyan kereskedési stratégiát megvalósítani, amely az árfolyamokba lassabban beépülő meglepetéstényezőre alapozva többelhozamot eredményez. Ez az anomália gyorsjelentés utáni sodródás (*post-earnings announcement drift*, *PEAD*) néven vonult be a szakirodalomba.

Egyváltozós sorba rendezés és Fama–Macbeth-regressziók segítségével (*Fama–MacBeth* [1973]) megvizsgáljuk, hogy a magyar részvényt piacon a negyedéves jelentések információi milyen hatékonyan épülnek be a részvényárfolyamokba. Ha az árfolyamsodródás megfigyelhető a piacon, amikor a cég a vártnál jobb (rosszabb) eredményt tesz közzé, akkor a pozitív (negatív) meglepetés nem épül be azonnal az árfolyamokba, így lehetővé téve a pénzügyi és statisztikai szempontból is szignifikáns hozam elérését. Kutatásunkban bemutatjuk, hogy a 2009–2019 közötti időszakban átlagosan havi 2,04 százalékos hozamot jelentett a meglepetéstényezőre épített kereskedési stratégia. A meglepetéstényező hatása akkor is kimutatható, ha kiszűrjük a Fama–French-féle, illetve a Carhart-modellek tényezőit. A Fama–MacBeth-féle regressziós elemzés eredményei azonban már nem szignifikánsak, ha a momentumtényezőt is kiszűrjük, ami azt sugallja, hogy a két faktor között összefüggés lehet.

Az általunk kapott eredmények robusztusabb értelmezése érdekében megvizsgáljuk, hogy eredményeink a befektetők korlátozott figyelmének köszönhetőek-e. Bemutatjuk, hogy abban az esetben, ha az elemzésünkben nem vesszük figyelembe a pénteki napon közzétett gyorsjelentéseket, az elérhető hozam jelentős mértékben lecsökken. Pénteken a befektetők a heti határidők betartása és a hétvége közelsége miatt valószínűbb, hogy lemaradnak egy-egy jelentésről, így az információk több idő alatt épülnek be az árfolyamokba, ami az árfolyamsodródást erősíti.

A tanulmányban először röviden áttekintjük a szakirodalmat, bemutatjuk az empirikus elemzéshez használt adatokat. Majd az új faktor tesztelését végezzük el az említett módszertanokkal. Végül az eredmények lehetséges okaival foglalkozunk, és bemutatjuk a korlátozott figyelemre vonatkozó feltevésünk empirikus vizsgálatának eredményeit. A tanulmány lezárásaként összegezzük az eredményeinket, főbb következtetéseinket, és kijelöljük a kutatás további lehetőségeit.

Szakirodalmi áttekintés

A következőkben áttekintjük azokat a legfontosabb eredményeket, amelyek az árfolyamsodródási anomáliára, illetve annak magyarázatára vonatkoznak. A fent említett *Ball–Brown* [1968] után számtalan kutatás készült

a váratlan teljesítményekre adott piaci reakció mélyebb megértésére. A többlethozam – ebben az összefüggésben az árfolyamsodródásra építve – az elérhető hozam és a normál hozam közötti különbség. A témában folytatott kutatások egy része arra összpontosított, hogy a normál hozam meghatározásához használt modell hiányosságaira mutasson rá, és a „többlethozamra” úgy tekintett, mint amely az alapmodellben nem mért többletkockázatért cserébe kapott normál hozam. Ilyen alapmodell lehet például a tőkepiaci árfolyamok modellje (*Capital Asset Pricing Model, CAPM*). Victor Bernard és Jacob Thomas átfogó kutatásai megmutatták, hogy az árfolyamsodródás többféle kockázatkiigazítást követően is megfigyelhető, ezzel megcáfolták, hogy az alapmodell nem megfelelően ragadja meg a kockázatot (*Bernard–Thomas* [1989], [1990]).

Tanulmányunkban a meglepetéstényezőt – korábbi kutatások alapján (például *Bernard–Thomas* [1990]) – a tárgyidőszaki, illetve négy negyedévvvel korábbi egy részvényre jutó nyereség (*Earnings Per Share, EPS*) különbségének skálázásával kapjuk meg [lásd később (2) egyenlet]. A skálázáshoz az egy részvényre jutó nyereség tárgyévét megelőző két év különbözeteinek szórását használtuk a szakirodalom alapján. Ezenkívül a szakirodalomban többféle meglepetéstényezőt teszteltek. A skálázáshoz használják a részvény negyedév végén érvényes árfolyamát (*Liang* [2003], *Livnat–Mendenhall* [2006], *Price és szerzőtársai* [2012]), illetve a cég méretét is (*Ng és szerzőtársai* [2008], *Doyle és szerzőtársai* [2006]). Más kutatásokban a meglepetéstényező létrehozásához a nyereség helyett az árbevételt is használják: *Livnat* [2003] megmutatta, hogy az árbevétel, illetve a nyereség kombinációjából képzett meglepetéstényező jobb eredményeket ad.

A befektetői várakozások minél pontosabb modellezésére *Foster* [1977] hat különböző modellt tesztelt a vállalatok nyereségének előrejelzésére. A szerző kiemelte az ötödik modelljét, amely a négy negyedévvvel korábbi nyereséget, a nyereség historikus adatok alapján becsült trendjét, illetve szezonálisát használta fel a jövőbeli nyereség előrejelzésére.

Az elemzések jelentős része az anomália magyarázatát a késleltetett piaci reakcióra és a gyenge befektetői reagálásra alapozva kereste. A gyorsjelentés megjelenése utáni árfolyammozgás negatív összefüggésben van a cég méretével, tehát a kisebb cégek esetében nagyobb a többlethozam (*Foster és szerzőtársai* [1984]). Ebből kiindulva számos elemzés (például *Bartov és szerzőtársai* [2000]) bemutatta, hogy szintén negatív kapcsolat van az árfolyamsodródás és a részvénytulajdonosok összetételére, szofisztikáltságára vonatkozó mutatók között. Az intézményi befektetők a kisbefektetőkhez képest kifinomultabb elemzői képességekkel rendelkeznek, és jóval több információ figyelembevételével döntenek, emiatt feltételezhető, hogy a gyorsjelentések megjelenése után gyorsabban képesek fel dolgozni a híreket. Ennek eredményeképpen az árfolyamsodródás kisebb azoknál a cégeknél, amelyek részvényeit nagyobb mértékben tulajdonolják intézményi befektetők. *Battalio–Mendenhall* [2005] azt találta, hogy a nagyméretű tőzsdei tranzakciók esetében a jelentések utáni árfolyamsodródás kevésbé megfigyelhető, mint a kisebb ügyletek esetében. Ezzel a korábban bemutatott magyarázatokat erősítették meg, hiszen a nagyobb méretű ügyletek esetében a döntéshozatalt

feltehetően egy kifinomultabb információfeldolgozási folyamat előzi meg, ami újfent arra vezethető vissza, hogy a nagyobb tranzakciók mögött intézményi befektetők állhatnak. Ehhez hasonlóan, a kis ügyletek pedig – amelyek esetében az árfolyamsodródásnak nagyobb többlethozamát lehetett megfigyelni – a kisbefektetőkhez kapcsolhatók, tehát az anomália magyarázataként a szerzők a lakossági befektetőket jelölik meg.

A magyar részvényeken elvégzett kutatások más piaci anomáliák esetében is megmutatták, hogy a kisbefektetők állhatnak a jelenség mögött. Korábbi elemzésünk (*Csillag-Neszveda* [2020]) empirikus adatokkal erősítette meg azt az elképzelést, hogy a magyar piacon a momentumstratégia sikeressége az 1996–2019-es időszakban a kevésbé szofisztikált elemzői képességű kisbefektetőknek

1. táblázat

A nemzetközi piacokon végzett PEAD-tesztek eredményei (az Egyesült Államokon kívül)

Hivatkozás	Ország	Vizsgált évek	Hozam (százalék)	Időszak
FEJLETT ORSZÁGOK				
<i>Booth és szerzőtársai</i> [1996]	Finnország	1989–1993	2,9	10 nap
<i>Huffel és szerzőtársai</i> [1996]	Belgium	1990–1993	< 0	–
<i>Hew és szerzőtársai</i> [1996]	Egyesült Királyság	1979–1992	3	120 nap
<i>Liu és szerzőtársai</i> [2003]	Egyesült Királyság	1988–1998	11,75	6 hónap
<i>Degiannakis–Giannopoulos</i> [2009]	Görögország	1994–1999	7,5	40 nap
<i>Fornier–Sanabria</i> [2010]	Spanyolország	1993–2003	1,4–1,7	1 hónap
<i>Truong</i> [2010]	Új-Zéland	1994–2008	6	60 nap
<i>Hung és szerzőtársai</i> [2014]	18 ország	2003–2007	1,72	3 hónap
FEJLŐDŐ ORSZÁGOK				
<i>Ariff és szerzőtársai</i> [1997]	Szingapúr	1981–1992	–	–
<i>Szyszka</i> [2001]	Lengyelország	1997–2000	7,2	60 nap
<i>Hussin és szerzőtársai</i> [2010]	Malajzia	2006	~3–6	10 nap
<i>Filip–Raffournier</i> [2010]	Románia	1998–2004	–	–
<i>Truong</i> [2011]	Kína	1994–2009	9,5	1 év
<i>Iqbal–Farooqi</i> [2011]	Pakisztán	2004–2008	nincs PEAD	–
<i>Park és szerzőtársai</i> [2014]	Dél-Korea	2001–2010	3,66	10 nap
<i>Swart–Hoffman</i> [2013]	Dél-Afrika	1991–2010	2,07	6 hónap
<i>Goh–Jeon</i> [2017]	Dél-Korea	200–2015	1,98	1 hónap
<i>Angelovska</i> [2017]	Macedónia	2008–2009	–	–
<i>Muchori és szerzőtársai</i> [2018]	Kenya	2011–2015	1,54	9 nap
<i>Sojka</i> [2018a]	Lengyelország	1998–2017	6,1	90 nap
<i>Sojka</i> [2018b]	Lengyelország	2010–2017	3,4	90 nap

Forrás: *Sojka* [2018c] 62. o. 27. táblázata.

is köszönhető. *Hirshleifer és szerzőtársai* [2008] is a kisbefektetők hatását kutatta az árfolyamsodródás esetében.

