

Rácz Dávid Andor – Huszár Gergely

Negyedéves jelentések meglepetéshatása S&P 500 indexelemekre

ÖSSZEFOGLALÓ: Jelen cikkben a vállalatok által közzétett negyedéves jelentések részvényárfolyamra kifejtett hatását vizsgáljuk az eseményelemzés módszertanának felhasználásával. Két egymáshoz szorosan kapcsolódó kérdést vizsgálunk meg: (1) a közzétett egy részvényre jutó eredményben megmutatkozó meglepetés azonnal beépül-e az árfolyamokba, és (2) megfigyelhető-e eltérés az általános részvénytőke és a bizonytalanabb értékeltségű technológiai vállalatok szektorai között az árreakció tekintetében? Az eredmények alapján pozitív vagy negatív EPS-meglepetések (az elemzői konszenzustól ± 2 százaléknál jobban eltérő EPS-jelentések) esetén azzal azonos előjelű gyors és szinte teljes árfolyam-reakció történik, amit viszont a bejelentés utáni második naptól vizsgálva már nem követ szignifikáns abnormális hozam. A pozitív hírek csoportjában alátámasztást nyert, hogy az EPS-meglepetésekre szignifikánsan nagyobb a technológiai részvények árfolyam-reakciója, viszont a negatív meglepetések esetében nincs szignifikáns különbség a két csoport között.¹

KULCSSZAVAK: eseményelemzés, vállalati bejelentések, piaci hatékonyság

JEL-kód: G14

Egy pénzügyi termék piacán létrejövő egyensúlyi árra tekinthetünk úgy, mint a piaci szereplők összesített véleményére a termék értékét illetően az adott pillanatban rendelkezésükre álló összes információ alapján. A piaci árak a szereplők által birtokolt információk és az ezekről alkotott kép alapján mozognak; minden új hír, információ, amely megváltoztatja egy adott termék piac által észlelt értékét, hatással lesz a keresletre és a kínálatra, ezáltal a termék egyensúlyi árára is.

Az információ hatása az árakra leglátványosabban talán a tőzsdéken figyelhető meg.

Levelezési e-cím: raczdavidandor@gmail.com

huszar.gergely91@gmail.com

A tőzsdén jegyzett vállalatoknak szigorú közzétételi előírásoknak kell megfelelniük, emiatt jóval inkább jellemző rájuk a transzparencia, mint más cégekre. A jó megfigyelhetőségnek köszönhetően széles az irodalma az új információk részvényárakra gyakorolt hatásának. Egyfajta mérföldkönek tekinthetők a témakörben *Ball és Brown* (1968), valamint *Fama, et al.* (1969) tanulmányai, amelyek bemutatták az eseményelemzés – alapjaiban azóta is változatlan – módszertanát (MacKinlay, 1997).

Az említett korai tanulmányok fő célja az volt, hogy empirikus igazolást biztosítsanak a hatékony piaci hipotézishez (Fama, 1970). Ezek az eredmények – és még sok más ku-

tató munkája – alátámasztották a feltételezést, amelynek következtében a hatékony piacok elmélete szerves, meghatározó részévé vált a pénzügyi gondolkodásnak. Idővel azonban számos kritikus hang is megjelent a szakirodalomban, amelyek többnyire a viselkedési pénzügy képviselőitől érkeztek. Tanulmányok széles köre mutatja be a befektetői pszichológia és az eszközárak kapcsolatát empirikusan, amelyek gyengítik a hatékony piaci hipotézis érvényességét *Hirshleifer* (2001), *Bernard és Thomas* (1989).

Jelen cikkben a vállalatok által közzétett negyedéves jelentések részvényárfolyamra kifejtett hatását vizsgáljuk. Két egymáshoz szorosan kapcsolódó kérdéssel foglalkozunk; (1) a közzétett egy részvényre jutó eredményben megmutatkozó meglepetés azonnal beépül-e az árfolyamokba, és (2) megfigyelhető-e eltérés a különböző szektorok között? Az a hipotézisünk, hogy (1) az új információ a meglepetés előjelével azonos irányban mozdítja el az árfolyamokat, de a hatása nem érvényesül azonnal teljesen az árban, valamint, hogy (2) a technológiai szektorban erőteljesebb a meglepetés hatása az iparágban tevékenykedő vállalatok jóval bizonytalanabb alapokra épülő értékelése miatt.

A cikk négy fő részből áll. Elméleti áttekintéssel kezdődik, amely a részvény-árfolyamok alakulását befolyásoló tényezőket mutatja be. Ez magában foglalja a hatékony piacok elméletének, valamint az ezt kritizáló behaviorista vonal főbb elméleteinek tömör ismertetését. Ezt követően áttérünk az eseményelemzés témájára és a kapcsolódó módszertani megfontolásokra. Ezután következik a tanulmány empirikus része. A kutatáshoz az S&P 500, valamint az S&P 500 Information Technology részvényindexek legnagyobb piaci kapitalizációval rendelkező elemeit használjuk, 10 negyedévben közzétett vállalati jelentéseiket vizsgálva. Végül a cikk egy összeggzéssel és a kutatásból levonható konklúziókkal zárul.

A RÉSZVÉNYÁRFOLYAMOK ALAKULÁSÁT BEFOLYÁSOLÓ TÉNYEZŐK

Bármilyen értékpapír értéke megegyezik a jövőbeli pénzáramlásainak jelenértékével, egy tökéletes világban pedig ez lesz az egyensúlyi ár is. Részvények esetében ez nem más, mint a jövőbeli osztalékok jelenértéke.² Mivel nincsenek teljes ismereteink arról, hogy miképp alakulnak ezek a pénzáramlások, így az árfolyam a befektetők várakozásait tükrözi. Különböző piaci vagy egyedi sokkok hatására azonban megváltoznak a vállalat fundamentumai és jövedelemtermelő képessége, ezáltal értékeltése is. Ezt a folyamatot írja le a hatékony piacok elmélete.

A hatékony piacok elmélete és a részvényárak véletlen bolyongása

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

Grossman és Stiglitz (1980) megmutatták, hogy a költségmentes információ szükséges feltétele az eredetileg definiált hatékonyságnak. Ellenkező esetben egy befektetőnek sem állna érdekében a költséges információ megszerzése, hiszen arbitrázsmentes piacon ezért nem kapna kompenzációt. Ezzel együtt, ha az információhoz olcsón hozzá lehet férni, akkor

viszont a piaci ár nagyrészt tükrözi az informált befektetők értesüléseit.³ Amikor a továbbiakban a hatékonyság híveire hivatkozunk, akkor minden esetben erre a lazábban értelmezett hipotézisre utalunk vissza.

Megkülönböztethetjük a piaci hatékonyság három – gyenge, közepesen erős és erős – formáját. Az elmélet gyenge formája annyit mond ki, hogy a múlt adataiból nem jelezhetők előre a jövőbeli hozamok. A közepesen erős forma már azt feltételezi, hogy minden nyilvánosan elérhető információ beépül az árfolyamba. Az erős formánál pedig nemcsak a nyilvánosan elérhető, hanem minden információt magában foglal a piaci ár (Fama, 1970).

A hatékony piacok kritikái, a közepesen erős hatékonyság tesztjei

Az új információk hatása mellett a részvényárfolyamok alakulását további tényezők, különböző pszichológiai elemek összessége, *Akerlof és Shiller* (2011) fogalomhasználatával élve a lelki tényezők is befolyásolják. A kutatási kérdéseinkhez legszorosabban kapcsolódó elméleti keretet a piaci hatékonyság közepesen erős formájának tesztjei jelentik. Ezek az eseményelemzések vizsgálják ugyanis azt, hogy az új információ megjelenésének hatására hogyan reagálnak a részvényárfolyamok. Egy hatékony piacon egy meglepetésszerű sokk hatásának szinte azonnal és teljesen meg kellene mutatkoznia a piaci árban. Kiterjedt irodalom tárgyalja viszont azokat az eseteket, amikor ez nem történik meg. Alapvetően két mögöttes ok merül fel; vagy valóban lassan alkalmazkodnak az árfolyamok, vagy bizonyos kockázati prémiumokat az árazási modell nem foglal magába, így a használatával abnormális hozamokat mutathatunk ki (Bernard és Thomas, 1989).

Fama és *French* (1996), illetve Fama (1998) a rövid távú hozamok kontinuitása mellett fontos anomáliaként említik meg a vállalatok

jelentései után fennálló momentumot, más-képpen árfolyamtrendet, hosszabb időszakon keresztül azonos irányú árfolyamváltozások sorát, amire a háromfaktoros modell sem ad választ. Emellett számos további kutatás mutat-ta ki az árazási anomáliák különböző formáit, így például *Patell és Wolfson* (1984), valamint a frissebb szakirodalomban *Hou et al.* (2010), *Jegadeesh és Titman* (2011), *Leippold és Lohre* (2012), *Chan et al.* (2017), illetve *Maio és Philip* (2018).

