



Közzététel: 2022. április 12.

A tanulmány címe:

Megasportesemények hatása a tőzsdei árfolyamokra

Szerzők:

FÜRÉSZ DIÁNA IVETT,

a Pécsi Tudományegyetem adjunktusa

E-mail: furesz.diana@tk.pte.hu

RAPPAI GÁBOR,

az MTA doktora, a Pécsi Tudományegyetem egyetemi tanára

E-mail: rappai@tk.pte.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2022.4.hu0325>

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) *Statisztikai Szemle* c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:
„*Forrás: Statisztikai Szemle* c. folyóirat 100. évfolyam 4. számában megjelent, **Fürész Diána Ivett, Rappai Gábor** által írt, **'Megasportesemények hatása a tőzsdei árfolyamokra'** című tanulmány (link csatolása)”
7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Fűrész Diána Ivett – Rappai Gábor

Megasportesemények hatása a tőzsdei árfolyamokra*

Stock market reactions to mega sporting events

FÜRÉSZ DIÁNA IVETT,
a Pécsi Tudományegyetem adjunktusa
E-mail: furesz.diana@ktk.pte.hu

RAPPAI GÁBOR,
az MTA doktora, a Pécsi Tudományegyetem
egyetemi tanára
E-mail: rappai@ktk.pte.hu

A megasportesemények tőkepiaci hatásának vizsgálata a sportgazdasági kutatások egyre jelentősebb területét képezi. A 2020-as tokiói nyári olimpia az eddigi „szokványos” eseményeken (rendezési jog elnyerése és megnyitóünnepség) túl lehetővé teszi a halasztás bejelentésének vizsgálatát is. A szerzők tanulmányukban egyrészt e 3 esemény 13 vállalat részvényeire gyakorolt tőkepiaci hatását helyezik eseményelemzés útján górcső alá, másrészt, a magyar szakirodalom eddigi hiátusát betöltve, azokat a paraméteres és nemparaméteres eljárásokat ismertetik, melyek e hatásokra jelentkező abnormális hozamok szignifikáns voltának tesztelésére szolgálnak. Elemzésük alátámasztja, hogy a negatív hírek hatása sokkal intenzívebben jelentkezik a tőkepiacon, mint a szinte biztosra vett pozitív információ.

TÁRGYSZÓ: eseményelemzés, abnormális hozam, tőkepiac

Studying the impact of a sport mega-event on the stock market is an increasingly important area of research in sports economics. In addition to the ‘regular’ events (announcement of the host city of the Olympic Games and the opening ceremony), Tokyo 2020 Summer Olympics allows for an investigation of the postponement of the Games. Using event analysis in their study, the authors examine the stock market impact of these three events on the shares of 13 companies. In addition, the significance of abnormal returns resulting from such events is tested by presenting parametric and non-parametric procedures, thus filling the gap in the Hungarian literature. The results suggest that the effect of negative news on the stock market is much more intense than that of almost certain positive information.

KEYWORD: event study methodology, abnormal returns, stock market

* Jelen tanulmány az Innovációs és Technológiai Minisztérium Nemzeti Kutatási Fejlesztési és Innovációs Alapból nyújtott támogatásával, a TKP2021-NKTA-19 számú pályázati projekt finanszírozásában készült.

A regionális gazdaságtani kutatások központi kérdése, hogy milyen módon és mértékben képes befolyásolni egy megaesemény¹ egy adott térség gazdaságát. Számos írást olvashatunk például arról, hogy milyen időszakban és időtartamban lehet hatásuk a világhiállításoknak vagy a világméretű kulturális eseményeknek (*Lee et al.* [2014], *Lee–Mjælde–Kwon* [2017], *Liang et al.* [2016], *McHone–Rungeling* [2000], *Yu–Wang–Seo* [2012]), de találunk elemzéseket ezek tovagyűrűző (spill-over) hatásáról is: egyre gyakrabban jelennek meg a beruházásgazdaságossági megfontolások között a társadalmi és munkaerőpiaci pozitív következmények, valamint az események érdekében létrehozott infrastruktúra továbbhasznosításának lehetőségei (*Caiazza–Audretsch* [2015], *Feddersen–Maennig* [2013], *Hayduk–Rewilak* [2021], *Leeds* [2008]). Természetesen a vizsgált tényezők, hatások köre ennél szélesebb, ám ezek bemutatása meghaladja a tanulmány kereteit.