A pénzügyi viselkedéstan területén belül több tanulmány is megjelent, amely a PEAD-anomália magyarázatát a korlátozott figyelem jelenségében kereste.¹ Abban az esetben, ha egy adott napon több negyedéves jelentés is megjelenik, erősebb gyorsjelentés utáni sodródás mutatható ki. Ennek az oka az lehet, hogy a befektetőknek sok információt kell feldolgozniuk, ami miatt a hírek több időszak alatt épülnek be a részvényárfolyamokba (*Hirshleifer és szerzőtársai* [2009]). Ehhez hasonló jelenséget ragadott meg *Dellavigna–Pollet* [2009]: azon részvények esetében, ahol a jelentések pénteken jöttek ki, nagyobb sodródás figyelhető meg, mint azokéban, amelyek jelentéseiket a hét másik napján tették közzé. A mögöttes okok itt is a korlátozott figyelemre vezethetők vissza, hiszen pénteken a befektetők a heti határidők betartása és a hétvége közelsége miatt valószínűbb, hogy lemaradnak egy-egy jelentésről, így több idő alatt épülnek be az információk az árfolyamokba, ami a PEAD-hatás erősödését okozza.

Sojka [2018c]) az árfolyamsodródás empirikus vizsgálatait foglalta össze, áttekintette a legfőbb kutatások eredményeit és módszertanát. Ebből a tanulmányból származik az 1. táblázat, amely összefoglalja, hogy az amerikai piacon kívül elvégzett nemzetközi kutatások milyen eredményre jutottak. Mivel a magyar piacon korábban nem vizsgálták az árfolyamsodródás hatását, ezért ezekkel tudjuk majd összehasonlítani az általunk kapott eredményeket.

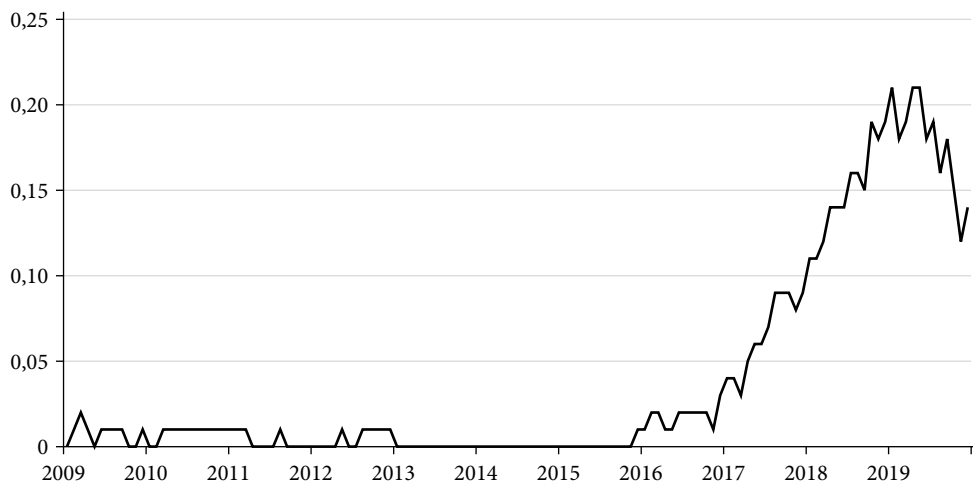
Az adatok bemutatása

A következőkben az elemzéshez használt adatokat, az azokon elvégzett transzformációkat tekintjük át. A tanulmányunkhoz a Thomson Reuters Eikon adatbázisából a Budapesti Értéktőzsdén kereskedett részvényekre vonatkozó havi adatokat használtuk. A mintánkban csak az elsődleges és magas besorolású, klasszikus részvényekkel foglalkozunk, egyéb termékek a mintában nem szerepelnek. A túlélési torzítás (*Shumway* [1997]) elkerülése miatt a tőzsdéről kivezetett részvények is szerepelnek a mintánkban. Amennyiben ezeket a részvényeket nem vennék figyelembe, valószínűleg felfelé torzított eredményeket kapnánk, hiszen csak azokkal a vállalatokkal dolgoznánk, amelyek túléltek a vizsgált időszakot. Ezenkívül a kereskedési stratégiák megvalósításának pillanatában nem tudhatjuk, hogy melyik részvényeket fogják később kivezetni a piacról, így az aktív részvényeken kívül a már kivezetett részvények is szerepelnek adataink között. *Fama–MacBeth* [1973] modelljét követve, az Egyesült Államok egy hónapos kincstárjegyeinek hozamát használjuk kockázatmentes hozamként. Az 1. ábrán mutatjuk be a kockázatmentes hozam idősorát 2009 és 2019 között.

¹ Viselkedési pénzügyi kutatások áttekintésére összefoglaló tanulmányt készített például *Neszveda* [2018].

1. ábra

Az Egyesült Államok egy hónapos kincstárjegyeinek hozama, 2009. január–2019. december



Forrás: Kenneth French honlapja (https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html).

A változóink egy részének (*korrigálatlan ár, kereskedési volumen, a teljes hozam indexe, illetve az egy részvényre jutó nyereség, a gyorsjelentés közzétételének dátuma*) adatsorai a *Datastream* adatbázisból, másik részének (*részvénytársaság és az egy részvényre jutó könyv szerinti érték*) adatsorai pedig a *Worldscope* adatbázisból származnak.²

A *korrigálatlan ár* a részvény záró árfolyamát adja meg az adott időpontra vonatkozóan, amelyet utólagosan nem korrigáltunk. Ez a szám tehát a nap folyamán rögzített tényleges árakat reprezentálja. A *kereskedési volumen* (ezer részvényben) az adott időszakra vonatkozóan mutatja meg, hogy hány részvény cserélt gazdát. A *teljes hozam indexe* – egy adott részvény 100-ról induló, elméleti értéknövekedését adja meg, adott időszakra vonatkozóan, feltéve, hogy az osztalékokból az osztalékfizetés után érvényes áron (*ex-divident date*) újra részvényeket vásárolnak. A teljes hozam indexe így korrigálja a részvényfelosztás (*split*), illetve az osztalékfizetés okozta árfolyamváltozásokat. A *részvénytársaság* a vállalat év végén forgalomban lévő részvényeinek számát mutatja meg. A *részvényenkénti könyv szerinti érték* a vállalat egy részvényre jutó könyv szerinti értékét mutatja az adott pénzügyi év végén. A *könyv szerinti érték* a vállalati vagyontárgyak nettó értéke (ingatlan, eszközök stb.). Az *egy részvényre jutó nyereség* a legutolsó negyedéves jelentésben közzétett nyereség egy részvényre jutó része (dollarban kifejezve). A *gyorsjelentés közzétételének dátuma* pedig azt a napot adja meg minden részvény esetén, amikor a vállalat a gyorsjelentést nyilvánosságra hozta.

² Angolul: korrigálatlan ár: *unadjusted price*, kereskedési volumen: *turnover by volume*, teljes hozam mutatója: *total return index*, az egy részvényre jutó nyereség: *earnings per share*, a gyorsjelentés közzétételének dátuma: *announcement date*, a részvénytársaság: *common shares outstanding*, az egy részvényre jutó könyv szerinti érték: *book value per share*.

A tanulmányban dollárban kifejezett értékeket használunk. Az így letöltött adatok segítségével a következő mutatókat hoztuk létre. A *piaci értéket* a részvénytársaság és az ár szorzatának logaritmizálásával kapjuk meg. Ebből létrehozható a *könyv szerinti érték* és a *piaci érték hányadosa* (*book to market ratio*). A *havonkénti hozamot* (R_{t+1}) a *teljes hozam indexe* szerint az (1) egyenlet alapján számoltuk ki. A következőkben ezt használjuk jövőbeli hozamként.

$$R_{t+1} = \frac{\text{teljeshozam-index}_{t+1}}{\text{teljeshozam-index}_t} - 1. \quad (1)$$

A *kereskedési volumen* és a *közkezen lévő részvénytársaság* hányadosaként létrehozunk egy *likviditási mutatót* is, amely azt mutatja meg, hogy a részvények hány százaléka cserél gazdát egy hónapban. Ha ez a szám magas, az azt jelenti, hogy az adott részvényt a tulajdonosai könnyen tudják eladni, hiszen sokan kereskednek vele. Ugyanakkor minél kisebb a mutató, annál kevésbé likvid az adott részvény, a befektetők illikviditási felárat várnak attól a részvénytől, amely nehezen forgatható. A *piaci bétát* a tárgyidőszakot megelőző három év havi adatain számoltuk ki. Ezenkívül kiszámoltuk a *momentumtényező* értékét is, amelyet *Jegadeesh–Titman* [1993/2001] alapján a vizsgált hónap előtti 12. hónap és 2. hónap közötti időszak hozamaként definiálunk. Ezen mutatók kiszámításához felhasználtuk a 2009 előtti havi adatokat is, hogy ne veszítsük el az idősor első éveit.