Chan, et al. (1996) két lehetséges viselkedési mintát említ, amely a közzététel utáni momentumot okozza. Az egyik, hogy a piaci reakció az indokolthoz képest gyenge, ezért az új hír lassabban épül be az árba. A másik lehetőség, hogy a trendet kihasználó kereskedők erősítik az árfolyammozgást, függetlenül attól, hogy ezt a fundamentumok indokolják-e. Mindkét magyarázatra épültek viselkedési modellek [*Barberis, et al.* (1998), *Daniel, et al.* (1998).]

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

A cikkben vizsgált hipotézisek

Az elméleti áttekintésben leírt elméletek összegzése alapján úgy gondoljuk, hogy a részvényt-piacok nem tökéletesen hatékonyak. Ennek ellenére véleményünk szerint a hatékony piacok elmélete jelenti az origót, amely a módszertani megfontolásokból szükséges szigorú feltéte-

lek miatt nem teljesül tisztán. Ezek a megfontolások tükröződnek a hipotéziseinkben.

① A vállalatok profitabilitásában jelentkező meglepetés azzal azonos irányban módosítja a részvényárfolyamokat, de az új információ hatása a bejelentést követő kereskedési napokon is megfigyelhető.

② A meglepetés hatása erőteljesebben érvényesül a bizonytalan értékeltességű részvények, például a technológiai szektor esetében.

AZ ESEMÉNYELEMZÉS MÓDSZERTANA

A kutatási kérdések vizsgálatának módszertana az eseményelemzés. A metodológia ismertetésében alapvetően MacKinlay (1997), Binder (1998), Kothari és Warner (2007), valamint Corrado (2011) tanulmányaira építünk, amelyek átfogóan tekintik át az elemzési procedúrát. Ezek alapján bemutatjuk az eseményelemzési eljárás menetét, illetve a kutatásunk szempontjából legfontosabb módszertani részleteket. A módszertani ismertetésben MacKinlay (1997) jelöléseit követjük.

Az eljárás lépései

A pénzügyekben a vizsgált kérdés, hogy milyen árfolyamváltozás tapasztalható valamilyen gazdasági esemény következtében bizonyos értékpapírok esetében. Pontosabban megfogalmazva: arra keressük a választ, hogy megfigyelhető-e abnormális hozam az adott esemény hatására.

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

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it} | X_t) \quad 1)$$

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

A várható hozamok modellezése

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

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

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

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

ahol R_{it} és R_{mt} az i -edik részvény, illetve a piaci portfólió t periódusbeli hozamai, α_i és β_i a reg-

ressziós modellből becsülendő paraméterek. A β_i együttható az i -edik részvény érzékenysé-
gét mutatja meg a piaci portfólióra, az α_i az il-
leszkedést segítő paraméter, ε_{it} pedig az érték-
papír t periódusban megfigyelhető hibatagja.
Feltesszük, hogy a hibatag nulla várható értékű,
és $\sigma_{\varepsilon_{it}}$ varianciájú normális eloszlást követ.

Az alkalmazott modellezési logikánk azzal a
feltételezéssel él, hogy a regressziós együttha-
tók a becslési időszakban és az eseményablak-
ban egyaránt konstansak (Binder, 1998). Egy
adott részvény valós bétája időben változhat,
rövid időhorizontot vizsgálva azonban valószí-
nűtlen, hogy jelentős változások történnek a
kockázati profilokban.

Cable és Holland (1999) szerint a piaci mo-
dell a tesztek során jobban teljesít a CAPM-
nél. Bár mindkét modell pontatlanabb becslés-
t adja a valós abnormális hozamoknak,
mint a többfaktoros modellek (például Fama
és French 1996). A torzítás nagy minták ese-
tén viszont nullához közelít, így a piaci modell
hatékony módja a hozamok becslésének (Bin-
der, 1998), és további faktorok bevezetésé-
nek hatása elhanyagolható (MacKinlay, 1997).
Mindezek konklúziójaként a cikkben a piaci
modellt használjuk a normális hozamok kiszá-
mításához.

Az eseményablak és a becslési ablak hossza

Az eseményablak és becslési ablak hosszának
megválasztása valamelyest önkényes, amelyet
alapvetően a korábbi kutatások tapasztalatai-
ra alapozva határoztuk meg. A vizsgált témánk
az eseményelemzések között rövid időhorizon-
túnak tekinthető, így egy viszonylag rövid ese-
ményablak megfelelő választás a hipotézisek
tesztelésére. Egy évnél rövidebb eseményablak
esetén elég megbízhatóan működik az elemzés,
és jóval kevesebb módszertani probléma me-
rül fel annak során (Kothari és Warner, 2007).

Esetünkben az esemény dátumán kívül
legalább a rákövetkező kereskedési napnak

az eseményablak részét kell képeznie, hogy
a kereskedési nap végi vagy a tőzsde zárá-
sát követő közzétételek is figyelembe legye-
nek véve, hiszen ekkor szükségszerűen jelent-
kezik abnormális hozam a következő napon
is. Különösen jelentős ez a hatás akkor, ha a
közzététel rossz híreket tartalmaz a befekte-
tőkre nézve (deHaan, et al., 2015; Doyle és
Magilke, 2015). Általában a gyakorlatban
egy néhány hétből álló intervallum a megszo-
kott, ami szimmetrikus az esemény dátumára
(MacKinlay, 1997).

Minél rövidebb az eseményablak, annál ki-
sebb eséllyel fordulhat elő a vállalatokat érintő
más eseményekből adódó torzító hatás (Rao
és Sreejith, 2014). Esetünkben a vállalati je-
lentésekhez kapcsolódó gazdaságilag is szig-
nifikáns abnormális hozamokra csak az ese-
mény körüli néhány napban számíthatunk.
MacKinlay (1997) cikkében is megfigyelhető,
hogy a jelentés közzététele után néhány nap-
pal az abnormális hozamok a várható értékük,
tehát nulla körül ingadoznak. Egy négyhetes
ablak tehát megfelelő választásnak tűnik.

Fontos figyelembe venni, hogy ha az ese-
ményablak túl hosszú a becslési időszakhoz
képest, az jelentősen torzíthatja a tesztstatisz-
tikát, ha a becsült abnormális hozamok kor-
reláltak. Egy 5 napos eseményablak és 100
napos becslési ablak esetén a torzított teszt-
statisztika értéke viszont várhatóan mindössze
1,6 százalékkal haladja meg a torzítatlant
(Binder, 1998). Esetünkben ezért a MacKinlay
(1997) által használt 120 napnál hosszabb,
például kétéves (500 kereskedési napos) idő-
szakból számítjuk a regressziós együtthatókat,
ahogy azt Corrado (2011) is javasolja. Lénye-
ges a két ablak időbeli különválasztása is; ha az
eseményablak hozamadatait is felhasználnánk
a regressziós modellhez, akkor hibás paramé-
terbecslést kapnánk, mert az már tartalmazná
a bejelentés következtében jelentkező zajt
is (Boehmer, et al., 1991; MacKinlay, 1997;
Binder, 1998; Kothari és Warner, 2007).

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

Az abnormális hozamok mérése és tesztelése

Mivel a piaci portfólió hozamának lineáris függvényeként modellezzük a várható hozamot, így az (1) és (2) egyenleteket felhasználva pontosabban felírhatjuk a cikkben használt abnormális hozam definícióját:

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it} | R_{mt}) \quad (3)$$

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

zőképpen számíthatók ki az esemény körül az abnormális hozamok:

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (4)$$

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

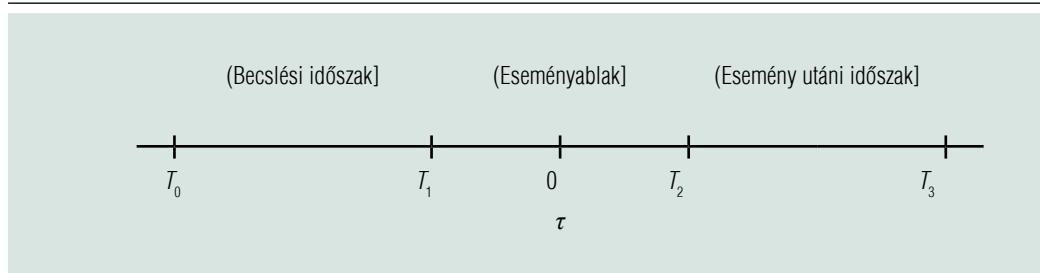
Ahhoz, hogy statisztikailag és gazdaságilag releváns következtetéseket lehessen levonni a kutatási kérdéseket illetően, szükséges az abnormális hozamok aggregálása. Ez történhet a minta elemei, valamint az idő dimenziója mentén. Első hipotézisünk első része azt mondja ki, hogy az EPS-ben mutatkozó meglepetéssel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

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

ahol N a mintaelemszámot (illetve a csoport

1. ábra

EGY ESEMÉNYELEMZÉS IDŐRENDJE



Forrás: MacKinlay, 1997, p. 20

elemszámát), tehát a megfigyelt események számát jelöli. Magas L_1 érték esetén a varianciája [vö. MacKinlay (1997, p. 21) tanulmányának (8) egyenletével]:

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

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

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 = \frac{1}{L_1 - 2} \sum_{\tau=\tau_0+1}^{\tau_1} (R_{i\tau} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m\tau})^2 \quad (7)$$

Ezek után már tesztelhető a nullhipotézis, miszerint AR_τ nulla várható értékű normális eloszlást követ, tehát

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

Fontos megemlíteni, hogy az átlagos abnormális hozam statisztikai szignifikanciájának teszteléséhez feltételezzük, hogy τ időperiódusban az egyes megfigyelések $AR_{i\tau}$ abnormális hozamai függetlenek és azonos eloszlást követnek.