Az előbbieken említett megaesemények közül valószínűleg a leginkább kutatott rendezvények az olimpiai játékok.² A rendezést megalapozó szakértői tanulmányok, illetve a bulvármédiában megjelenő, a tudományosság látszatát keltő, de nem ritkán politikai indíttatású véleménycikkek mellett több valóban korrekt és a tudományos kutatás követelményrendszerének megfelelő publikáció is foglalkozik a témával (*Lee–Mjælde–Kwon* [2017]; *Preuss* [2007], [2011]; *Spilling* [1996]; *Tien–Lo–Lin* [2011]). Ezek a cikkek nagyobb részt azt a kérdést vizsgálják, hogy egy olimpia megrendezésének primer hatása, vagyis a bevételek és a kiadások elsődleges egyenlege miként alakul, emellett esetlegesen kitérnek a hátrahagyott infrastruktúra és ingatlanvagyon hasznosíthatóságára is. Viszonylag kevés olyan tanulmányt olvashatunk azonban, amely egy olimpia nemzetgazdaságra gyakorolt elsődleges hatása mellett azt kívánja elemezni, hogy milyen értéknövekedés megy végbe az olimpiai játékok megrendezésében erősen involvált cégek, tehát a beruházók, a játékokat szponzorálók vagy éppen a játékok alatti szolgáltatásokat kizárólagosan nyújtók saját tőkéjében. Ha ki is tér valamely elemzés erre a kérdéskörre, a válasz általában elég sematikus: az a kevés gigacég, amely hozzáfér az olimpiai „bizniszhez”, extraprofitot realizál. De vajon ez tényleg így van? Tanulmányunkban erre a kérdésre keressük a választ.

Nem feltétlenül kellett sportrajongónak lenni ahhoz, hogy értesüljünk a XXXII. nyári olimpiai játékok történéseiről, hiszen a világ legnagyobb eseménye-

¹ *Müller* [2015] szerint a megaesemény fogalmának definiálása meglehetősen nehézkes és vitás a szakirodalomban. A szerzők azonban egyetértenek abban, hogy méretében az jóval nagyobb, mint egy „normál” esemény. A vita, illetve a meghatározás nehézsége a nagyság különböző dimenzióiból fakad.

² Mint az irodalomjegyzékből is látszik, a nemzetközi szakirodalom nem következetes, egyaránt használja a „mega sport event” és a „sport mega-event” elnevezést.

ként számon tartott rendezvény 2021-ben is hatalmas népszerűségnek örvendett. A tokiói olimpiát, illetve az azt megelőző várakozást viszont beárnyékolta egy, a sporttól teljesen távol álló jelenség, a Covid19-pandémia. Ki ne emlékezne ugyanis a 2020-as év elején felröppenő hírekre, miszerint a játékokat biztosan nem lehet megrendezni a tervezett időben. A kérdés „csupán” az volt, elégséges-e a halasztás, vagy végérvényesen törölni kell az eseményt. A végső döntés meglehetősen későn született meg arról, hogy a 2020-as nyári olimpiai játékokat 2021 nyarán rendezik meg. Ennek oka nem csupán egészségügyi, hanem gazdasági és politikai érvekre, ellenérvekre is visszavezethető. Annak ellenére ugyanis, hogy a halasztásról már 2020. március 20-án döntött a Nemzetközi Olimpiai Bizottság, a japán lakosság heves tiltakozása a játékokat közvetlenül megelőző hetekben (napokban) gyakorlatilag a versenyek kezdetéig bizonytalanságban tartotta a sportrajongókat.

Tanulmányunk aktualitásához az olimpia lebonyolítása körül kialakult anomáliák, szokatlan események és híresztelések is hozzájárulnak. A 2021-ben megrendezett 2020-as nyári olimpia minden eddiginél több gazdasági kérdést vet fel és vizsgálatot inspirál; hiszen nemcsak a rendezést megelőző hatalmas beruházások generálta hozam, illetve a halasztás okozta negatív hozadék szolgál a kutatások alapjául, hanem az is, hogy negatívan érinti-e a nagy szponzorcégek árfolyamait az, hogy a pandémia ellenére is támogatják az olimpia megrendezését. Az előbbieket alapján ezért azt gondoljuk, hogy a Tokió 2020 nyári olimpiai játékok tőzsdére gyakorolt hatásának vizsgálata önmagában is értékes eredményeket szolgáltathat, így dolgozatunkban arra törekszünk, hogy az eseményelemzés módszertanát (event study methodology, ESM) alkalmazva választ adjunk arra, hogy milyen hatást, mekkora abnormális hozamot váltanak ki az olimpiához kapcsolódó legfontosabb hírek az annak megrendezésében legnagyobb mértékben érintett vállalatok részvényárfolyamának alakulására. Abnormális hozamnak tekintjük azt a hozamtöbbletet, vagy -elmaradást, amely kifejezetten a vizsgált esemény hírének tudható be, vagyis nem magyarázható azzal a tőkepiaci modellel, amely a korábbi időszakban hatékonyan leírta az árfolyamhozam alakulását.