A tanulmányban azt vizsgáljuk, hogy a magyar piacon a gyorsjelentésekben közzétett információk milyen gyorsan épülnek be a részvényárfolyamokba, illetve hogy erre építve lehetséges-e pénzügyi és statisztikai értelemben is szignifikáns kereskedési stratégia megvalósítása. Ennek konkrét vizsgálatához létrehozunk egy *meglepetéstényező* (*SURP*) változót az alapján, hogy a negyedéves jelentésben közzétett *egy részvényre jutó nyereség* a vártnál magasabb vagy alacsonyabb volt. A meglepetéstényezőt korábbi kutatások alapján a tárgyidőszaki, illetve az egy évvel korábbi, ugyanarra a negyedévre vonatkozó *egy részvényre jutó nyereség* (*EPS*) különbségének skálázásával kapjuk meg [(2) egyenlet]. A skálázáshoz a tárgyévet megelőző két év *EPS*-különbözeteinek szórását (σ) használtuk a szakirodalom alapján (például *Bernard–Thomas* [1990]). A meglepetéstényező (*SURP*) leíró statisztikáját a 2. táblázat tartalmazza.

$$SURP = \frac{EPS_t - EPS_{t-12}}{\sigma(EPS_t - EPS_{t-12})_{[t,t-24]}}. \quad (2)$$

A szakirodalom többféle meglepetéstényezőt tesztelt. A meglepetés jobb közelítéséhez a befektetők várakozásának minél pontosabb modellezése szükséges. Mi most a várakozások szerepeltetésére egy jóval egyszerűbb megközelítést alkalmazunk. A várható nyereségnek az egy évvel korábbi *EPS* értékét használtuk, ami természetesen csak egy nagyon közelítő értéke az elemzői várakozásoknak. A meglepetéstényező kiszámításához használt paramétereket, azaz a számlálóban alkalmazott 12 hónapos időablakot, illetve a nevezőben szereplő két éves időszakot a szakirodalom alapján határoztuk meg. Ezen paraméterek robusztusságvizsgálata, illetve más meglepetéstényezők vizsgálata a kutatásunk lehetséges továbbfejlesztése lehetne.

2. táblázat

A meglepetéstényező percentilisei, átlaga, szórása és varianciája a tisztítás után

Percentilis (százalék)	Érték
1	-5,8396
5	-2,1653
10	-1,4667
25	-0,5140
50	0,0212
75	0,4892
90	1,3215
95	2,0125
99	7,8371
Átlag	0,0404
Szórás	2,1402
Variancia	4,5805

Ha a meglepetéstényező alapján megvalósított kereskedési stratégia szignifikáns hozamot hoz, az a hatékony piacok elméletének cáfolata lenne, hiszen akkor lehetséges olyan kereskedést megvalósítani, amely az árfolyamokba lassabban beépülő meglepetéstényezőre alapozva hozamot eredményez.

Az adatok tisztítását korábbi kutatásunk (*Csillag–Neszveda* [2020]) alapján végeztük el. Ezenfelül elhagytuk azokat a megfigyeléseket, ahol hiányzott a meglepetéstényező értéke, illetve azokat, amelyeknél nem volt minden negyedévre érvényes gyorsjelentés, mert például az adott cég csak félévente tett közzé jelentést. A kereskedés megvalósításához szükségünk van a közzététel dátumára is, ez sajnos sokszor hiányos volt az adatbázisunkban. Ennél több tisztítást nem végeztünk az adatbázison, hogy ne veszítsünk több adatot. Ennek ellenére a vizsgált időszak minden hónapjában nem tudtuk a kereskedésre vonatkozó változót bevonni, vannak szakadások az idősorban az alacsony elemszám miatt. Ez megnehezíti az eredmények robusztus értelmezését, viszont a tanulmányban csak azokat az adatokat használtuk fel, amelyek megbízhatónak tekinthetők. Az adatok így 2009 márciusa és 2019 decembere között 103 hónapra vonatkoznak. A tisztítás után 1178 megfigyelésünk maradt a mintában, ami átlagosan 12 körüli havi részvényszámot jelent.

A meglepetéstényező vizsgálata

Megvizsgáltuk, hogy megfigyelhető-e a magyar piacon a gyorsjelentés után árfolyamsodródás. Először bemutatjuk az egyváltozós sorba rendezés módszertanával kapott eredményeinket. Egyenlően súlyozott portfóliók esetében a kereskedési

stratégia a vizsgált időszakban átlagosan 2,04 százalékos havi hozamot hozott. Ezután bemutatjuk, hogy *Fama–MacBeth* [1973] regresszióját alkalmazva az eredményeink nem szignifikánsak, ami azt sugallja, hogy a meglepetéstényező és a jövőbeli hozam közötti kapcsolat nem létezik, vagy ha létezik, akkor nem lineáris.

Egyváltozós sorba rendezés

A módszertant elsősorban annak a megvizsgálására használják, hogy az új tényezők képesek-e megmagyarázni a jövőbeli hozamokat. Az egyváltozós sorba rendezés során a 2009 és 2019 között az adattisztítás után megmaradó hónapokban sorba rendezzük a megfigyeléseket a vizsgált változó alapján, a mi esetünkben a béta (*BETA*), a piaci méret (*SIZE*), a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa (*BTM*), a momentum (*MOM*), illetve a meglepetéstényező (*SURP*) szerint, ezt követően a megfigyeléseket portfóliótercilisekbe rendezzük. Természetesen más kvantilis szerint is lehetne csoportosítani, de a magyar piacra elérhető korlátozott számú megfigyelések miatt a szakirodalmat követve (például *Mérő és szerzőtársai* [2019]) terciliseket képzünk. *Fama–French* [1992]-t követve a felső tercilis a felső 30 százalékot, a második tercilis a középső 40 százalékot, az alsó tercilis pedig az alsó 30 százalékot jelöli. A portfóliók következő havi hozamának kiszámítása után a hónapok átlagaként kapjuk meg a jövőbeli hozam várható értékét. Ilyen módon az érték azt mutatja meg, hogy ha egy véletlenszerűen megválasztott hónapban valósítjuk meg a kereskedést, akkor átlagosan mennyi várható hozamot kapnánk. A kereskedés során a legmagasabb portfóliótercilit vásároljuk meg, illetve eladjuk a legkisebb portfóliótercilit. Az elért hozamot a legnagyobb és legkisebb portfólió hozamának különbségként számoljuk ki, ezzel azt feltételezzük, hogy nincsenek tranzakciós költségek. Ezután *t*-statisztikával teszteljük a hipotézist, miszerint az így kapott hozamkülönbség nullától szignifikánsan eltérő.

A portfóliókban az egyes részvények egyenlő súllyal szerepelnek. Ezenkívül tetszőleges súlyozás is megvalósítható: eredményeink alapján érdemes lehet további kutatásokban megvizsgálni, hogy a súlyozás megváltoztatása miképpen hat az árfolyamsodródás szignifikanciájára.

A tanulmányunkban azt vizsgáljuk meg, hogy a gyorsjelentések közzététele után a részvények árfolyamába azonnal beépülnek-e az új információk, vagy megvalósítható-e pénzügyileg sikeres kereskedés azon információ alapján, hogy az adott gyorsjelentés a várakozásoknál jobb vagy rosszabb képet fest a vállalatról. Ehhez létrehoztunk egy meglepetéstényezőt [(2) egyenlet], amelyet a közzétett egy részvényre jutó nyereség (*EPS*) és az egy évvel korábbi *EPS* különbségének, illetve a tárgyidőszakot megelőző két év *EPS*-szórásainak hányadosaként definiáltunk. A meglepetéstényező alapján azokban a hónapokban, amikor kiadtak gyorsjelentést, tercilisportfóliókat képeztünk. A 3. tercilisportfólió rendelkezik a legnagyobb, az 1. tercilisportfólió pedig a legkisebb meglepetésértékkel. A legutolsó gyorsjelentés közzétételekor kiszámolt meglepetéstényező alapján „megvettük” a legmagasabb, illetve „eladtuk” a legkisebb meglepetéstényezővel jellemezhető portfóliót. Ezt a kereskedést havonként

3. táblázat

A részvényportfóliók hozamai (egyenlő súlyozású portfóliók)

Tercilis	Átlagos hozam	Átlagos érték
Piaci béta (<i>BETA</i>)		
1.	0,0167	0,3645
2.	0,0072	0,6313
3.	0,0083	1,0741
3. – 1.	-0,0083	
<i>t</i> -statisztika	-1,3326	
<i>p</i> -érték	0,1856	
Piaci méret (<i>SIZE</i>)		
1.	0,0048	10,0563
2.	0,0106	12,4027
3.	0,0129	16,3457
3. – 1.	0,0081	
<i>t</i> -statisztika	0,0081	
<i>p</i> -érték	0,3217	
Könyv szerinti érték/piaci érték (<i>BTM</i>)		
1.	0,0122	-2,399
2.	0,0056	-0,3418
3.	0,0132	0,4671
3. – 1.	0,0010	
<i>t</i> -statisztika	0,1235	
<i>p</i> -érték	0,9019	
Momentum (<i>MOM</i>)		
1.	-0,0040	-0,2458
2.	0,0105	0,0526
3.	0,0154	0,3998
3. – 1.	0,0195	
<i>t</i> -statisztika	2,4615	
<i>p</i> -érték	0,0155**	
Meglepetéstényező (<i>SURP</i>)		
1.	0,0010	-1,5167
2.	0,0075	-0,0437
3.	0,0215	1,7382
3. – 1.	0,0204	
<i>t</i> -statisztika	2,3340	
<i>p</i> -érték	0,0216**	

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

megismételtük egészen addig a hónapig, amíg kijött az újabb gyorsjelentés. Ekkor az elérhető új információk alapján kiszámoltunk egy új meglepetéstényezőt, és a következő gyorsjelentésig ez alapján képeztünk portfóliókat. Mivel a gyorsjelentéseket általában negyedévente teszik közzé, ezért a jelentések legnagyobb része háromhavonta jön ki, de ettől lehet néhány hónap eltérés. Ez alapján tehát jellemzően a gyorsjelentés kijövele után három hónapig a közzétett információk szerint végeztük el a kereskedést. Végül a 3. tercilisportfólió és az 1. tercilisportfólió hozama különbségének nullától való eltérését teszteltük t -statisztika segítségével.