MacKinlay (1997) és Binder (1998) megjegyzik, hogy a keresztmetszeti adatok gyakran korreláltak. Ebből nem fakad becslési probléma, ha az egyes megfigyelések eseményablakai nincsenek átfedésben egymással. Ellenkező esetben nem feltételezhetjük, hogy a mintaelemek becslött abnormális hozamai függetlenek, és ekkor a köztük lévő nem nulla kovariancia lefelé torzítja a varianciabecslést, ezáltal felfelé a tesztstatisztikát. Binder (1998) szerint a torzító hatás elhanyagolható, ha a vizsgálan-

dó értékpapírok kiválasztása nem koncentráldik iparágakra, és a piaci modellt használjuk. Rao és Sreejith (2014) pedig kifejtik, hogy az események véletlenszerű eloszlása is véd a torzítás ellen.

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

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

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

Ugyanezt elvégezve a minta, illetve az abból képzett csoportok egyes elemeire kiszámított átlagos abnormális hozamaira megkapjuk a kumulatív átlagos abnormális hozamokat az eseményablak tetszőleges (τ_1, τ_2) intervallumára.

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

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

ahol \overline{AR}_τ és $\text{var}(\overline{AR}_\tau)$ a (7) és (8) egyenletekből ismertek (MacKinlay, 1997; Binder, 1998).

Mіндеzek alapján tesztelhetjük a nullhipotézist: A kumulált átlagos abnormális hozam

nulla várható értékű normális eloszlást követ-e?

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

Illetve normalizálva:

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

Ezzel át is tekintettük az alkalmazott módszertan főbb pontjait. A második hipotézis esetében is hasonlóképpen járunk el, ám ott még azt is vizsgáljuk, hogy a két mintából kapott eredmények szignifikánsan különböznek-e egymástól, ugyanolyan várható értékű és varianciájú eloszlást követnek-e a kumulált átlagos abnormális hozamaik.

ÁRFOLYAM-REAKCIÓK A NEGYEDÉVES JELENTÉSEKRE AZ S&P 500 RÉSZVÉNYEI ESETÉN

Ebben a fejezetben prezentáljuk a vizsgált eseményeket, illetve a mintaválasztást meghatározó tényezőket, majd elvégezzük az előző fejezetben leírt analitikus lépéseket. Az elemzésekhez felhasznált adatok többségét a Bloomberg adatszolgáltató rendszerből töltöttük le 2017 novemberében. Kivételt képeznek az EPS adatok, amelyeknek forrása a Zacks Investment Research adatbázisa.⁴

A megfigyelt események ismertetése

A prezentált eseményelemzéshez kiválasztott mintában az S&P 500 részvényindex bizonyos elemei szerepelnek. Az első hipotézis teszteléséhez az index 30 – a cikk írásakor – legnagyobb piaci kapitalizációval rendelkező részvényének árfolyammozgását figyeljük meg, a 2015 első és

2017 második naptári negyedévei között közölt negyedéves jelentéseik hatására. (Kivétel a Berkshire Hathaway, amelyről csak hiányos adatok voltak elérhetőek, így helyette a következő legnagyobb piaci kapitalizációjú vállalat, a Citigroup került a mintába.) Összesen tehát a 10 negyedév alatt 300 jelentést vizsgálunk, tehát minden kiválasztott részvény 10 különálló eseményként került a mintába. Az elemzéshez 21 napos eseményablakot választottunk.

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

A második hipotézisünk azt feltételezi, hogy a technológiai részvények értékeltségük bizonytalansága miatt intenzívebben reagálnak az EPS-meglepetésre. Ennek teszteléséhez szükséges az elemzés elvégzése vállalatok egy másik csoportjára is. Ehhez az S&P 500 Information Technology (a továbbiakban S&P 500 IT) indexből választottuk ki a 30 legnagyobb kapitalizációjú vállalatot.

Nyolc vállalat megegyezik a két mintában. A második mintából is ki kellett zárni két részvényt, a Hewlett Packardot és a Paypalt, mert a megfigyelési időszak alatt nem állt minden szükséges adat rendelkezésre a Bloomberg adatbázisában. Helyettük a következő két legnagyobb kapitalizációval rendelkező cég került a megfigyelt részvények közé. Így tehát összesen két, egyesével 300 megfigyelésből álló mintán végeztük el a később ismertetett elemzéseket. Bár a második minta esetében már nem mondható el a véletlenszerű ágazati megoszlás, ezt célszerű figyelembe venni az eredmények értelmezésénél is.

A modellezés részletei

A hipotézis tesztelése előtt számszerűsíteniünk kell a vállalati eredményekben mutatkozó meglepetéshatást. Ezt követi a normális hozamok számítására alkalmazott regressziós modell paramétereinek becslése, végül pedig az abnormális hozamok kiszámítása, és adekvát módon történő aggregálása.

Az EPS adatok elemzése

Egy eredmény bejelentésének meglepetéshatása leginkább az egy részvényre jutó eredmény (EPS) adott időszakra vonatkozó tényleges értéke és a vállalati jelentés közzétételét megelőző elemzői várakozások konszenzusának százalékos eltéréseként ragadható meg. Az általunk használt becült EPS-érték a vállalati közzétételt időben közvetlenül megelőző elemzői becslések átlaga. Ezt a mutatót vetjük össze a jelentés napján megismert tényleges egy részvényre jutó eredménnyel. A tényadat tehát nem tartalmazza a vállalati eredmények később közzétett felülvizsgálatait, hiszen ezekről a piac az esemény idején még nem értesülhetett. Emellett a tényleges EPS módosított adat meg van tisztítva különböző egyszeri és rendkívüli tételektől, mivel a piac a kiszűrt egyedi, rendkívüli tételekre kevésbé érzékeny, mint a normál üzletmenetből létrejövő eredményre.

A mintaelemek adatainak összegyűjtését, illetve az EPS-meglepetés kiszámítását követően MacKinlay-hez (1997) hasonlóan három csoportba osztottuk a megfigyeléseket; jó, rossz, illetve semleges hírt tartalmazó jelentésekre. Az elemzői konszenzustól ± 2 százalékos sávon belülre eső EPS-eltérés hírértékét semlegesnek tekintjük, a sávon kívül eső tényadatokat pedig jó, illetve rossz hírnek. Az S&P 500-ból vett 300 elemű mintából 195 megfigyelés a jó, 28 a rossz és 77 a semleges hír csoportjába került, míg az S&P 500 IT esetén ez a megoszlás 221–18–61 elem. A gyakoriságok figyelhetőek meg a 2. ábrán látható két hisztogramon

is. Jóval gyakrabban fordul elő pozitív meglepetés, az eloszlása jobbra ferde. Ennek az lehet a magyarázata, hogy az elemzők becslései gyakran túl konzervatívak, ezáltal elkerülhetőek a negatív meglepetések. Az S&P 500 IT-indexből vett minta sokkal több esetben mutat az extrém EPS-meglepetés értékeket, mint az S&P 500-ból vett minta.