A tanulmány következő fejezetében bemutatjuk, hogy milyen sportgazdasági kérdések megválaszolásához használták eddig az általunk is alkalmazott ESM-t. Ezután, mivel az ESM nem ismeretlen az olvasóközönség előtt, csak röviden foglalkozunk össze az azzal kapcsolatos legfontosabb fogalmakat, illetve a modellspecifikációs megfontolásokat. Tekintettel arra, hogy a hatásvizsgálat során alkalmazandó próbák korrekt leírása hiányzik a magyar szakirodalomból, ezekre is részletesen kitérünk. A módszerek ismertetését követően bemutatjuk az empirikus adatokon (tőzsdei árfolyamokon) alapuló paraméterbecslési és hipotézisvizsgálati eredményeket, melyek interpretálása lehetővé teszi néhány általános következtetés megfogalmazását.

1. Eseményelemzés a megasportesemények hatásvizsgálatában

A sportgazdaságban egyre inkább elterjedő ESM-kutatások alapvetően három típusú eseményt vizsgálnak: 1. egy megasportesemény rendezési joga elnyerésének, 2. egy mérkőzés vagy verseny eredményének, illetve 3. egy sportoló átigazolásának vagy edző/menedzser kinevezésének/leváltásának összefüggéseit az érintett cég(ek) részvényárfolyamával (Fűrész–Rappai [2020]). Mivel jelen munkánkban a megasportesemények tőzsdei hatásait vizsgáljuk, szakirodalmi áttekintésünk csak az első területtel foglalkozó, egyébiránt az eseményelemzést alkalmazó tanulmányok jelentős hányadának alapjául szolgáló kutatásokra összpontosít.

A sporteseményre vonatkozó hírek és egy vállalat pénzügyi mutatói közötti kapcsolat vizsgálata nem újkeletű a sportgazdasági elemzésekben. Az olimpiai játékok rendezési jogának elnyerésére adott tőzsdei reakciót először Berman *et al.* [2000], valamint Veraros *et al.* [2004] tanulmányozták. Berman *et al.* [2000] azt várták, hogy Sydney nevének bejelentése után az ausztrál tőzsde fellendül, és a 2000. évi nyári olimpiai játékok szervezésében részt vevő vállalatok tőzsdei árfolyama emelkedik. Kutatásuk eredménye azonban nem volt egyértelmű, ugyanis a tőzsdei árfolyamok emelkedését csak az olimpia infrastrukturális fejlesztési projektjeiben közvetlenül közreműködő vállalatoknál mutatták ki. A bejelentésnek összességében nem volt szignifikáns hatása a tőzsdére. Veraros *et al.* [2004] két, a 2004. évi athéni nyári olimpiai játékok megrendezésére pályázó várost vizsgálva szignifikáns pozitív abnormális hozamot találtak az athéni tőzsde esetében, míg a milánóinál nem tártak fel szignifikáns összefüggést.

A sportgazdasági kutatások módszertanának fejlődésével párhuzamosan egyre több tanulmány foglalkozik egynél több esemény elemzésével. Például Martins–Serra [2011] dolgozata nemzetközi sport- és kulturális eseményeket vett górcső alá, míg más cikkek több olimpia hatásait elemezték (Dick–Wang [2010], Mirman–Sharma [2010]). Martins–Serra [2011] érdekes eredményre jutottak olyan rangos eseményekre kiterjedő kutatásukban, mint a nyári és téli olimpiai játékok, a labdarúgó-világbajnokság, a labdarúgó-Európa-bajnokság, valamint világ- és szakkiállítások: abban az esetben, amikor az olimpia rendezési jogának elnyerése nagy meglepetést okoz a hazai befektetők számára, szignifikáns piaci hatás mutatható ki, amely pozitív a kandidálást elnyerő ország számára, és negatív az azt elveszítőre. Tovább bővítve a vizsgált események körét, más tanulmányok a végső jelöltek mellett a kezdeti pályázókat is figyelembe vették. Dick–Wang [2010] az 1988 és 2004 közötti időszak 15 nyári és téli olimpiáját tanulmányozva arra a következtetésre jutottak, hogy a nyári megasportesemények megrendezésére irányuló sikeres pályázatok pozitív, ám az országok gazdasági helyzetétől függően különböző hatással jártak. Megállapításaik szerint minél gazdagabb a rendező ország, annál kisebb lesz a gazdaságára gyakorolt hatás. Ellentétben a nyári játékokkal, a szerzők a téli olimpiák esetében nem mutattak ki

jelentős összefüggést. *Mirman–Sharma* [2010] ezzel szemben az 1996–2010-es időszak olimpiáit vizsgálva csupán a téli játékok esetében találtak szignifikáns (negatív) piaci reakciót.