Eredményeinket a 3. táblázatban foglaltuk össze. Közzé tesszük a bétára, a piaci méretre, a könyv szerinti érték és piaci méret hányadosára, illetve a momentumtényezőkre vonatkozó eredményeinket, de ezeket részletesen nem elemizzük.

A nemzetközi és hazai szakirodalommal összehangban a piaci béta nem szignifikáns, tehát nem teljesül a tőkepiaci árfolyamok modelljének (CAPM) azon következtetése, miszerint a magasabb bétájú cégekből képzett tercilisportfóliók magasabb hozamot hoznak, mint az alacsony béta-értékű részvényekből képzett tercilisportfóliók. Hasonlóan nem szignifikáns a cégméret, illetve a könyv szerinti érték és a piaci méret hányadosa alapján képzett portfóliókülönbözet. A korábbi hazai piacra elvégzett kutatások (*Mérő és szerzőtársai* [2019], illetve *Neszveda–Simon* [2021]) eredményeit a tanulmányunk is alátámasztja. Eszerint a momentumtényező, azaz a vizsgált hónapot megelőző 12 hónap átlagos hozama szignifikánsan képes előre jelezni a jövőbeli hozamokat. A kutatások megmutatták, hogy a piaci anomália részben a kisbefektetőknek is köszönhető (*Csillag–Neszveda* [2020]).

A legnagyobb meglepetést okozó tercilisportfólióban a tényező átlagos értéke 1,74, átlagos hozama pedig 2,15 százalék volt. A legkisebb értékkel rendelkező tercilisportfólióban a meglepetéstényező átlagos értéke $-1,52$ volt, a hozama pedig 0,1 százalék. Az így kapott 2,04 százalékos portfóliókülönbözet a t -statisztikához tartozó p -érték (2,16 százalék) alapján 5 százalékon szignifikáns. Fontos megjegyezni, hogy annak ellenére kapunk nullától különböző hozamot, hogy a gyorsjelentés közzététele után az abban bemutatott információk alapján kereskedtünk, jellemzően a közzététel után három hónapon keresztül. Ez egyértelműen ellentmond a hatékony piacok hipotézisének, miszerint az információk azonnal beépülnek az árfolyamokba. Tehát a magyar piacon is megfigyelhető a gyorsjelentések közzététele utáni árfolyamsodródás.

Fama–MacBeth-féle regressziók

A *Fama–MacBeth* [1973] kétlépcsős regressziói segítségével megvizsgáljuk a meglepetéstényező hatását egy adott portfólió hozamára. A módszertan célja, hogy a portfólióhoz vagy akár részvényhez kapcsolódó kockázati prémiumot a vizsgált tényezőnek való kitettséggel magyarázzuk. Az első lépésben mindegyik portfólió hozamát regresszáljuk egy vagy több vizsgált tényezővel, ezzel megvizsgálva az egymásnak való kitettséget (*factor exposures*). Tehát a kitettségi együtthatókat portfóliók számával megegyező regresszió lefuttatásával kapjuk meg, ahol mindegyik regresszióban a vizsgált faktorok szerepelnek. A második lépésben minden hónapban a keresztmetszeti

portfólióhozamokat regresszáljuk az első lépésben kapott, a faktorok számával meg-
egyező kitéttégi tényezőkkel (β – *factor exposures*), így megkapva az egyes tényezőkre
vonatkozó kockázatiprémiu-koefficiensek idősorát. Az egyváltozós sorba rendezéssel
ellentétben a Fama–MacBeth-féle regressziós módszertan azzal a feltételezéssel él, hogy
a magyarázott változó és a faktorok között lineáris kapcsolat áll fenn.

Ezzel a módszerrel vizsgáljuk meg a meglepetéstényező hatását 2009 és 2019 közötti
magyar tőzsdei adatokon. A tanulmányban a részvények várható hozamát a piaci béta
(*BETA*), a piaci méret (*SIZE*), a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosa (*BTM*),
a momentum (*MOM*), illetve a meglepetés (*SUR*) tényezőkkel magyarázzuk. A fenti
leírás alapján az esetünkben minden hónapban a (3) regressziós modellt és ennek
különböző eseteit használjuk (Fama–MacBeth-féle regresszió):

$$R_{i,t+1} = \alpha_i + BETA_{i,t\gamma 1,t} + SIZE_{i,t\gamma 2,t} + BTM_{i,t\gamma 3,t} + \varepsilon_{i,t} + MOM_{i,t\gamma 4,t} + SURP_{i,t\gamma 5,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Eredményeinket a 4. táblázat tartalmazza.

4. táblázat

A Fama–MacBeth-féle regressziók eredményei (2009–2019, 103 hónap)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Piaci béta (<i>BETA</i>)						
Átlagos hozam	-0,017					-0,0005
<i>t</i> -statisztika	-1,0219					-0,0174
<i>p</i> -érték	0,3092					0,9862
Piaci méret (<i>SIZE</i>)						
Átlagos hozam		0,0012				0,0006
<i>t</i> -statisztika		1,0813				0,3277
<i>p</i> -érték		0,2821				0,7438
Könyv szerinti érték/piaci érték (<i>BTM</i>)						
Átlagos hozam			-0,0011			0,0037
<i>t</i> -statisztika			-0,3594			1,0268
<i>p</i> -érték			0,7200			0,3069
Momentum (<i>MOM</i>)						
Átlagos hozam				0,0344		0,0423
<i>t</i> -statisztika				2,0394		2,2681
<i>p</i> -érték				0,0440**		0,0254**
Meglepetéstényező (<i>SURP</i>)						
Átlagos hozam					0,0027	0,0003
<i>t</i> -statisztika					0,9809	0,0945
<i>p</i> -érték					0,3290	0,9249

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

A korábbi kutatások eredményeit alátámasztja, hogy a részvények múltbeli hozama, azaz a momentumtényező szignifikánsan képes megmagyarázni a jövőbeli hozamokat. Abban az esetben, ha a momentumtényezőt egyedül szerepeltettük a regresszióban, 3,44 százalékos átlagos havi hozamot kapunk, ami 5 százalékos szinten szignifikánsan különbözik nullától. Abban az esetben, ha a többi tényezőt is szerepeltetjük a modellünkben, a hatás tovább erősödik: a 4,23 százalékos havi átlagos hozamhoz tartozó p -érték (2,54 százalék) tovább csökken, de az eredményt továbbra is 5 százalékos szignifikanciaszinten fogadjuk el.

A meglepetéstényezőt önállóan szerepeltetve a regresszióban 0,2 százalékos havi hozamot kapunk, ami a vonatkozó p -érték (32,9 százalék) alapján statisztikailag sem szignifikáns. Abban az esetben, ha a Fama–MacBeth-féle regressziókban a többi tényezőt is szerepeltetjük, a hatás tovább gyengül, gyakorlatilag eltűnik.

Az egyváltozós sorba rendezéssel kapott szignifikáns hozamkülönbség már nem mutatható meg a *Fama–MacBeth* [1973] regressziós módszertanával. A nem szignifikáns eredmények oka lehet, hogy a meglepetéstényezőben vannak kiugró (*outlier*) értékek, amelyek miatt a regressziós becslés pontatlan lesz. A kiugró értékek kezelésére *Ghosh–Vogt* [2012] alapján a winsorizálás módszerét választottuk. Az eljárás során a meglepetéstényező alsó 10 százalékának értékét az első decilis értékével helyettesítjük. Ehhez hasonlóan a magas kiugró értékek kezelésére a 9. decilis feletti megfigyelések értékét a 9. decilis értékével helyettesítjük. A decilisek kiszámításához csak az adott időszakra vonatkozó meglepetéstényező értékeit használtuk, így elkerülve az előretekintő torzítást (*look-ahead bias*), azaz hogy olyan adatot is használjunk, amely az adott időszakban még nem állt rendelkezésre. A winsorizált meglepetéstényező leíró statisztikáját az 5. táblázatban mutatjuk be.