Paraméterbecslés és a hozamok modellezése

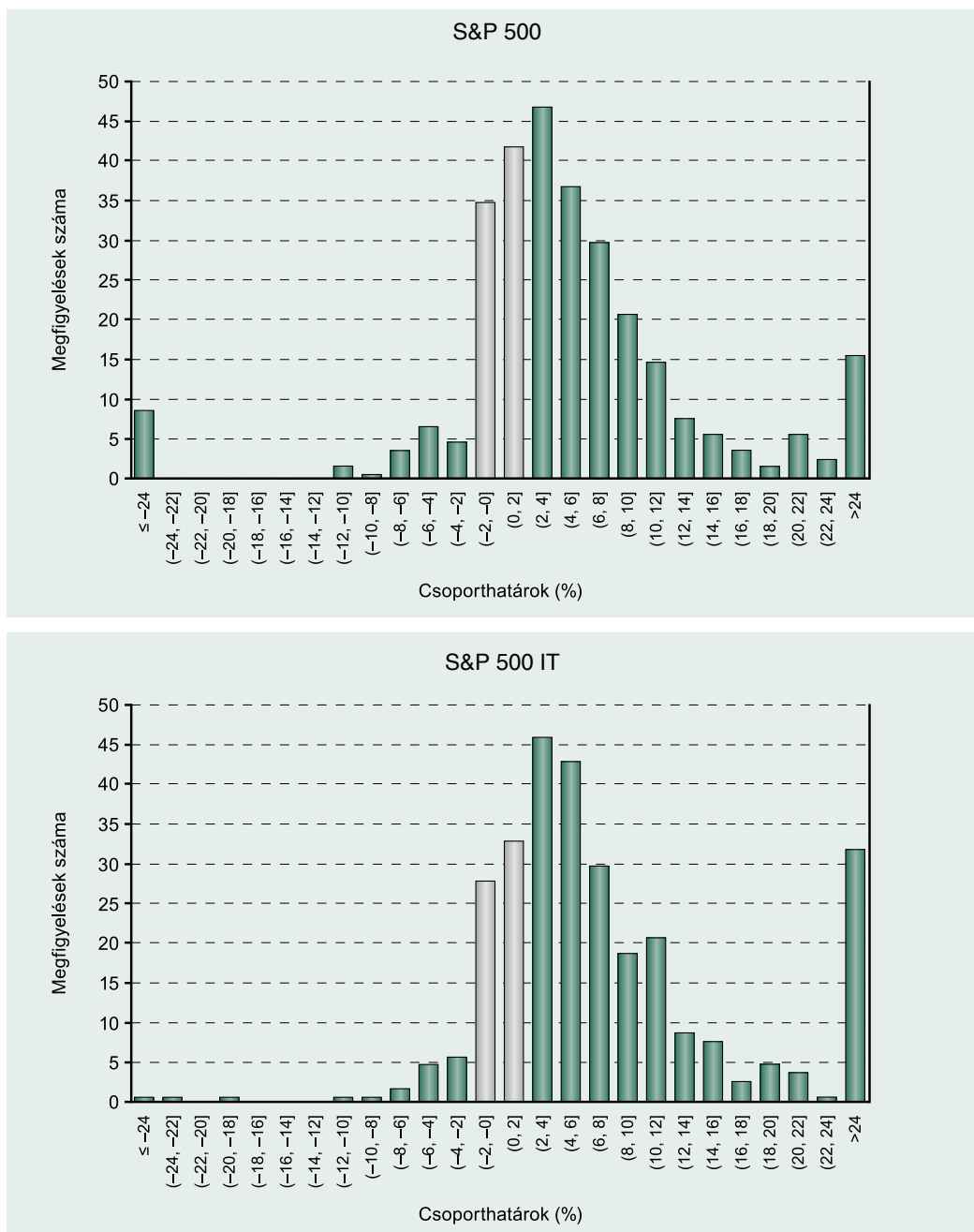
A tényleges hozamokat összehasonlítjuk a piaci modell (2)-ben leírt regressziós egyenlete alapján számított értékeivel. A becslési időszak minden esetben az adott megfigyelés eseményablakát megelőző 500 kereskedési napos intervallum. Erre azért van szükség, mert az idő során változhatnak a modell paraméterei egyedi részvények esetén is. Így tehát mind a 300–300 megfigyelésre külön-külön történik a becslés, nem pedig csak értékpapíronként, ami növeli a modell magyarázó erejét, valamint pontosabbá teszi az abnormális hozamok kalkulációját. A piaci portfóliót a modellben mindkét minta esetén az S&P 500 részvényindex képezi.

A Bloomberg adatbázisából letöltött árfolyamadatokból minden releváns megfigyelési időszakra kiszámoltuk a napi logaritmikus hozamokat az egyedi részvényekre és az S&P 500 indexre. Ez alapján megbecsültük a regressziós modell paramétereit. A két mintára 300–300 lineáris regressziót illesztettünk, hiszen minden egyes részvény $\hat{\alpha}$ és $\hat{\beta}$ paraméterei időben változnak.

Az esetek többségében az α nem különbözik jelentősen a nullától. Emiatt a legtöbb megfigyelés várható hozamainak modellezéséhez nem használunk konstans tagot, csak azokban az egyenletekben szerepelnek, ahol 5 százalékon szignifikánsnak mutatkoztak. Az egyes részvények $\hat{\beta}$ együtthatói minden szokásos szignifikanciaszint mellett szignifikánsak.

A modellek illeszkedését leíró R^2 mutatók igen nagy terjedelemben mozognak, az 50 szá-

**AZ S&P 500 ÉS AZ S&P 500 IT INDEXEIBŐL VETT MEGFIGYELÉSEK ESETÉN MUTATKOZÓ EPS-MEGLEPETÉS GYAKORISÁGÁNAK ELOSZLÁSA
(SZÜRKE = SEMLEGES HÍR)**



Forrás: Bloomberg-adatok alapján saját szerkesztés

zalék körüli szint már magasnak tekinthető a vizsgált esetek között. Ez nem annyira meglepő, hiszen a béta csupán a részvény piaci kockázatát fejezi ki, a különböző idioszinkratikus sokkok viszont jelentősen eltéríthetik a valós hozamokat a modell által előre jelzett értékektől. *Gospodinov és Robotti* (2013) szerint a hozamok predikciójára használt modellek ugyan jellemzően alacsony R^2 mutatókat eredményeznek, ezek gazdasági szempontból relevánsnak tekinthetők.

Az abnormális hozamok számítása és aggregálása

Ezzel el is érkeztünk a kutatás szempontjából legérdekesebb részhez, az abnormális hozamok számításához, amely a (4) egyenlet alapján történik. A hipotézisek teszteléséhez szükséges a kiszámított adatpontokat „Az abnormális hozamok mérése és tesztelése” című fejezet szerint aggregálni. A mintán belül alkotott három csoportot (jó, rossz és semleges hír) külön-külön célszerű vizsgálni, ezért az eseményablak minden periódusára kiszámítjuk a csoportok átlagos abnormális hozamait, az (5) egyenlet szerint. Kétféleképpen tesztelhető, hogy a meglepetés irányával meg egyezik-e az árfolyamok mozgása. Az egyik megoldás, hogy a teljes eseményablakra számított kumulált abnormális hozamot tekintjük $\overline{CAR}(-10,10)$. Feltételezve azonban, hogy az információ azonnal beépül az árfolyamokba, vagy hogy nem figyelhető meg bennfentes szignál, logikus választás erre $\overline{CAR}(0,1)$, illetve $\overline{CAR}(0,10)$ is, ahol csak az esemény után következő kereskedési napon, illetve napokban megfigyelt átlagos abnormális hozamokat kumuláljuk. Azt pedig, hogy megfigyelhető-e az árfolyamban a jelentés után momentum, értelemszerűen egy elcsúsztatott ablakkal célszerű vizsgálni, mint például $\overline{CAR}(2,10)$.

Az 1. táblázatban, illetve a 3. ábrán jól megfigyelhető a negyedéves jelentések részvényárfolyamra gyakorolt hatása. Egészen a

bejelentés előtti kereskedési napig minimális abnormális hozamok figyelhetők meg a jó és a semleges híreket tartalmazó csoportokban, és a várható értékek is nulla körül ingadoznak. Ugyanakkor a rossz hírek csoportjában az adatok alapján már a bejelentés nyilvánosságra hozatala előtti napokban jelentős kumulált abnormális hozamokat látunk, melyeknek a csúcsa a bejelentés előtti harmadik, illetve negyedik kereskedési napon van, ahonnan a bejelentésig korrekció figyelhető meg. Ezzel szemben a közzététel idején a két szélső csoport kumulált abnormális hozama a meglepetési irányának megfelelően kilő.

Jól látható, hogy még a jelentést követő kereskedési napon is erős a meglepetés hatása, amit a késői tőzsdei órákban vagy a zárás után történő közzétételek okoznak. Az S&P 500 IT index esetében mind a három hírcsoportban szélesebb skálán mozognak az abnormális hozamok az S&P 500 indexhez képest. A semleges hírekkel rendelkező megfigyelések csoportjában az eseményablak második szakaszán a rossz hírek csoportjához viszonyítva ugyan kisebb mértékben és az esemény ablak végére korrekciót mutatva, de a negatív tartományban, -1 százalékos szinten stabilizálódik a \overline{CAR} mind a két minta esetén.

A pozitív hírekkel rendelkező megfigyelések csoportjában a bejelentést követő második kereskedési naptól kezdve, az új információ beépülését követően már csak minimális változás figyelhető meg az abnormális hozamban. A „rossz” csoportban azonban, különösen az S&P 500 index esetén úgy tűnik, mintha a közzététel utáni napokban rövid ideig momentum alakulna ki.