Az előbbiekben ismertetett kutatások eredményei alapján egy-egy megasport-esemény tőzsdei hatása közel sem nevezhető evidensnek, tehát a támogatók az ún. „hagyományos (vis maior-mentes) rendezés esetén sem lehetnek biztosak a pozitív tőzsdei reakcióban. Tanulmányunkban a XXXII. nyári olimpiai játékokat a Covid19-pandémia miatt az eddigi kutatásoktól eltérő módon vizsgáljuk, nem csupán a rendezés hivatalos bejelentésére, de a halasztás nyilvánosságra hozatalára, valamint a játékok kezdetére is figyelmet fordítunk. Mielőtt azonban bemutatnánk a kutatás során alkalmazott módszertant, valamint az eseményelemzésünk eredményeit, a tanulmány aktualitását és érdekességét szolgáló legfontosabb híreket ismertetjük.

Mint a bevezetésben már utaltunk rá, a 2020-as nyári olimpiai játékok megrendezését a valaha volt legnagyobb érdeklődés övezte, tehát semmiképp sem állítható, hogy az azt megelőző várakozás kizárólag a sporteredmények latolgatásáról szólt volna. Heves politikai, sportdiplomáciai és egészségügyi vitákkal volt tele nemcsak a japán, de a nemzetközi média is. Utóbbival nem tisztünk foglalkozni, előbbiek viszont tanulmányunk szempontjából megkerülhetetlenek, hiszen számos olyan negatív hír látott napvilágot, melyek az olimpiát szponzoráló vállalatok bejelentéseiről szóltak, vagyis mindenképpen érdemes megvizsgálni, milyen közvetett hatással voltak a japán tőkepiacra.

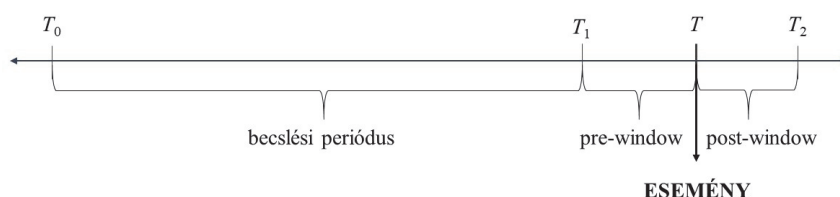
2. Az eseményelemzés módszertana

Az ESM részletes leírása *MacKinlay* [1997] tanulmányában olvasható. E módszertan segítségével tőzsdei empirikus adatok alapján megállapítható, hogy egy adott gazdasági vagy egyéb esemény hatással van-e a részvényárfolyamokra (*Bedő–Rappai* [2006]). A hatékony piacok elmélete (effective market hypothesis, EMH) szerint a részvényárak a pénzügyi piacon gyorsan és teljes mértékben reflektálnak minden új rendelkezésre álló információra (*Fama et al.* [1969]); így esetünkben egy részvény aktuális részvényárfolyamának tükröznie kell a befektetők számára elérhető összes információt. Ennélfogva egy befektető nem tud többelhozamot elérni az általa megszerzett információk alapján, mert amikor a piac hatékony, a részvényekkel tisztességes és ésszerű áron kereskednek.

Az ESM lényege, hogy egy értékpapír árfolyamához jól illeszkedő idősoros modellt illesztünk, majd az adott esemény hatását a modell által előre jelzett értékek és a tényleges adatok közötti szisztematikus különbségeként határozzuk meg (*Fama* [1976]).

A módszer alkalmazása során a vizsgált időszakot három részre osztjuk: a becslési, az esemény előtti (pre-window) és az esemény utáni (post-window) időszakokra.³

1. ábra. Az eseményelemzés időkerete
(Time frame of the event study methodology)



Forrás: Bedő–Rappai [2006] (minimálisan módosítva).

Az 1. ábrán T az esemény időpontját jelöli, melyet megelőz, illetve követ az általában azonos hosszúságú pre- és post-window, valamint a becslési periódus.