5. táblázat

A winsorizált meglepetéstényező percentilisei, átlaga, szórása és varianciája a tisztítás után

Percentilis (százalék)	Érték
1	-3,5034
5	-1,7804
10	-1,2061
25	-0,4636
50	0,0216
75	0,4805
90	1,1124
95	1,6130
99	2,3197
Átlag	-0,0318
Szórás	1,0407
Variancia	1,0831

A winsorizálás után is megismételtük a Fama–MacBeth-féle regressziókat. Ezek eredményeit a 6. táblázatban közöljük. Az *outlier* értékek kezelése változtat a Fama–MacBeth-féle regresszió eredményein. A meglepetéstényezőt önállóan szerepeltetve [a 6. táblázat (1) modellje] a regresszióban az átlagos hozam ugyan alacsonyabb, mint az egyváltozós sorba rendezés esetében, de 10 százalékos szinten statisztikailag szignifikánsan különbözik nullától. Ha azonban a *Carhart* [1997] modelljének négy tényezőjével együtt szerepeltetjük a regresszióban [(2) modell], a meglepetés hatása már eltűnik, ami azt mutatja, hogy az új tényező bevonása és a jövőbeli hozam között nincs összefüggés, vagy ha létezik kapcsolat, akkor a hatás nem lineáris. A meglepetéstényező hatása [(3) modell] abban az esetben sem szignifikáns, ha a Fama–MacBeth-féle regressziókban csak a momentumtényezőt szerepeltetjük. Ez azt sugallja, hogy a meglepetés-, illetve a momentumtényezők között lehet összefüggés. A szakirodalom is foglalkozott ezzel a kérdéssel, *Sadka* [2006] az árfolyamsodródás (PEAD) és a momentum-anómália létezésére keresett közös magyarázatot.

6. táblázat

A Fama–MacBeth-féle regressziók eredményei a winsorizálás után (2009–2019, 103 hónap)

	(1)	(2)	(3)
Piaci béta (BETA)			
Átlagos hozam		-0,0034	
<i>t</i> -statisztika		-0,1175	
<i>p</i> -érték		0,9067	
Piaci méret (SIZE)			
Átlagos hozam		0,0012	
<i>t</i> -statisztika		0,6383	
<i>p</i> -érték		0,5247	
Könyv szerinti érték/piaci érték (BTM)			
Átlagos hozam		0,0046	
<i>t</i> -statisztika		1,3334	
<i>p</i> -érték		0,1854	
Momentum (MOM)			
Átlagos hozam		0,043	0,0386
<i>t</i> -statisztika		1,7195	2,3433
<i>p</i> -érték		0,0229**	0,0211**
Meglepetéstényező (SURP)			
Átlagos hozam	0,0095	0,007	0,0057
<i>t</i> -statisztika	1,74	1,1285	1,0385
<i>p</i> -érték	0,0849*	0,2617	0,3015

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

A kiugró értékeknek tehát nagy hatása volt a regresszióban, az első eredményeinket (4. táblázat) a nem szignifikáns kiugró értékek okozhatták. A winsorizálás után a Fama–MacBeth-módszertannal is kimutatható a kapcsolat a jövőbeli hozam és a meglepetéstényező között. Abban az esetben, ha a momentumtényezőt is szerepeltetjük magyarázó változóként, a meglepetéstényező hatása eltűnik, ami azt sugallja, hogy az új tényező és a jövőbeli hozam közötti kapcsolat nem lineáris. Az eredményeink alapján úgy tűnik, hogy a momentum- és a meglepetéstényező között lehet valamilyen összefüggés. Ennek részletes vizsgálatára a következőkben kerül sor.

Fama–French-féle és Carhart-tesztek

Az egyváltozós sorba rendezésnek – számos előnye mellett – jelentős hátránya, hogy nem kontrollál más, már ismert változókra. Ezért el kell végeznünk annak a vizsgálatát is, hogy az általunk létrehozott meglepetéstényező eredményei magyarázhatók-e a szakirodalomban már ismert, legelterjedtebb faktorokkal. Ennek tesztelésére a Fama–French-féle háromtényezős, illetve a Carhart-féle négytényezős modellek segítségével megvizsgáljuk, hogy az új tényezővel nem egy korábbi hatást modelleztünk-e le újra.

A tesztek jobb megértéséhez előbb röviden áttekintjük a két modell felépítését. *Fama–French* [1992] tőkepiaci árfolyamok modellje (CAPM) két további tényezővel – a cég méretével, illetve a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosával – egészítette ki a *Lintner* [1969]-féle és *Sharpe* [1964]-féle CAPM-modelleket. *Carhart* [1997] a fenti modellt bővítette ki egy további tényezővel, a momentummal. A momentumot a vizsgált hónap előtti 12. és 2. hónap közötti átlagos hozamként definiálta.

Először a meglepetéstényező eredményeit vizsgáljuk meg a Fama–French-féle háromtényezős modellre kontrollálva. A meglepetéstényező alapján képzett hozamkülönbséget regresszáljuk ($hozam_{SURP}$), magyarázó változóként a hozamprémiumot ($R_m - R_f$), a cégméretből (*SMB*), illetve a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosából képzett hozamkülönbséget (*HML*) használva [(4) egyenlet]. A hozamprémium a piaci hozam, illetve a kockázatmentes hozam különbsége, ezzel kontrollálunk a CAPM-modellre. A Fama–French-féle háromtényezős teszt tehát a következő:

$$hozam_{SURP} = \beta_0 + \beta_1 (R_m - R_f) + \beta_2 SMB + \beta_3 HML + \alpha. \quad (4)$$

Ezután ugyanezt a regressziót kibővítettük a momentumhatással (*MOM*), így kontrollálva a Carhart-féle négytényezős modellre:

$$hozam_{SURP} = \beta_0 + \beta_1 (R_m - R_f) + \beta_2 SMB + \beta_3 HML + \beta_4 MOM + \alpha. \quad (5)$$

A magyarázott változó az újonnan bevont tényező alapján képzett hozamkülönbszet. Ha az így becsült regressziók konstans paramétere szignifikáns, akkor a kontrollált tényezőkkel nem tudjuk teljes mértékben megmagyarázni az új stratégiát.

A momentumtényezőre azért kontrollálunk, mert felmerülhet, hogy az új meglepetéstényező a momentumhatással összefüggésben lehet. Az előzőekben bemutattuk, hogy a Fama–MacBeth-féle regressziókban a meglepetéstényező hatása nem szignifikáns, ha a momentumot is szerepeltetjük magyarázó változóként. Nem véletlen, hogy a szakirodalom (például *Chordia–Shivakumar* [2005], illetve *Sadka* [2006]) megpróbált közös magyarázatot találni az árfolyamsodródás (PEAD) és a momentumanomália létezésére. A meglepetéstényező azt kívánja megragadni, hogy az adott gyorsjelentésben közzétett teljesítmény mennyire felelt meg a piaci várakozásoknak. Ha a meglepetéstényező értéke magas, akkor a cég a várakozások felett teljesített az elmúlt negyedévben. Felmerülhet, hogy a kimagasló teljesítménynek már a gyorsjelentés közzététele előtt is voltak jelei, amit beárazhatott a piac. Így az árfolyamban korábban megjelenhet a meglepetéstényező, mint hogy a jelentésben nyilvánvalóvá vált volna az, hogy a cég a várakozások felett teljesített. A momentumtényezőt a vizsgált időszak előtti év átlagos hozamaként definiálja a szakirodalom (*Carhart* [1997]). Ha a meglepetéstényező már a közzététel előtt valóban megmutatkozik az árfolyamokban, akkor összefügghet a momentumtényezővel. Emiatt mindenképpen szükséges a fent bemutatott Carhart-teszt [(5) képlet] segítségével megvizsgálni azt, hogy a meglepetéstényezőre épített kereskedési stratégia nem modellezi le újra a momentumhatást.

A tesztekre kapott eredményeinket a 7. táblázatban foglaltuk össze. Látható, hogy mindkét regresszió esetében szignifikáns a konstans paraméterünk, tehát nem a már korábban ismert tényezők hatását modelleztük le újra. Továbbá abban az esetben, ha kontrollálunk a fenti tényezőkre, a meglepetéstényező hatása tovább erősödik, tehát lehetséges lenne a kereskedési stratégiát tovább javítani a fenti tényezők figyelembevételével.

7. táblázat

A Fama–French-féle és a Carhart-tesztek eredményei

	Fama–French-modell		Carhart-modell	
	paraméterérték	<i>p</i> -érték	paraméterérték	<i>p</i> -érték
Konstans	0,0214	0,011**	0,0205	0,014**
Hozamprémium ($R_m - R_f$)	-0,1550	0,110	-0,1338	0,161
Piaci méret (<i>SMB</i>)	-0,5375	0,000***	-0,5157	0,000***
Könyv szerinti érték/piaci érték (<i>HML</i>)	-0,2422	0,043**	-0,2282	0,052*
Momentum (<i>MOM</i>)			0,1696	0,031**
R^2	0,2036		0,2405	
Korrigált R^2	0,1795		0,2095	
<i>F</i> -statisztika	8,44		7,76	
A megfigyelések száma	103		103	

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

A pénteki bejelentések hatásának vizsgálata

Az árfolyamsodródás anomáliáját illetően a szakirodalom többféle lehetséges magyarázatot vizsgált meg, ezek egy része az alulreagálással magyarázza a hatás létezését. Az alulreagálás több okra is visszavezethető, ezek közül mi a korlátozott befektetői figyelemmel foglalkozunk. Az emberi figyelem korlátos, sokszor nehezünkre esik több információt egyszerre feldolgozni, illetve sorrendet állítani az egyes feladatok, hírek között. A befektetők is emberek, a mindennapi munkájuk során ők is tapasztalják figyelmük korlátosságát. Ennek hatása lesz a piaci kimenetre is, az árfolyamokra, az információk beépülésének hatékonyságára, ami olyan piaci anomáliákhoz vezethet, mint az árfolyamsodródás (PEAD-hatás).