A $\overline{CAR}(-10,10)$ értékekhez hasonlóan elemezhetők a kumulált átlagos abnormális hozamok bármilyen (τ_1, τ_2) intervallumon. A hipotézisvizsgálat során a 2. és 3. táblázat mutatja ezeket az eredményeket. Általában viszonylag hasonló mértékű abnormális hozamokat látunk az egyes csoportoknál. A semleges hí-

**A HÁROM MEGLEPETÉSKATEGÓRIA ÁTLAGOS ÉS KUMULÁLT ÁTLAGOS ABNORMÁLIS HOZAMAI
AZ ESEMÉNY KÖRÜLI IDŐSZAKBAN A KÉT RÉSZVÉNYINDEXBŐL VETT MINTA ESETÉN**

| τ | S&P 500 | | | | | |
|--------|---------|-------|--------------|-------|-----------|-------|
| | Jó hír | | Semleges hír | | Rossz hír | |
| | AR % | CAR % | AR % | CAR % | AR % | CAR % |
| -10 | 0,07 | 0,07 | -0,09 | -0,09 | -0,03 | -0,03 |
| -9 | -0,06 | 0,01 | 0,03 | -0,06 | -0,18 | -0,21 |
| -8 | 0,10 | 0,11 | -0,07 | -0,14 | -0,06 | -0,27 |
| -7 | 0,05 | 0,16 | 0,00 | -0,14 | -0,33 | -0,60 |
| -6 | 0,00 | 0,16 | -0,03 | -0,16 | -0,10 | -0,70 |
| -5 | -0,01 | 0,16 | -0,03 | -0,19 | -0,15 | -0,85 |
| -4 | -0,08 | 0,08 | 0,00 | -0,19 | -0,16 | -1,02 |
| -3 | 0,06 | 0,14 | 0,14 | -0,05 | 0,62 | -0,39 |
| -2 | 0,06 | 0,19 | 0,11 | 0,06 | 0,10 | -0,29 |
| -1 | -0,02 | 0,17 | -0,19 | -0,13 | 0,01 | -0,28 |
| 0 | 0,41 | 0,57 | -0,43 | -0,56 | -0,73 | -1,01 |
| 1 | 0,70 | 1,27 | -0,23 | -0,78 | -2,27 | -3,28 |
| 2 | 0,08 | 1,35 | 0,14 | -0,65 | -0,43 | -3,71 |
| 3 | -0,05 | 1,31 | 0,07 | -0,58 | -0,09 | -3,80 |
| 4 | -0,04 | 1,27 | -0,04 | -0,62 | -0,03 | -3,83 |
| 5 | -0,04 | 1,22 | -0,17 | -0,79 | -0,15 | -3,98 |
| 6 | -0,10 | 1,13 | 0,20 | -0,59 | -0,06 | -4,04 |
| 7 | 0,03 | 1,16 | 0,04 | -0,56 | -0,21 | -4,26 |
| 8 | 0,00 | 1,15 | 0,00 | -0,56 | 0,16 | -4,10 |
| 9 | 0,00 | 1,15 | 0,10 | -0,46 | -0,08 | -4,18 |
| 10 | -0,07 | 1,08 | -0,23 | -0,69 | 0,01 | -4,17 |

| τ | S&P 500 IT | | | | | |
|--------|------------|-------|--------------|-------|-----------|-------|
| | Jó hír | | Semleges hír | | Rossz hír | |
| | AR % | CAR % | AR % | CAR % | AR % | CAR % |
| -10 | 0,02 | 0,02 | -0,42 | -0,42 | -0,55 | -0,55 |
| -9 | -0,01 | 0,01 | -0,16 | -0,57 | -0,23 | -0,78 |
| -8 | 0,17 | 0,18 | 0,66 | 0,09 | -0,46 | -1,24 |
| -7 | -0,08 | 0,10 | 0,11 | 0,20 | -0,79 | -2,03 |
| -6 | 0,01 | 0,11 | -0,08 | 0,12 | -0,06 | -2,08 |
| -5 | 0,11 | 0,22 | -0,24 | -0,11 | -0,02 | -2,11 |

| τ | S&P 500 IT | | | | | |
|--------|------------|-------|--------------|-------|-----------|-------|
| | Jó hír | | Semleges hír | | Rossz hír | |
| | AR % | CAR % | AR % | CAR % | AR % | CAR % |
| -4 | -0,16 | 0,06 | -0,18 | -0,30 | -0,01 | -2,12 |
| -3 | 0,13 | 0,19 | 0,35 | 0,05 | -0,34 | -2,45 |
| -2 | 0,05 | 0,25 | -0,04 | 0,01 | 0,62 | -1,83 |
| -1 | 0,17 | 0,42 | -0,25 | -0,24 | 0,51 | -1,32 |
| 0 | 0,37 | 0,79 | -0,25 | -0,49 | 0,86 | -0,46 |
| 1 | 1,24 | 2,03 | -0,75 | -1,24 | -3,91 | -4,36 |
| 2 | -0,01 | 2,01 | -0,08 | -1,32 | 0,21 | -4,15 |
| 3 | 0,06 | 2,07 | -0,15 | -1,47 | 0,24 | -3,92 |
| 4 | -0,18 | 1,90 | 0,09 | -1,38 | 0,52 | -3,40 |
| 5 | -0,07 | 1,83 | -0,17 | -1,54 | -0,29 | -3,68 |
| 6 | -0,18 | 1,65 | -0,30 | -1,84 | -1,08 | -4,77 |
| 7 | 0,08 | 1,74 | 0,08 | -1,77 | 0,24 | -4,53 |
| 8 | 0,14 | 1,88 | 0,10 | -1,67 | 0,33 | -4,21 |
| 9 | 0,02 | 1,90 | 0,05 | -1,61 | -0,38 | -4,59 |
| 10 | -0,17 | 1,73 | 0,67 | -0,95 | 0,72 | -3,86 |

Forrás: saját szerkesztés

rek esetén is megfigyelhetünk esetenként nagyobb visszaesést is. Figyelembe véve azonban, hogy mindkét minta csoportjaiban érdemben magasabb a pozitív tartományba eső EPS-meglepetések aránya (lásd 2. ábra), ez valószínűleg a véletlen szerepe mellett annak is köszönhető, hogy a 2008-as gazdasági válságot követő felívelő gazdasági ciklusból származik a minta.

Hipotézisvizsgálat és az eredmények értelmezése

A 3. ábra elég látványosan prezentálja a megfigyelési csoportok átlagos abnormális hozamainak alakulását. A hipotéziseinket részben megerősíti, részben gyengíti ez a kép. Ahhoz viszont, hogy megállapítható legyen, valóban szignifikáns jelenségeket figyelhetünk-e meg, szükséges a hipotézisek statisztikai vizsgálata.

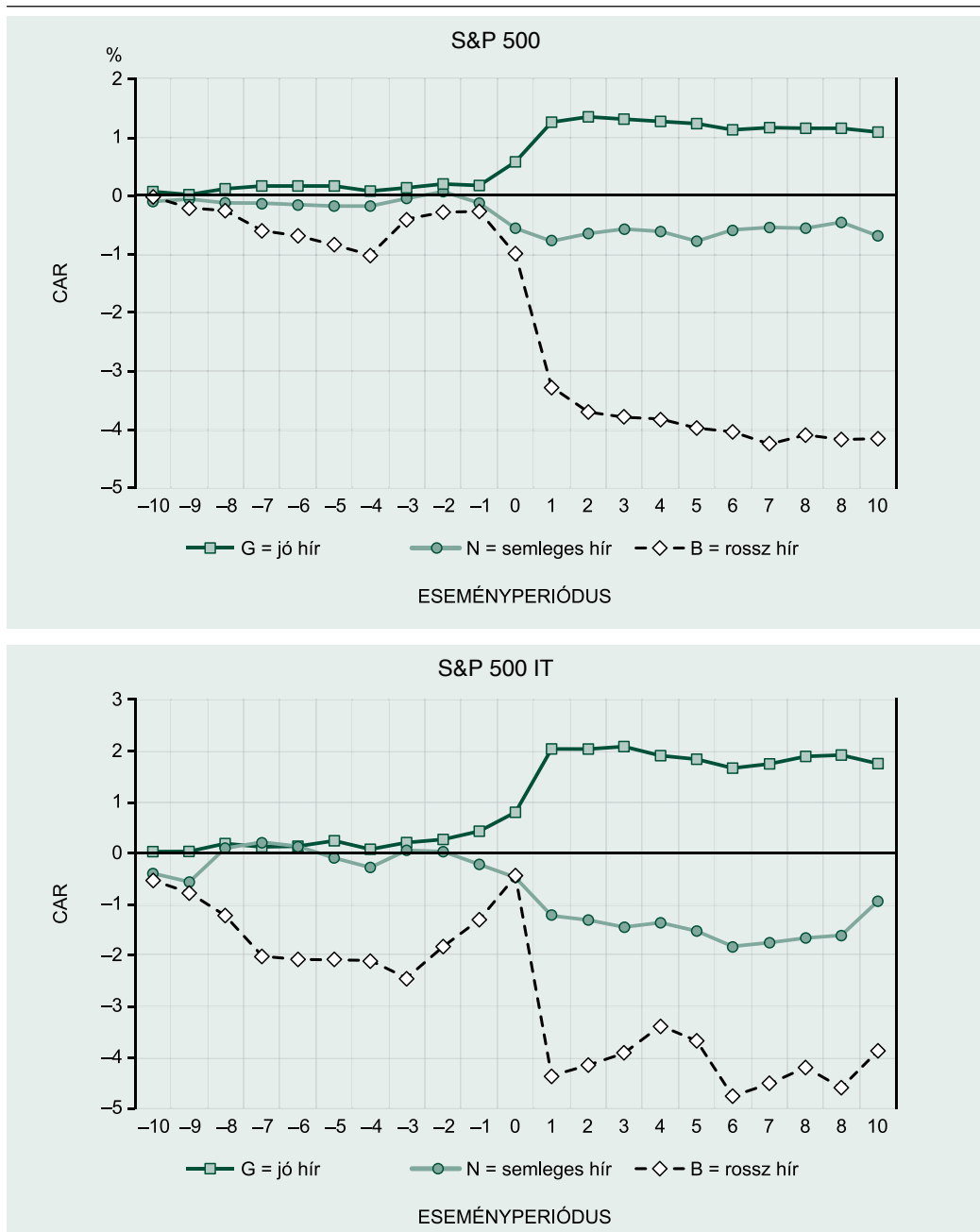
Árfolyam-reakciók a negyedéves jelentések hatására