Hatékony piacokon és nyilvános hírek esetén általában elegendő egy olyan kétváltozós regressziós, ún. piaci modell⁴ alkalmazása, amelyet a becslési időszak alatt az értékpapírpiacon egyenes határoz meg:

$$\hat{r}_{it} = \alpha + \beta r_{mt}, \quad (1)$$

ahol \hat{r}_{it} és r_{mt} az i -edik értékpapír és a piaci portfólió t -edik időszakra vonatkozó hozama; α és β a piaci modell becslendő paraméterei.

A pénzügyi ökonometriában viszonylag jól ismert, hogy az előbbi modell csak akkor tudja hatékonyan közelíteni egy kiválasztott részvény hozamát, ha azzal jelentős volumenben kereskednek, vagyis „Blue chipnek” tekinthető. Lintner [1956] felvetette, hogy a részvényárak (és következésképpen a részvényhozamok) csak részben és némi késéssel reagálnak a friss hírekre. Ennek következtében szükséges az ún. részleges igazodás modelljének alkalmazása, melyet tanulmányainkban Campbell–Shiller [1988], Liu [2009], valamint Andres *et al.* [2009] használnak a részvénytőzsdén. E modell a következőképpen írható fel (lásd például Ramanathan [2003]):

$$\hat{r}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{i,t-1} + \beta r_{mt}. \quad (2)$$

Általános feltételek mellett a közönséges legkisebb négyzetek módszere (ordinary least squares, OLS) konzisztens becslési eljárás a piaci modell paramétere-

³ Általában az idegen szakkifejezések magyar megfelelőjének alkalmazására törekszünk, ám a pre-/post-window elő-/utóablakra történő fordítását rendkívül erőltetettnek érezzük. Ezért a tanulmányban mindvégig a szakirodalomban általánosan használt angol változatot használjuk.

⁴ A piaci vagy egytényezős modell leírásáért lásd például Bélyácz [2009].

inek becslésére, *Varga–Rappai* [2002] azonban kimutatták, hogy magas volatilitás esetén hatékonyabb eredményt kapunk, ha az általános autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, GARCH) specifikációt használjuk. Mivel a pénzügyi piacok adatai gyakran jeleznek volatilitási klaszteresedést (vagyis az idősorok különböző szakaszokban hol magas, hol alacsony volatilitású időszakokat mutatnak), a GARCH(1,1) modell hatékonyabb becslést ad, mint az OLS.

Követve a szakirodalmi ajánlást, jelen tanulmányban a „normál” hozamok meghatározására a következő modellt használjuk:

$$\begin{aligned} r_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 r_{i,t-1} + \beta r_{mt} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N\left(0, \left(\sigma_\varepsilon^2\right)_t\right) \\ \left(\sigma_\varepsilon^2\right)_t &= \gamma_0 + \gamma_1 \left(\sigma_\varepsilon^2\right)_{t-1} + \gamma_2 \varepsilon_{t-1}^2 + u_t, \end{aligned} \quad (3)$$

ahol ε_t és u_t a modell reziduális változói; $\left(\sigma_\varepsilon^2\right)_t$ a hozamot becsülő regresszió sztochasztikus tagjának időben változó varianciája; $\alpha_0, \alpha_1, \beta, \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$ pedig a becsülendő paraméterek.

A paraméterbecslés a $[T_0, T_1]$ intervallum adatai alapján elvégezhető. A becsült paraméterek segítségével felírható a $[T_1 + 1, T_2]$ időszakra vonatkozó várt hozam:

$$\hat{r}_{it} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 r_{i,t-1} + \hat{\beta} r_{mt}. \quad (4)$$

Az i -edik részvény abnormális hozama a tényleges hozam és a (4) (vagyis az eseményt megelőző, viszonylag hosszú időszakban jól teljesítő modell) alapján becsült várt hozam különbségeként adódik, értéke az eseményt megelőző, illetve követő időszakokban (vagyis a pre- és post-window-ban):

$$AR_{it} = r_{it} - \hat{r}_{it}. \quad (5)$$

Érdemes hangsúlyozni, hogy az „abnormális” kifejezés nem a hozam abszolút értékének nagyságára, hanem annak váratlanságára utal. Annak érdekében, hogy általános következtetéseket tudjunk levonni a vizsgált eseményre vonatkozóan, az abnormális hozam-értékeket összesíteni kell. Az ennek eredményeképpen keletkezett kumulatív abnormális hozam a pre- és a post-window hosszától is függ, és a következő módon számítható:

$$CAR_i^{(T_1+1, T_2)} = \sum_{t=T_1+1}^{T_2} AR_{it}. \quad (6)$$

Az eseményelemzésnek a modellspecifikáció mellett a másik lényeges pontja az eseményablak hosszának meghatározása. A kutatások többsége a szimmetrikus pre- és post-window-hosszúságot részesíti előnyben, és arra is felhívja a figyelmet, hogy a hosszúságot úgy kell megválasztani, hogy az az esemény hatásának átfogó megfigyelését lehetővé tegye (vagyis ebben az esetben a *CAR* a vizsgált időszak végén nem tér el jelentősen 0-tól). Fontos szempont továbbá, hogy bár a részvények átlagárai az eseményablak alatt nem változnak jelentősen, az árfolyamok szórása növekszik (*Hillmer–Yu* [1979]). Ez a jelenség összhangban van az EMH-sel, hiszen ha a részvényárak minden új információt tükröznek, akkor a varianciának nagyobbak kell lennie az esemény közvetlen környezetében, mint azon kívül.

Annak ellenére, hogy magával az eseményelemzéssel foglalkozó szakirodalom széles körű, az eseményablak hosszának meghatározásával csak néhány tanulmány foglalkozik (*Chang–Chen* [1989], *Kravin et al.* [2003], *Lev* [1989]). Alapvetően a két leggyakrabban használt megközelítés a fix hosszúságú, illetve az eseményenként eltérő hosszúságú eseményablakhosszból indul ki. *Lev* [1989] 18 tanulmány alapján azt állapította meg, hogy az eseményablakok hossza a tanulmányokban két naptól egy évig terjed, de egy kivétellel valamennyi szerző fix hosszúságú eseményablakot használt. E tanulmányokkal ellentétben *Kravin et al.* [2003] azt találták, hogy az eseményablakhossz korrelál a „nyereségmeglepetés” nagyságával, ezért javaslatuk szerint minden részvénynek és eseménynek eltérő ablakhosszúsággal kell rendelkeznie.

Kothari–Warner [2007] több mint 500, ESM-t alkalmazó tanulmányt vizsgáltak, és megállapították, hogy a „rövid eseményablakos” eredmények megbízhatóbbak, mint a hosszabb eseményablakot alkalmazók. Szimulációk alapján kimutatták, hogy az abnormális hozamokat tesztelő statisztikák ereje egy hónapos periódussal számolva az egyedi részvények esetében kielégítő eredményt mutat.

Az előbbieket alapján kijelenthetjük, hogy az eseményablak ideális hosszát illetően a szerzők között nincs konszenzus. *Kravin et al.* [2003] az állandó hosszúságú eseményablak helyett „ad hoc” megközelítést javasolnak, amelyben az eseményablak hosszát annak tükrében határozzák meg, hogy az esemény hatása meddig tart. Általános véleménynek tekinthető az a megállapításuk, hogy amennyiben az eseményablak túl hosszú, akkor valószínűbb, hogy a vizsgált időszakban egy másik esemény „zavaró” hatása is megjelenik, míg ha az eseményablak túl rövid, akkor nem mérhető az esemény teljes hatása (*McWilliams–Siegel* [1997]). Figyelembe véve az előbbi ajánlásokat, illetve a sportgazdasági elemzésekben követett gyakorlatot, tanulmányunkban 5, 10 és 20 napos szimmetrikus pre- és post-window-t használunk.

Annak eldöntésére, hogy egy esemény okozott-e szignifikáns eltérést a hozamokban az azokat korábban leíró modellhez képest, számos teszt áll rendelkezésre, melyeket a következő fejezetben mutatunk be részletesen.

3. Az abnormális hozam statisztikai szignifikanciája

Az eseményelemzés során keletkező abnormális és kumulatív abnormális hozamokat jellemzően két céllal hasznosítjuk: függő változóként használjuk későbbi regressziós elemzésekben, vagy közvetlenül értelmezzük a nagyságukat. Ez utóbbi közvetlen értelmezés azt vizsgálja, hogy az abnormális hozamok eloszlása szisztematikusan eltér-e az előre jelzettől. A témára vonatkozó szakirodalomban szinte mindig az abnormális hozamok átlagára összpontosítanak, és konkrétan arra a kérdésre keresik a választ, hogy az szignifikánsan különbözik-e 0-tól.