A korlátozott befektetői figyelmet a szakirodalom többféle módon kívánta megmutatni. *Hirshleifer és szerzőtársai* [2009] empirikus bizonyítékot szolgáltatott arra vonatkozóan, hogy a bejelentés utáni árfolyamsodródás erősebb, ha egy napon több gyorsjelentést tesznek közzé. Az ok az emberek korlátos információfeldolgozási képességére vezethető vissza: azokon a napokon, amikor több gyorsjelentés is kijön, a befektetőknek több időre van szükségük, hogy a nagy mennyiségű információt beépítsék döntéseikbe, így a közzétett jelentés is hosszabb ideig kifejti hatását a részvény árfolyamára.

Hasonló kutatást tartalmaz *Dellavigna–Pollet* [2009], amelynek szerzői megmutatták, hogy abban az esetben, ha egy gyorsjelentés pénteki napon jön ki, erősebb a jelentés utáni árfolyamsodródás azokhoz a bejelentésekhez képest, amelyek a hét többi napján jöttek ki. Az elképzelés az, hogy – a heti határidők betartása, illetve a szabadidős programok tervezése, az azzal való foglalkozás miatt – a befektetők figyelmét a hétféle közeledtével könnyebben kerüli el egy-egy bejelentés.

Tanulmányunkban a magyar piacon mi is elvégezzük a pénteki bejelentések hatásának speciális vizsgálatát. Az adatok, illetve a kereskedett részvények szűkössége miatt az egy napra jutó bejelentések vizsgálata a hazai piacon nem feltétlenül adna erős eredményeket, ezért foglalkozunk a másik hatással. Kutatásunkban megvizsgáljuk, hogy ha pénteken nem valósítjuk meg a kereskedést (elhagyjuk a pénteken közzétett megfigyeléseket), és csak a hét másik napjain közzétett gyorsjelentésekből képzünk portfóliókat és valósítjuk meg a kereskedést, akkor a vizsgált időszakban hogyan változik a modellünk hozama, illetve statisztikai szignifikanciája.

Az eredményeinket a 8. táblázatban foglaltuk össze, az összes gyorsjelentést (a péntekieket is) tartalmazó 3. táblázatban bemutatott eredményeinkkel hasonlítjuk most össze ezeket.

Az egyes portfóliók átlagos meglepetéstényező-értékei nem változtak számottevően a pénteki jelentések elhagyásával. A tercilisportfóliók átlagos hozamaiban azonban már észrevehető különbségek rajzolódnak ki. Míg az 1. tercilisportfólió átlagos hozama eredetileg 0,1 százalék volt, a pénteki jelentések elhagyásával ez 0,27 százalékra növekedett. A 2. tercilisportfólió hozama csak kismértékben változott, 0,75 százalékról 0,74 százalékra. A 3. tercilisportfólió, azaz a legnagyobb meglepetésértékkel rendelkező portfólió átlagos hozama 2,15 százalékról 1,67 százalékra csökkent a pénteki jelentések elhagyása miatt. Abban az esetben, amikor az összes gyorsjelentést figyelembe vettük a stratégia megvalósításánál, a vizsgált időszakban a havi átlagos

8. táblázat

A pénteki bejelentések részvényportfóliók hozamaira gyakorolt hatásának vizsgálata egyváltozós sorba rendezéssel (egyenlő súlyozású portfóliók)

Tercilis	Átlagos hozam	Átlagos érték
Meglépetéstényező (SURP)		
1.	0,0027	-1,5018
2.	0,0074	-0,0501
3.	0,0167	1,8014
3. – 1.	0,0140	
<i>t</i> -statisztika	1,7357 (1,98)	
<i>p</i> -érték	0,0856* (0,051)	

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

hozam 2,04 százalék volt, 2,16 százalékos *p*-értékkel (3. táblázat). A pénteki jelentések elhagyásával megváltoztak az egyes portfóliók hozamai, aminek eredményeképpen a hozamkülönbség lecsökkent 1,4 százalékra. Ezzel párhuzamosan a *p*-érték is megnőtt 8,56 százalékra.

Számításaink azt sugallják, hogy a pénteki gyorsjelentések nagymértékben hozzájárultak az eredeti eredményeinkhez, hiszen ezek elhagyásával a stratégia által elért hozam mértéke csökkent, azonban kihagyásukkal is szignifikáns hatást kapunk, tehát nem ez hajtja az eredményül kapott hozamokat. Megvizsgáltuk, hogy miként változik a helyzet, ha a hét többi napján nem valósítjuk meg a kereskedést: azt találjuk, hogy a kereskedés hozama, illetve a szignifikanciája abban az esetben csökken a leginkább, ha a pénteki napokon nem valósítjuk meg a kereskedést.

Összefoglalás

A hatékony piacok elméletének kudarcára vonatkozó egyik meghatározó kutatás a *Ball–Brown* [1968] tanulmányhoz kapcsolódik. Eredményeik megmutatták, hogy a részvényárfolyamok az éves jelentések megjelenése után még további hat hónapig emelkedő vagy csökkenő tendenciát mutattak – attól függően, hogy az adott cég bevétele a vártnál magasabb vagy alacsonyabb volt. Ez egyértelműen rációfól a hatékony piacok elméletére, hiszen lehetséges olyan kereskedési stratégiát megvalósítani, amely – az árfolyamokba lassabban beépülő meglépetéstényezőre alapozva – többlehozamot eredményez. Ez az anomália *gyorsjelentés utáni sodródás* (*post-earnings announcement drift*, *PEAD*) néven vonult be a szakirodalomba.

A tanulmányban – egyváltozós sorba rendezés és Fama–Macbeth-regressziók segítségével – megvizsgáltuk, hogy a negyedéves jelentések információi milyen hatékonyan épülnek be a részvényárfolyamokba a magyar részvényt piacon. A vizsgálatot a 2009 és

2019 közötti időszakra, havi adatokat felhasználva végeztük el. Ha megfigyelhető a vártnál jobb (rosszabb) eredmény közzétételekor a cég gyorsjelentés utáni sodródása a részvénypiacon, akkor a pozitív (negatív) meglepetés nem épül be azonnal az árfolyamokba, így téve lehetővé a pénzügyileg és statisztikailag is szignifikáns hozam elérését.

A vizsgálathoz létrehoztunk egy meglepetéstényezőt [(2) egyenlet], amelyet az adott évben, illetve az egy évvel korábban közzétett egy részvényre jutó nyereségei (EPS) közötti különbségnek és a tárgyidőszakot megelőző két év EPS-szórásainak hányadosaként definiáltunk. Ilyen módon a meglepetéstényezővel azt közelítjük, hogy az adott vállalat a várakozásokhoz képest hogyan teljesített. Az elemzői várakozások bemutatására a tanulmányban a négy negyedévvél korábbi EPS-értékeket használtuk.

Egyváltozós sorba rendezéssel a meglepetéstényezők szerint tercilisportfóliókat képeztünk azokban a hónapokban, amikor publikáltak gyorsjelentést. A 3. tercilisportfólió rendelkezett a legnagyobb, az 1. tercilisportfólió pedig a legkisebb meglepetésértékekkel. A portfóliók következő havi hozamának kiszámítása után a hónapok átlagaként kaptuk meg a jövőbeli hozam várható értékét. Ilyen módon ez az érték azt mutatta meg, hogy ha egy véletlenszerűen megválasztott hónapban valósítottuk meg a kereskedést, akkor átlagosan mennyi lett volna a várható hozam. Az elért hozamot a legutolsó gyorsjelentés alapján kiszámolt meglepetéstényező szerint a legnagyobb és legkisebb portfólió hozamának különbségeként számoltuk ki, ezzel azt feltételeztük, hogy nincsenek tranzakciós költségek. Ezt a kereskedést havonként megismételtük egészen addig a hónapig, amikor újabb gyorsjelentés jött ki. Ekkor az elérhető új információk alapján kiszámoltunk egy új meglepetéstényezőt, és a következő gyorsjelentésig ez alapján képeztünk portfóliókat. Mivel a gyorsjelentéseket általában negyedévente teszik közzé, ezért a jelentések legnagyobb része háromhavonta jön ki, de ettől lehet néhány hónap eltérés. Végül a 3. és az 1. tercilisportfóliók hozama különbségének nullától való eltérését teszteltük t -statisztika segítségével. Az így kapott 2,04 százalékos portfóliókülönbözet – a t -statisztikához tartozó p -érték (2,16 százalék) alapján – 5 százalékon szignifikáns. Fontos megjegyezni, hogy annak ellenére kaptunk nullától különböző hozamot, hogy a gyorsjelentés közzététele után az abban bemutatott információk alapján kereskedtünk a közzététel után hónapokon keresztül. Ez egyértelműen ellentmond a hatékony piacok hipotézisének, miszerint az információk azonnal beépülnek az árfolyamokba. Eszerint a nemzetközi eredményekkel összhangban a magyar piacon is megfigyelhető a gyorsjelentések közzététele utáni árfolyamsodródás.

Az amerikai piacon kívül elvégzett kutatások eredményei azt mutatják, hogy a fejlett országokban az árfolyamsodródáshoz kapcsolódó átlagos hozam ~1,78 százalék, míg ez a mutató a fejlődő országok esetében 4,44 százalék körül van (1. táblázat). (Az átlagot csak közelítően tudjuk megadni, mivel egyes kutatások az árfolyamsodródás mértékét alsó és felső értékkel adják meg, ilyen esetben az intervallum közepét használtuk az átlagszámításhoz.) Ez alapján Magyarországon a fejlődő piacokénál alacsonyabb, de a fejlett országokénál nagyobb mértékű az árfolyamsodródás.