Ahhoz, hogy megtudjuk, ezek az átlagok valóban szignifikánsan különböznek-e a nullától, egymintás Student-féle t -próbákat végeztünk. A tesztelt nullhipotézisek és alternatív hipotézisek a cikk első hipotézisének vizsgálatakor minden esetben a következő alakban írhatók fel:

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

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

**A HÁROM CSOPORT KUMULÁLT ÁTLAGOS ABNORMÁLIS HOZAMAI
AZ ESEMÉNY KÖRÜLI IDŐSZAKBAN A KÉT RÉSZVÉNYINDEXBŐL VETT MINTA ESETÉN
(G = JÓ HÍR, N = SEMLEGES HÍR, B = ROSSZ HÍR)**



Megjegyzés: A vízszintes tengelyen: a bejelentés/vállalati jelentés napjához viszonyított napok száma. 0 a bejelentés/vállalati jelentés napja.

Forrás: Bloomberg-adatok alapján saját szerkesztés

A 2. és 3. táblázat tartalmazza az S&P 500, illetve az S&P 500 IT indexből vett minta \overline{CAR} értékeit és szórásait (jelöli ezt a szórást, amely megegyezik a (12) egyenletben szereplő variancia négyzetgyökével), valamint a jó, rossz és semleges csoportokra különböző intervallumokra számított tesztstatisztikáit. Az eseményelemzés módszertana című fejezetben már említettük, hogy a kumulált átlagos abnormális hozamok varianciájának becslése a becslési időszakra a (7) egyenlet alapján számított $\hat{\sigma}_{e_i}^2$ hibatag-varianciák felhasználásával történik a (6) egyenlet szerint. Mivel a (6) egyenletben az elemszám négyzete szerepel a nevezőben, a kisebb elemszámú csoportok esetén általában nagyobb varianciát kapunk, ami növeli a nullhipotézis elfogadásának valószínűségét.

A módszertan leírása során említettük, hogy a variancia becslésében torzítást okoz az események dátumainak klasztereződése, ám ennek hatása elhanyagolható, ha nincs totális klasztereződés és nagyjából véletlenszerű a megfigyelések időbeli eloszlása. Az esemény jellegéből ítélve a negyedéves jelentések általában bő egyhónapos időszakra esnek. Néhány érték nem illik bele ebbe a mintázatba, mivel egyes vállalatok üzleti évei nem egyeznek meg a naptári évekkel. Az azonban semmiképp sem mondható, hogy totális klasztereződés lenne, mivel az elemzés 2,5 évet ölel fel és a jelentések dátumai még negyedéven belül is viszonylag széles intervallumon szóródnak.

Mivel kétoldali próbákkal vizsgáljuk a hipotéziseket, ezért $t_{0,975}$ jelöli a t -eloszlás 5 százalékos, $t_{0,995}$ pedig az 1 százalékos szignifikanciaszint mellett számított kritikus értékeit. Nyilvánvalóan ezek között a csoportok között is eltéréseket mutatnak, mivel minden esetben különböző $(N-1)$ a tesztek szabadságfoka. Mivel az eloszlás szimmetrikus, a baloldali kritikus értékek a jobboldaliak mínusz egyszerűsége felelnek meg, ezeket külön

nem tüntettük fel a táblázatban. A teszthez 5 százalékos szignifikanciaszintet alkalmazva tehát például a 2. táblázat első sorában az elfogadási tartomány a $-1,98$ és $1,98$ közötti zárt intervallum.

Az S&P 500 értékeit áttekintve az látható, hogy az előzetes várakozásoknak megfelelően a teljes eseményablak $(-10,10)$ intervallumán nagyon magas tesztstatisztikákat kapunk a jó és rossz hírt tartalmazó megfigyelések csoportjában és alacsony értéket a semleges jelentések esetén. Így az első két csoportban minden szokásos szignifikanciaszint mellett elvethető a nullhipotézis, míg az utóbbiban elfogadjuk azt. A negyedéves jelentések jelentős hatást fejtenek ki a részvényárfolyamok alakulására, és a meglepetés iránya egyértelműen meghatározza a kumulált átlagos abnormális hozamok előjelét is. Ha viszont az új információ semleges, akkor a \overline{CAR} nem tér el szignifikánsan a várható értékétől.

A negyedéves jelentés közzétételének napjától számított 11 napos $(0,10)$ intervallumon a pozitív és negatív hírek esetében még szignifikánsabban tér el 0-tól a \overline{CAR} , mint a teljes eseményablak esetén, míg a semleges hírek esetében továbbra sem tér el szignifikánsan 0-tól. A jelentéseket megelőző 10 napos $(-10,-1)$ intervallumon arra is választ kapunk, hogy vajon van-e a bennfentes információknak kiszivárgása abnormális hozamok formájában. Ezt mindegyik kategória esetében el lehet utasítani. A $(0,1)$ intervallumon a várakozásoknak megfelelő irányú és szignifikáns abnormális hozamokat találunk a pozitív és a negatív hírek esetében is. A semleges hírek csoportjának negatív irányú \overline{CAR} ($-0,65$ százalék) is szignifikáns (bár az értéke lényegesen kisebb a negatív híreknél tapasztaltnál). Az eredmények alapján egyik hírcsoportban sem találunk szignifikáns \overline{CAR} értékeket, a $(2,10)$ időszakon, így a bejelentéseket követően nem alakul ki szignifikáns momentum.

2. táblázat

AZ S&P 500 INDEXBŐL VETT MINTA KUMULÁLT ÁTLAGOS ABNORMÁLIS HOZAMAI ÉS EZEN HOZAMOK SZÓRÁSAI, TESZTSTATISZTIKÁK, KRITIKUS ÉRTÉKEK ÉS p -ÉRTÉKEK A JÓ, ROSSZ, ILLETVE SEMLEGES HÍRT TARTALMAZÓ CSOPORTOK ÉS KÜLÖNBÖZŐ IDŐINTERVALLUMOK ESETÉN

| S&P 500 | τ_1, τ_2 | | CAR, % | $s, \%$ | θ | $t_{0,975}$ | $t_{0,995}$ | p |
|--------------------------|------------------|----|--------|---------|----------|-------------|-------------|--------|
| Jó hír (N = 195) | -10 | 10 | 1,08 | 0,35 | 3,13 | 1,97 | 2,60 | 0,0020 |
| | 0 | 10 | 0,91 | 0,25 | 3,65 | 1,97 | 2,60 | 0,0003 |
| | 0 | 1 | 1,10 | 0,11 | 10,34 | 1,97 | 2,60 | 0,0000 |
| | 2 | 10 | -0,19 | 0,23 | -0,83 | 1,97 | 2,60 | 0,4051 |
| Semleges hír (N = 77) | -10 | 10 | -0,69 | 0,50 | -1,39 | 1,99 | 2,64 | 0,1695 |
| | 0 | 10 | -0,56 | 0,36 | -1,55 | 1,99 | 2,64 | 0,1243 |
| | 0 | 1 | -0,65 | 0,15 | -4,26 | 1,99 | 2,64 | 0,0001 |
| | 2 | 10 | 0,09 | 0,33 | 0,29 | 1,99 | 2,64 | 0,7724 |
| Rossz hír (N = 28) | -10 | 10 | -4,17 | 0,95 | -4,40 | 2,05 | 2,77 | 0,0002 |
| | 0 | 10 | -3,89 | 0,69 | -5,67 | 2,05 | 2,77 | 0,0000 |
| | 0 | 1 | -3,00 | 0,29 | -10,27 | 2,05 | 2,77 | 0,0000 |
| | 2 | 10 | -0,89 | 0,62 | -1,43 | 2,05 | 2,77 | 0,1636 |