A formalizált hipotézisrendszerben a nullhipotézis (H_0) azt állítja, hogy az abnormális hozamok átlaga az eseményablakon belül 0, az alternatív hipotézis (H_1) pedig ennek komplementere. Érdekes megjegyezni, hogy a tesztelendő jellemző nemcsak az egy részvényen keletkező abnormális hozamok átlaga lehet, hanem az eseményablak végéig kumulált abnormális hozam, illetve az ún. buy-and-hold⁵ abnormális hozamok átlaga is.

Számos esetben, amikor az elemzendő esemény egyszerre több befektetés árfolyamát is befolyásolhatja, az előbbi kategóriákat akár egy egész befektetésporfólióra vonatkozóan is meghatározhatjuk, és az átlagos értékek elemzését a portfólióátlagra is elvégezhetjük.

Ezen feltételek mellett az előbbi kategóriák az 1. táblázatban közölt módon határozhatók meg.

1. táblázat

Kumulált és átlagos abnormális hozamok számítása
(Calculation of cumulative and average abnormal returns)

Jellemző	Számítás módja
Kumulált abnormális hozam (i -edik befektetésnél az eseményablakban)	$CAR_i = \sum_{t=T_1+1}^{T_2} AR_{i,t}$
Átlagos abnormális hozam (portfólióban a t -edik napon)	$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,t}$
Átlagos kumulált abnormális hozam (portfólióban az eseményablakban)	$ACAR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i$

Az esemény hatását vizsgáló hipotézis tesztelésével foglalkozó szakirodalom meglehetősen szerteágazó. Az alkalmazott próbák a szokásos módon paraméteres és

⁵ A „buy-and-hold” stratégia magyar fordítása „vedd meg és tartsd”, vagyis ez egy olyan stratégia, amely nem számol az eseményablakon belüli árfolyammozgásokkal, csak az első és az utolsó időpont árfolyamváltozásából indul ki.

nemparaméteres próbákra oszthatók. Az előbbi csoport feltételezi, hogy a cégek abnormális hozamai normális (vagy legalább ismert) eloszlásúak, míg az utóbbi nem támaszkodik ilyen feltételezésekre. Az alkalmazott kutatások során általában mindkét típusú próbát célszerű elvégezni, mivel a paraméteres próbák eredményeit befolyásolhatják az extrém értékek vagy a ferde eloszlások; ezzel szemben a nemparaméteres próbák robusztusabbak, ám – ha a fel nem használt eloszlásjellemzők igaznak bizonyulnak – kevésbé hatásosak.

Eseményelemzés során leginkább az abnormális hozamokra vonatkozó t -próbát alkalmazzák. A teszttiszta bemutatása előtt a következő jelölést alkalmazzuk. Legyen

$$s_{AR_i}^2 = \frac{\sum_{t=T_0+1}^{T_1} (AR_{i,t})^2}{T_1 - T_0 - k}, \quad (7)$$

ahol – a korábban már bevezetett jelöléseken túl – $s_{AR_i}^2$ a vizsgált részvényre vonatkozó előrejelzésihibavariancia a becslési periódusban, k pedig a becslendő paraméterek száma a hozamok becslésére használt regresszióban.⁶ Fontos megjegyeznünk, hogy az előbbi hibavariancia a becslési időszakra, tehát nem az eseményablakra vonatkozik.

A t -próba nullhipotézise értelmében az i -edik részvény abnormális hozamának várható értéke a t -edik időpontban nem különbözik 0-tól, vagyis $H_0: E(AR_{i,t}) = 0$.

A próbafüggvény ekkor

$$t = \frac{AR_{i,t}}{s_{AR_i}}, \quad (8)$$

ami a nullhipotézis teljesülése esetén $T_2 - T_1 - k - 1$ szabadságfokú t -eloszlást követ.

Ugyanez felírható a teljes eseményablakra is, ez esetben a nullhipotézis $H_0: E(AR_i) = 0$, a próbafüggvény pedig

$$t = \frac{\sum_{t=T_1+1}^{T_2} AR_{i,t}}{\frac{s_{AR_i}}{\sqrt{T_2 - T_1}}}, \quad (9)$$

⁶ A k értéke például piaci modell esetén 2, de a GARCH(1,1) specifikációval becsült részleges alkalmazkodási modellben 6.

ami a nullhipotézis teljesülése esetén szintén $T_2 - T_1 - k - 1$ szabadságfokú t -eloszlást követ.