Az egyváltozós sorba rendezés egyik hátránya, hogy a már ismert tényezőkre nem kontrollál. Ennek tesztelésére, hogy a meglepetéstényezővel nem egy már létező hatást modelleztünk újra, a Fama–French-féle háromtényezős, illetve a Carhart-féle négytényezős modell változóira kontrolláltunk. A meglepetéstényező alapján

kiszámolt hozamkülönbséget regresszáljuk a piaci prémiumra, a cégméretből, a könyv szerinti érték és a piaci érték hányadosából, illetve a momentumból képzett portfóliókülönbségre. A Carhart-tesztben az utóbbi tényező is szerepel a magyarázó változók között a Fama–French-féle három tényezőtől kívül. Amennyiben az így futtatott regresszióknak a konstans paramétere szignifikáns, akkor a kontrollált tényezők nem tudják teljes mértékben megmagyarázni az új tényező hatását. Az általunk elvégzett tesztek esetében a konstans paraméter mindkét esetben szignifikáns, tehát a meglepetéstényező nem a fenti tényezők hatását modellelzi le újra.

A kiugró értékek kezelése nélkül – a *Fama–MacBeth* [1973]-féle regressziós módszerrel vizsgálva – nem találtunk kapcsolatot a meglepetéstényező és a jövőbeli hozamok között. A nem szignifikáns eredményeket gyakran a kiugró értékek okozzák, ennek kezelésére havonként winszorizáltuk az adatsorunk alsó és felső deciliséit. Az így kapott hozamunk közgazdasági értelemben ugyan kisebb, mint az egyváltozós sorba rendezésnél, de szignifikánsan különbözik nullától. A kiugró értékeknek tehát nagy hatásuk volt a regresszióban, az első, nem szignifikáns eredményeinket (4. táblázat) a kiugró értékek okozhatták. Abban az esetben, ha a winszorizálás után a regressziókban a momentumtényezőt is szerepeltetjük magyarázó változóként, akkor a meglepetéstényező hatása eltűnik, ami azt sugallja, hogy a két tényező között összefüggés lehet.

A tanulmányban az árfolyamsodródás lehetséges mögöttes okainak feltárása céljából teszteltük azt a hipotézist, hogy a magyar piacon a hatást erősíti a befektetők korlátozott figyelme. A befektetőknek sokszor nehezükre eshet több információt egyszerre feldolgozni, illetve az egyes feladatok, hírek között rangsorolni. Ennek hatása lesz a piaci kimenetre is, az árfolyamokra, az információk beépülésének hatékonyságára, ami olyan piaci anomáliákhoz vezethet, mint a PEAD-hatás. *Dellavigna–Pollet* [2009] megmutatta, hogy abban az esetben, ha egy gyorsjelentés pénteki napon jön ki, erősebb a jelentés utáni árfolyamsodródás azokhoz a bejelentésekhez képest, amelyek a hét többi napján jöttek ki. Az elképzelés az, hogy a befektetők figyelmét könnyebben kerüli el egy-egy bejelentés a hétvége közeledtével a heti határidők betartása, illetve a szabadidős programok tervezése, az azzal való foglalkozás miatt.

A lehetséges okok feltárása érdekében mi is megvizsgáltuk, hogy hogyan változnak az eredményeink, ha az egyváltozós sorba rendezésnél nem vesszük figyelembe a pénteki napon közzétett gyorsjelentéseket, így kontrollálva a pénteki nap hatására. Pénteken a befektetők a heti határidők betartása és a hétvége közelsége miatt valószínűbb, hogy lemaradnak egy-egy jelentésről, így az információk hosszabb idő elteltével épülnek be az árfolyamokba, ami az árfolyamsodródás erősödését okozza. Eredményeink azt sugallják, hogy a pénteki gyorsjelentések nagymértékben hozzájárultak az árfolyamsodródáshoz, hiszen ezek elhagyásával a stratégia által elért hozam mértéke csökkent, és szignifikanciája nőtt. Akkor, amikor az összes gyorsjelentést figyelembe vettük a stratégia megvalósításánál, a havi átlagos hozam 2,04 százalék volt, 2,16 százalékos p -érték mellett. A pénteki jelentések elhagyásával megváltoztak az egyes portfóliók hozamai, és ennek eredményeképpen a hozamkülönbséget lecsökkent 1,4 százalékra. Ezzel párhuzamosan a p -érték is 8,56 százalékra nőtt. Látható, hogy a pénteki gyorsjelentések kihagyásával is szignifikáns hatást kapunk, tehát nem ezek hajtják az eredményeinket, de nagymértékben hatnak rájuk.

Kutatásunk eredményeire alapozva indokolt lehet egyéb meglepetéstényezők hatásának vizsgálata is. A magyar piacra viszonylag kevés adat van elemzői várakozásokra, így a nemzetközi irodalomnak megfelelően a tanulmányban az elemzői várakozások közelítésére a részvény négy negyedével korábbi hozamát vettük. A tanulmányban szignifikáns eredményeket kaptunk annak ellenére, hogy havi adatokat használtunk. A napi adatok használata mellett lehetséges pontosítani a kereskedési stratégiát és megvizsgálni, hogy közvetlenül a gyorsjelentés előtti, illetve utáni napokban milyen árfolyamsodródás figyelhető meg.

Ezenkívül a kutatásunkban nem kontrolláltunk a gazdaság jövőbeli teljesítményére vonatkozó várakozások szempontjából meghatározó makrogazdasági, illetve jegybanki jelentésekre. Ennek az az oka, hogy feltételezésünk szerint ezek egységesen hatnak minden cégre. Tehát a hatás irányától függetlenül a makrogazdaságra vonatkozó információk minden vállalatra hasonló módon hatnak egy adott időpontban. Ezért a feltételezésünk szerint a jelentésekre való kontrollálás a mi eredményeinket érdemben nem befolyásolná.

A szakirodalomban több kutatást is találunk, ahol a PEAD-hatás más, már ismert anomáliákkal való kapcsolatát vizsgálják (*Affleck-Graves-Mendenhall* [1992] vagy *Collins-Hribar* [2000]). Érdemes lehet megvizsgálni, hogy más tényezőkkel ötvözve lehetséges-e a kereskedési stratégia továbbfejlesztése. Ezenkívül mi a hozamkülönbötet a legmagasabb és legalacsonyabb portfólió különbségként határoztuk meg, ezzel feltéve, hogy a tranzakciós költségek elhanyagolhatók. További kutatási kérdések lehetne ennek a feltevésnek a feloldása és a hatás modellezése a tranzakciós költségek beépítésével (például *Chordia és szerzőtársai* [2009] alapján).

Hivatkozások

- AFFLECK-GRAVES, J.–MENDENHALL, R. R. [1992]: The relation between the Value Line enigma and post earnings-announcement drift. *Journal of Financial Economics*, Vol. 31. No. 1. 75–96. o. [https://doi.org/10.1016/0304-405x\(92\)90012-m](https://doi.org/10.1016/0304-405x(92)90012-m).
- ANGELOVSKA, J. [2017]: Investors' behaviour in regard to company earnings announcements during the recession period: evidence from the Macedonian stock exchange. *Economic research–Ekonomiska istraživanja*, Vol. 30. No. 1. 647–660. o. <https://doi.org/10.1080/1331677x.2017.1305768>.
- ARIFF, M.–LOH, A. L.–CHEW, P. M. [1997]: The impact of accounting earnings disclosures on stock prices in Singapore. *Asia Pacific Journal of Management*, Vol. 14. No. 1. 17–29. o. <https://doi.org/10.1023/a:1015429012076>.
- BALL, R.–BROWN, P. [1968]: An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, Vol. 6 No. 2. 159–178. o. <https://doi.org/10.2307/2490232>.
- BARTOV, E.–RADHAKRISHNAN, S.–KRINSKY, I. [2000]: Investor sophistication and patterns in stock returns after earnings announcements. *The Accounting Review*, Vol. 75. No. 1. 43–63 o. <https://doi.org/10.2308/accr.2000.75.1.43>.
- BATTALIO, R. H.–MENDENHALL, R. R. [2005]: Earnings expectations, investor trade size, and anomalous returns around earnings announcements. *Journal of Financial Economics*, Vol. 77. No. 2. 289–319. o. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.08.002>.