Forrás: saját szerkesztés

3. táblázat

AZ S&P 500 IT INDEXBŐL VETT MINTA KUMULÁLT ÁTLAGOS ABNORMÁLIS HOZAMAI ÉS EZEN HOZAMOK SZÓRÁSAI, TESZTSTATISZTIKÁK, KRITIKUS ÉRTÉKEK ÉS p -ÉRTÉKEK A JÓ, ROSSZ, ILLETVE SEMLEGES HÍRT TARTALMAZÓ CSOPORTOK ÉS KÜLÖNBÖZŐ IDŐINTERVALLUMOK ESETÉN

| S&P 500 IT | τ_1, τ_2 | | CAR, % | $s, \%$ | θ | $t_{0,975}$ | $t_{0,995}$ | p |
|--------------------------|------------------|----|--------|---------|----------|-------------|-------------|--------|
| Jó hír (N = 221) | -10 | 10 | 1,73 | 0,42 | 4,15 | 1,97 | 2,60 | 0,0000 |
| | 0 | 10 | 1,31 | 0,30 | 4,36 | 1,97 | 2,60 | 0,0000 |
| | 0 | 1 | 1,61 | 0,13 | 12,54 | 1,97 | 2,60 | 0,0000 |
| | 2 | 10 | -0,30 | 0,27 | -1,09 | 1,97 | 2,60 | 0,2748 |
| Semleges hír (N = 61) | -10 | 10 | -0,95 | 0,68 | -1,39 | 2,00 | 2,66 | 0,1701 |
| | 0 | 10 | -0,71 | 0,49 | -1,44 | 2,00 | 2,66 | 0,1562 |
| | 0 | 1 | -1,00 | 0,21 | -4,76 | 2,00 | 2,66 | 0,0000 |
| | 2 | 10 | 0,29 | 0,45 | 0,66 | 2,00 | 2,66 | 0,5137 |
| Rossz hír (N = 18) | -10 | 10 | -3,86 | 1,41 | -2,75 | 2,11 | 2,90 | 0,0137 |
| | 0 | 10 | -2,54 | 1,02 | -2,50 | 2,11 | 2,90 | 0,0231 |
| | 0 | 1 | -3,04 | 0,43 | -7,01 | 2,11 | 2,90 | 0,0000 |
| | 2 | 10 | 0,50 | 0,92 | 0,54 | 2,11 | 2,90 | 0,5931 |

Forrás: saját szerkesztés

Az S&P 500 IT hasonló eredményeket mutat. Bár a kumulált aggregált hozamok valamivel nagyobb értékeket vesznek fel, ám ebben az esetben a negatív hírekhez tartozó \overline{CAR} többször csak 95 százalékos konfidenciaszint mellett szignifikáns. A $(-10,10)$ intervallumon egyértelműen elutasítható a nullhipotézis a pozitív hírek csoportjában, ám a negatív meglepetések kategóriájában már csak 95 százalékos konfidenciaszinten különbözik 0-tól a kumulált abnormális hozam. A semleges negyedéves jelentéseknél hasonlóan az S&P 500-hoz a kumulált abnormális hozamok nem térnek el szignifikánsan 0-tól. Ezzel lényegében azonos megállapításokra jutunk, ha a közzétételi dátumtól kezdve vizsgáljuk az abnormális hozamokat a $(0,10)$ intervallumon.

A jelentéseket megelőző 10 napos $(-10,-1)$ intervallumon sem találunk szignifikáns \overline{CAR} -t a jó, rossz és a semleges jelentések csoportjában. A $(0,1)$ intervallum hasonló és szignifikáns eredményeket mutat, mint az S&P 500 a pozitív és a negatív hírek esetében is. A semleges kategória ugyanakkor itt is szignifikánsan negatív \overline{CAR} értékeket produkál (bár jóval kisebbet a negatív hírekhez viszonyítva). Az árreakció mértéke ennél az indexnél a pozitív hírek kategóriájában valamivel nagyobb, mint az S&P 500 esetén, a negatív híreket pedig lényegében ugyanolyan mértékű árreakció követi mindkét index esetében. A vállalati jelentéseket követő gyors árreakció utáni időszak a $(2,10)$ intervallumon itt sem mutat szignifikáns abnormális hozamokat, nem alakul ki trend.

Összefoglalva a bemutatott eredményeket, az elemzés azt támasztja alá, hogy a kiválasztott mintában lévő részvények piaca közepesen hatékony. Az első hipotézis első állítását elfogadjuk: a vállalati eredmények közzétételét az EPS-meglepetés irányának megfelelő azonnali és szignifikáns árreakció követi. Ugyanakkor a hipotézis második állítását elutasítjuk, mivel a $(2,10)$ intervallumon már nincs szignifikáns kumulált abnormális hozam.

Különbszések az EPS-meglepetés hatásában

A cikk második hipotézise szerint a technológiai szektorban nem azonosak a meglepetés hatására megfigyelhető kumulált átlagos abnormális hozamok a másik minta értékeivel, és a technológiai részvények esetén nagyobb a nullától való eltérés, mivel vélhetően bizonytalansabb az iparágban a vállalatok értékelése.

Annak tesztelésére, hogy a két minta jó és rossz csoportjaiban a kumulált átlagos abnormális hozamok egymástól szignifikánsan különböznek-e kétmintás t -próba használható. [Hunyadi és Vita (2008) 7. fejezete alapján]. A két minta varianciái statisztikailag eltérőnek bizonyultak, így a kétmintás t -próbát a $(-10,10)$ intervallumon mért kumulált abnormális hozamokra alkalmazzuk. Ez esetben a következő hipotézispárt vizsgáljuk:

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

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

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

$$t = \frac{\overline{CAR}_{SP}(-10,10) - \overline{CAR}_{SPIT}(-10,10)}{\sqrt{S_{SP}^2/N_{SP} + S_{SPIT}^2/N_{SPIT}}} \quad (14)$$

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

A 4. táblázat alapján a t -statisztika a jó hírek csoportjában $-17,32$, a semleges hírek esetében $2,45$, míg a rossz hírekében $-0,81$. A jó és a semleges hírek esetében minden szokásos szignifikanciaszint mellett elutasítható a nullhipotézis, azaz a megfigyelt kumulált átlagos abnormális hozamok statisztikailag eltérnek egymástól. Ugyanakkor a rossz hírek csoportjában a nullhipotézist fogadjuk el min-

**AZ S&P 500 ÉS AZ S&P 500 IT INDEXBŐL VETT MINTÁK KUMULÁLT ÁTLAGOS
ABNORMÁLIS HOZAMAI KÖZÖTTI ELTÉRÉS t-STATISZTIKÁI A JÓ, ROSSZ, ILLETVE SEMLEGES HÍRT
TARTALMAZÓ CSOPORTOK ESETÉN A (–10,10) INTERVALLUMON**

| | t-stat | Szabadságfok | t _{0,975} | t _{0,995} |
|--------------|--------|--------------|--------------------|--------------------|
| Jó hír | –17,32 | 412,50 | –1,97 | 1,97 |
| Semleges hír | 2,45 | 106,48 | –1,98 | 1,98 |
| Rossz hír | –0,81 | 26,93 | –2,06 | 2,06 |

Forrás: saját szerkesztés

den szokásos szignifikanciaszint mellett, azaz a megfigyelt kumulált hozamok statisztikailag megegyeznek.

A második hipotézisre nézve ez vegyes jelentéstartalommal bír, hiszen a pozitív hírek csoportjában szignifikánsan nagyobb a technológiai részvények árfolyam-reakciója a negyedéves jelentések körüli időszakban, viszont a negatív meglepetések esetében nincs szignifikáns különbség a két csoport között. Az elemzés pontosságát és erejét ugyanakkor befolyásolhatja az, hogy a negatív hírek csoportjaiba mindösszesen 28, illetve 18 részvény került, ezért valószínűleg a megfigyelt jelenség magyarázatához szélesebb mintára lenne szükség, hogy minden megfigyelt csoportba kellő számú megfigyelt részvény legyen.

ÖSSZEGZÉS ÉS KITEKINTÉS

A tanulmány kutatási kérdései a vállalatok negyedéves jelentései hatásának vizsgálatára irányultak. Ehhez az S&P 500 és az S&P 500 IT indexek legnagyobb 30–30 tagjának 10 negyedéves jelentéséből álló, 300–300 elemű mintáit elemeztük. A mintákat további alcsoportokra bontottuk aszerint, hogy az egy részvényre jutó eredményben megfigyelhető meglepetés jó, rossz vagy semleges hírt jelent a piac számára.

Az első vizsgált hipotézisünk első állítását

elfogadjuk: pozitív vagy negatív EPS-meglepetések esetén azzal azonos előjelű, 0-tól szignifikánsan eltérő gyors és szinte teljes árreakció történik. Ugyanakkor a hipotézis második állítását elutasítjuk, mert a második naptól kezdve már nem figyelhető meg a meglepetés hatása,⁵ nem alakul ki trend a jelentéseket követően.

A második vizsgált hipotézis elemzésével a pozitív hírek csoportjában alátámasztást nyert, hogy az EPS-meglepetésekre szignifikánsan nagyobb a technológiai részvények árfolyam-reakciója, viszont a negatív meglepetések esetében nincs szignifikáns különbség a két csoport között.

A rossz hírek alacsony elemszáma mindkét hipotézis eredményeinek értelmezésekor óvatosságra ad okot, és érdemes lenne egy későbbi elemzést egy nagyobb elemszámú mintán elvégezni, hogy minden csoportban kellő számú megfigyelés álljon rendelkezésre. Kevésbé likvid részvényekre, illetve kisebb piacokra is érdemes lenne alkalmazni a cikkben leírt elemzési technikákat. Ugyanakkor itt már a csoportonként szükséges, kellően nagyszámú megfigyelés megléte mellett további módszertani problémák is felmerülnének. Valószínűleg a kisebb cégek jóval kisebb elemzői lefedettséggel rendelkeznek, ami miatt az EPS-előrejelzések hiányosak vagy nagyon egyoldalúak lennének, és sokkal kevésbé tükröznék a piaci várakozásokat.

JEGYZETEK

- ¹ Köszönjük Csóka Péternek és Pintér Miklósnak értékes megjegyzéseiket és tanácsaikat. Köszönettel tartozunk továbbá Berlinger Edinának, Lovas Anitának, Váradi Katának és Lublőy Ágnesnek, akik számos megjegyzésükkel, javaslatukkal segítettek munkánkat, továbbá egy anonim bírálónak a hasznos észrevételeiért. Természetesen a cikkben található minden hibáért, illetve a következtetésekért és véleményekért kizárólag a szerzők felelősek. Kutatásunk során semmilyen külső anyagi támogatást nem vettünk igénybe, és nincsenek olyan pénzügyi vagy egyéb érdekeltségeink, amelyek befolyásolták volna eredményeinket és következtetéseinket.
- ² Az osztalékok alakulásáról, valamint a részvények árazásáról lásd például Havran et al. (2015).
- ³ Erre egy példa a negyedéves jelentések közzétételének időpontja, amikor a pontos információk nagyon széles körben válnak elérhetővé, amely időlegesen megnöveli a részvény likviditását (Váradi et al., 2012).
- ⁴ Elérhetőség: Zacks, <https://www.zacks.com/stocks/> (letöltve: 2018. 10. 01.)
- ⁵ A (2,10) intervallumon már nem találunk 0-tól szignifikánsan különböző kumulált abnormális hozamokat.

IRODALOM

- AKERLOF, G. A., SHILLER, R. J. (2011). *Animal Spirits. Avagy a lelki tényezők szerepe a gazdaságban és a globális kapitalizmusban*. Budapest, Corvina
- BALL, R., BROWN, P. (1968). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2), pp. 159–178
- BARBERIS, N., SHLEIFER, A., VISHNY, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), pp. 307–343
- BERNARD, V. L., THOMAS, J. K. (1989). Post-Earnings-Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium?. *Journal of Accounting Research*, 27, pp. 1–36
- BINDER, J. J. (1998). The Event Study Methodology Since 1969. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 11(2), pp. 111–137
- BOEHMER, E., MUSUMECI, J., POULSEN, A. B. (1991). Event-study methodology under conditions of event-induced variance. *Journal of Financial Economics*, 30(2), pp. 253–272
- CABLE, J., HOLLAND, K. (1999). Modelling normal returns in event studies: a model-selection approach and pilot study. *The European Journal of Finance*, 5(4), pp. 331–341
- CHAN, L. K. C., JEGADEESH, N., LAKONISHOK, J. (1996). Momentum Strategies. *The Journal of Finance*, 51(5), pp. 1681–1713
- CHAN, L. K. C., KARCESKI, J., LAKONISHOK, J. (2007). Analysts' Conflict of Interest and Biases in Earnings Forecasts. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(4), pp. 893–914
- CHEN, H.-Y., CHOU, P.-H., HSIEH C.-H. (2018). Persistency of the momentum effect. *European Financial Management*, 24(5), pp. 856–892
- CHORDIA, T., GOYAL, A., SADKA, G., SADKA, R. (2009). Liquidity and the Post-Earnings-

- Announcement Drift. *Financial Analysts Journal*, 65(4), pp. 18–32
- CHORDIA, T., SUBRAHMANYAM, A., TONG, Q. (2014). Have capital market anomalies attenuated in the recent era of high liquidity and trading activity?. *Journal of Accounting and Economics*, 58(1), pp. 41–58
- CORRADO, C. J. (2011). Event studies: A methodology review. *Accounting & Finance*, 51(1), pp. 207–234
- DANIEL, K., HIRSHLEIFER, D., SUBRAHMANYAM, A. (1998). Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions. *The Journal of Finance*, 53(6), pp. 1839–1885
- DANIEL, K., TITMAN, S. (1999). Market Efficiency in an Irrational World. *Financial Analysts Journal*, 55(6), pp. 28–40
- DANIEL, K. D., HIRSHLEIFER, D., SUBRAHMANYAM, A. (2001). Overconfidence, Arbitrage, and Equilibrium Asset Pricing. *The Journal of Finance*, 56(3), pp. 921–965
- DEHAAN, E., SHEVLIN, T., THORNOCK, J. (2015). Market (in)attention and the strategic scheduling and timing of earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics*, 60(1), pp. 36–55
- DOYLE, J. T., MAGILKE, M. J. (2015). *The Strategic Timing of Management Forecasts*. [Online] Available at: <http://ssrn.com/abstract=1479867> (Hozzáférés dátuma: 21 április 2016)
- FAMA, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), pp. 383–417
- FAMA, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), pp. 1575–1617.
- FAMA, E. F. (1998). Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*, 49(3), pp. 283–306
- FAMA, E. F., FISHER, L., JENSEN, M. C., ROLL, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 10(1), pp. 1–21
- FAMA, E. F., FRENCH, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(2), pp. 427–465
- FAMA, E. F., FRENCH, K. R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), pp. 55–84
- FRANCIS, J., LAFOND, R., OLSSON, P., SCHIPPER, K. (2007). Information Uncertainty and Post-Earnings-Announcement-Drift. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(3–4), pp. 403–433
- GOSPODINOV, N., ROBOTTI, C. (2013). Asset Pricing Theories, Models, and Tests. In: H. K. Baker, G. Filbeck, szerk. *Portfolio Theory and Management*. Oxford University Press, pp. 46–72
- GROSSMAN, S. J., STIGLITZ, J. E. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70(3), pp. 393–408
- HAVRAN, D., LOVAS A., BEREZVAI Z. (2015). *Vállalati pénzügy (SPM, SKM): Gondolkodtató és gyakorló feladatok gyűjteménye*, Budapest, Befektetések és Vállalati Pénzügyi Tanszék Alapítványa
- HIRSHLEIFER, D. (2001). Investor psychology and asset pricing. *The Journal of Finance*, 56(4), pp. 1533–1597
- HOU, K., PENG, L., XIONG, W. (2009). *A Tale of Two Anomalies: The Implication of Investor Attention for Price and Earnings Momentum*.

- [Online] Available at: <http://ssrn.com/abstract=976394> [Hozzáférés dátuma: 26 április 2016]
- HUNYADI L., VITA L. (2008). *Statisztika II*. Budapest: Aula
- JEGADEESH, N., TITMAN, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), pp. 65–91
- KOTHARI, S. P., WARNER, J. B. (2007). Econometrics of Event Studies. In: B. E. Eckbo, szerk. *Handbook of Corporate Finance. Empirical Corporate Finance*. North Holland, pp. 3–36
- KUMAR, A. (2009). Hard-to-Value Stocks, Behavioral Biases, and Informed Trading. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(6), pp. 1375–1401
- LEIPPOLD, M., LOHRE, H. (2012). International price and earnings momentum. *The European Journal of Finance*, 18(6), pp. 535–573
- LINTNER, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), pp. 587–615
- MAIO, P., PHILIP, D. (2018). Economic activity and momentum profits: further evidence. *Journal of Banking and Finance*, 88, pp. 466–482
- MACKINLAY, A. C. (1997). Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), pp. 13–39
- MALKIEL, B. G. (2005). Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later. *The Financial Review*, 40(1), pp. 1–9
- PATELL, J. M., WOLFSON, M. A. (1984). The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements. *Journal of Financial Economics*, 13(2), pp. 223–252
- RAO, S. V. D. N., SREEJITH, U. (2014). Event Study Methodology: A Critical Review. *The Macrotheme Review*, 3(1A), pp. 40–53
- SERRA, A. P. (2004). *Event Study Tests: A Brief Survey*. [Online] Available at: <http://ssrn.com/abstract=1066816> [Hozzáférés dátuma: 28 április 2016]
- SHARPE, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), pp. 425–442
- VÁRADI, K., GYARMATI Á., LUBLÓY Á. (2012). Virtuális árhatás a Budapesti Értéktőzsdén. *Közgazdasági Szemle*, 59(5), 508–539
- ZHANG, X. F. (2006). Information Uncertainty and Stock Returns. *The Journal of Finance*, 41(1), pp. 105–136