- BERNARD, V. L.–THOMAS, J. K. [1989]: Post-earnings-announcement drift: delayed price response or risk premium? *Journal of Accounting Research*, Vol. 27. 1–36. o. <https://doi.org/10.2307/2491062>.
- BERNARD, V. L.–THOMAS, J. K. [1990]: Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 13. No. 4. 305–340. o. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(90\)90008-R](https://doi.org/10.1016/0165-4101(90)90008-R).
- BOOTH, G. G.–KALLUNKI, J. P.–MARTIKAINEN, T. [1996]: Post-Announcement Drift And Income Smoothing: Finnish Evidence. *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 23. No. 8. 1197–1211. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1996.tb01165.x>.
- CARHART, M. M. [1997]: On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, Vol. 52. No. 1. 57–82. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>.
- CHORDIA, T.–SHIVAKUMAR, L. [2005]: Inflation illusion and post-earnings-announcement drift. *Journal of Accounting Research*, Vol. 43. No. 4. 521–556. o. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2005.00181.x>.
- CHORDIA, T. A.–GOYAL, G.–SADKA, R.–SADKA, G.–SHIVAKUMAR, L. [2009]: Liquidity and the post-earnings announcement drift. *Financial Analysts Journal*, Vol. 65. No. 4. 18–32. o. <https://doi.org/10.2469/faj.v65.n4.3>.
- COLLINS, D.–HRIBAR, P. [2000]: Earnings-based and accrual-based market anomalies: One effect or two? *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29. No. 1. 101–123. o. [https://doi.org/10.1016/s0165-4101\(00\)00015-x](https://doi.org/10.1016/s0165-4101(00)00015-x).
- CSILLAG BALÁZS–NESZVEDA GÁBOR [2020]: A gazdasági várakozások hatása a tőzsdei momentumstratégiára. *Közgazdasági Szemle*, 67. évf. 11. sz. 1093–1111. o. <http://doi.org/10.18414/KSZ.2020.11.1093>.
- DEGIANNAKIS, S. A.–GIANNOPOULOS, G. [2009]: Is PEAD a consequence of the presence of the cognitive bias of self-attribution in investors' expectations regarding permanent earnings? Evidence from Athens Stock Exchange. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, Vol. 1. No. 1. 89–110. o. <https://doi.org/10.1504/ijcee.2009.029155>.
- DELLAVIGNA, S.–POLLET, J. M. [2009]: Investor inattention and friday earnings announcements. *Journal of Finance*, Vol. 64. No. 2. 709–749. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01447.x>.
- DOYLE, T. J.–LUNDHOLM, R. J.–SOLIMAN, M. T. [2006]: The extreme future stock returns following I/B/E/S earnings surprises. *Journal of Accounting Research*, Vol. 44. No. 5. 849–887. o. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2006.00223.x>.
- FAMA, E. F.–FRENCH, K. R. [1992]: The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, Vol. 47. No. 2. 427–465. o. <https://doi.org/10.2307/2329112>.
- FAMA, E. F.–MACBETH, J. D. [1973]: Risk, return, and equilibrium. *Empirical tests*. *Journal of Political Economy*, Vol. 81. No. 3. 607–636. o. <https://doi.org/10.1086/260061>.
- FILIP, A.–RAFFOURNIER, B. [2010]: The value relevance of earnings in a transition economy: The case of Romania. *The International Journal of Accounting*, Vol. 45. No. 1. 77–103. o. <https://doi.org/10.1016/j.intacc.2010.01.004>.
- FORNER, C.–SANABRIA, S. [2010]: Post-earnings announcement drift in Spain and behavioural finance models. *European Accounting Review*, Vol. 19. No. 4. 775–815. o. <https://doi.org/10.1080/09638180903503978>.
- FOSTER, G. [1977]: Quarterly accounting data: Time-series properties and predictive-ability results. *The Accounting Review*, Vol. 52. No. 1. 1–21. o. <https://www.jstor.org/stable/246028>.
- FOSTER, G.–OLSEN, C.–SHEVLIN, T. [1984]: Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns. *The Accounting Review*, Vol. 59. No. 4. 574–603. o.

- GHOSH, D.–VOGT, A. [2012]: Outliers: An evaluation of methodologies. Joint Statistical Meetings, Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association, http://www.asarms.org/Proceedings/y2012/Files/304068_72402.pdf.
- GOH, J.–JEON, B. H. [2017]: Post-earnings-announcement-drift and 52-week high: Evidence from Korea. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 44. 150–159. o. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2017.06.008>.
- HEW, D.–SKERRATT, L.–STRONG, N.–WALKER, M. [1996]: Post-earnings-announcement drift: some preliminary evidence for the UK. *Accounting and Business Research*, Vol. 26. No. 4. 283–293. o.
- HIRSHLEIFER, D. A.–MYERS, J. N.–MYERS, L. A.–TEOH, S. H. [2008]: Do individual investors cause postearnings announcement drift? Direct evidence from personal trades. *The Accounting Review*, Vol. 83. No. 6. 1521–1550. o. <https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.6.1521>.
- HIRSHLEIFER, D.–LIM, S. S.–TEOH, S. H. [2009]: Driven to distraction: Extraneous events and underreaction to earnings news. *The Journal of Finance*, Vol. 64. No. 5. 2289–2325. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01501.x>.
- HUFFEL, G. van–JOOS, P.–OOGHE, H. [1996]: Semi-annual earnings announcements and market reaction: some recent findings for a small capital market. *European Accounting Review*, Vol. 5. No. 4. 693–713. o. <https://doi.org/10.1080/09638189600000043>.
- HUNG, M.–LI, X.–WANG, S. [2014]: Post-earnings-announcement drift in global markets: Evidence from an information shock. *The Review of Financial Studies*, Vol. 28. No. 4. 1242–1283. o. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhu092>.
- HUSSIN, B. M.–AHMED, A. D.–YING, T. C. [2010]: Semi-strong form efficiency: Market reaction to dividend and earnings announcements in Malaysian stock exchange. *IUP Journal of Applied Economics*, Vol. 16. No. 5. 36–60. o.
- IQBAL, J.–FAROOQI, F. A. [2011]: Stock price reaction to earnings announcement: the case of an emerging market. Munich Personal RePEc Archive (MPRA), https://mpra.ub.uni-muenchen.de/30865/1/MPRA_paper_30865.pdf.
- JEGADEESH, N.–TITMAN, S. [1993/2001]: Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *The Journal of Finance*, Vol. 56. No. 2. 699–720. o. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00342>.
- KOMÁROMI GYÖRGY [2002]: A hatékony piacok elméletének elméleti és gyakorlati relevanciája. *Közgazdasági Szemle*, 49. évf. 5. sz. 377–395. o.
- LIANG, L. [2003]: Post-earnings announcement drift and market participants' information processing biases. *Review of Accounting Studies*, Vol. 8. No. 2–3. 321–345. o. <https://doi.org/10.1023/A:1024477831740>.
- LINTNER, J. [1969]: The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets: A reply. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 51. No. 2. 222–224. o. <https://doi.org/10.2307/1926735>.
- LIU, W.–STRONG, N.–XU, X. [2003]: Post-earnings-announcement Drift in the UK. *European Financial Management*, Vol. 9. No. 1. 89–116. o. <https://doi.org/10.1111/1468-036x.00209>.
- LIVNAT, J. [2003]: Post-earnings-announcement drift. The role of revenue surprises and earnings persistence. SSRN Electronic Journal, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.416302>.
- LIVNAT, J.–MENDENHALL, R. R. [2006]: Comparing the post-earnings announcement drift for surprises calculated from analyst and time series forecasts. *Journal of Accounting Research*, Vol. 44. No. 1. 177–205. o. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2006.00196.x>.

- MÉRŐ BALÁZS–NAGY OLIVÉR–NESZVEDA GÁBOR [2019]: Új faktorok tesztelése az empirikus eszközárazásban. *Sigma*, 50. évf. 4. sz. 263–281. o. <https://journals.lib.pte.hu/index.php/sigma/article/view/3197>.
- MUCHORI, S. M.–TIBBS, C. Y.–ONDIK, A. B. [2018]: Annual Earnings Announcements and Stock Returns: A Test of Semi-Strong Form of Efficiency of the Banking Sector of the Nairobi Securities Exchange. *International Journal of Management and Commerce Innovations*, Vol. 5. No. 2. 397–407. o.
- NESZVEDA GÁBOR [2018]: Thaler viselkedési közgazdaságtani munkássága. *Hitelintézeti Szemle*, 17. évf. 1. sz. 153–167. o. <http://doi.org/10.25201/HSZ.17.1.153167>.
- NESZVEDA GÁBOR–SIMON PÉTER [2021]: Szezonális, január-hatás és a momentum-stratégia. *Sigma*, 52. évf. 4. sz. 335–352. o.
- NG, J.–RUSTICUS, T. O.–VERDI, R. S. [2008]: Implications of transaction costs for the post-earnings announcement drift. *Journal of Accounting Research*, Vol. 46. No. 3. 661–696. o. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2008.00290.x>.
- PARK, T.-J.–LEE, Y.–SONG, K. R. [2014]: Informed trading before positive vs. negative earnings surprises. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 49. 228–241. o. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.09.016>.
- PRICE, S. M.–GATZLAFF, D. H.–SIRMANS, C. F. [2012]: Information uncertainty and the post-earnings-announcement drift anomaly. Insights from REITs. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 44. No. 1–2. 250–274. o. <https://doi.org/10.1007/s11146-010-9275-y>.
- SADKA, R. [2006]: Momentum and postearnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, Vol. 80. No. 2. 309–349. o. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.04.005>.
- SHARPE, W. F. [1964]: Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, Vol. 19. No. 3. 425–442. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>.
- SHUMWAY, T. [1997]: The delisting bias in CRSP data. *The Journal of Finance*, Vol. 52. No. 1. 327–340. o. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03818.x>.
- SOJKA, M. [2018a]: Post Earnings Announcement Drift (PEAD) in Polish Stock Market. *Emerging Markets: Finance eJournal*, Vol. 10. No. 90. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3202541>.
- SOJKA, M. [2018b]: Analysts' consensus based PEAD in Polish stock market. *Emerging Markets: Finance eJournal*, Vol. 11. No. 3. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3279337>.
- SOJKA, M. [2018c]: 50 Years in PEAD Research. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3281679>.
- SWART, D. J.–HOFFMAN, A. J. [2013]: Analysis of the post-earnings announcement drift anomaly on the JSE. *Investment Analysts Journal*, Vol. 42. No. 77. 17–34. o. <https://doi.org/10.1080/10293523.2013.11082553>.
- SZYSZKA, A. [2001]: Quarterly financial reports and the stock price reaction at the Warsaw Stock Exchange. SSRN, No. 295299. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.295299>.
- TRUONG, C. [2010]: Post earnings announcement drift and the roles of drift-enhanced factors in New Zealand. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 18. No. 2. 139–157. o. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2009.10.001>.
- TRUONG, C. [2011]: Post-earnings announcement abnormal return in the Chinese equity market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 21. No. 5. 637–661. o.