A próba alternatív változata a kumulált abnormális hozamokra írandó fel. Legyen a nullhipotézis $H_0: E(CAR_i) = 0$, a próbafüggvény pedig

$$t = \frac{CAR_i}{s_{AR_i} \sqrt{T_2 - T_1}}, \quad (10)$$

ami az előző próbával ekvivalens. Ez utóbbi felírás előnye, hogy jól mutatja, amennyiben az eseményablak hosszát változtatjuk (például addig kumuláljuk az abnormális hozamokat, ameddig a kumulált abnormális hozam maximumát elérjük), képesek vagyunk jelentősen befolyásolni a hipotézisvizsgálat eredményét.

A vizsgált adatsorok statisztikai jellemzői gyakran meghatározzák a próbaválasztást. Az eseményelemzés során számos esetben megjelenő probléma az esemény dátuma körüli ún. hozamklasztereződés, amely egyrészt az abnormális hozamok keresztmetszeti korrelációjához, másrészt az esemény által kiváltott volatilitásváltozáshoz vezet. Mindkét jelenség akkor merül fel, amikor az elemzés olyan eseményre összpontosít, amely több vállalat esetében ugyanazon a napon történt, illetve amikor ugyanazon esemény több befektetés árfolyamára is hat egyidejűleg. Mindkét zavaró jelenség hatással van az előbb bemutatott t -próbák értékére: konkrétan a nevezőben megjelenő standard hibára. Ha ezt a hatást figyelmen kívül hagyjuk, akkor a tesztstatisztika abszolút értéke „inflálódik” (megnövekszik), ezért az igaz nullhipotézist a teszt előre megadott szignifikanciaszintjénél nagyobb valószínűséggel utasítjuk el; vagyis indokolatlanul nagy az esélye annak, hogy „találunk” eseményhatást, még akkor is, ha a valóságban semmi sem történt.

Az említett problémák kezelésére több kísérlet is történt. *Patell* [1976], [1979] például az abnormális hozamok standardizálásával próbálta leküzdeni a t -próba érzékenységét az esemény okozta volatilitásra. Az eljárás (PZ) során a becslési periódus reziduális szórását használta a nagy volatilitású részvények torzító hatásának korlátozására. A teszt azonban még így is túl gyakran utasíthat el igaz nullhipotéziseket, különösen akkor, ha a részvényeket nem normális hozamok, alacsony árak vagy illikvid piacok jellemzik. *Boehmer–Masumeci–Poulsen* [1991] kifejlesztett egy olyan tesztstatisztikát (BMP-teszt), amely robusztus a volatilitást változtató eseményekkel szemben. Szimulációs vizsgálatok ugyanakkor azt jelzik, hogy mind a *Patell*-, mind a *BMP-teszt* esetében a valós nullhipotézisek túlzottan gyakran kerülnek elutasításra akkor is, ha a keresztmetszeti korrelációt figyelmen kívül hagyják (lásd *Kolari–Pynnönen* [2010]). *Corrado–Zivney* [1992] nemparaméteres rangtesztje (*RankZ*) a standardizált hozamokon alapul, és robusztus a volatilitásváltozással szemben, ám nem feltétlenül az a keresztkorrelációval szemben.

Kolari–Pynnönen [2010] kidolgozott egy módosított próbaváltozatot, amely figyelembe veszi az ilyen keresztmetszeti korrelációt is. Az első lépésben, a próba-függvény kiszámítása előtt minden $AR_{i,t}$ -t standardizálunk⁷ az előrejelzési hiba korrigált szórásával, vagyis

$$ZAR_{i,t} = \frac{AR_{i,t}}{s_{AR_i}}. \quad (11)$$

Az esemény okozta esetlegesen megnövekvő volatilitás figyelembevétele érdekében az általánosított rangteszt (*GRankT*) az egész eseményablakot egyetlen megfigyelésbe, az ún. „kumulatív eseménynapba” sűríti. Először is, határozzuk meg az i -edik befektetés standardizált kumulatív abnormális hozamát az eseményablakban a következők szerint:

$$ZCAR_i = \frac{CAR_i}{s_{CAR_i}}. \quad (12)$$

s_{CAR_i} a vizsgált részvény kumulatív abnormális hozamára vonatkozó előrejelzési hiba szórását jelöli:

$$s_{CAR_i}^2 = s_{AR_i}^2 \left(1 + \frac{T_2 - T_1}{T_1 - T_0 - k} + \frac{\sum_{t=T_1+1}^{T_2} (r_{mt} - \bar{r}_m)^2}{\sum_{t=T_0+1}^{T_1} (r_{mt} - \bar{r}_m)^2} \right), \quad (13)$$

ahol – a már ismert jelöléseken túl – \bar{r}_m a piaci portfólió átlagos hozama a becslési időszakban.

Abban az esetben, ha az eseménynek nincs hatása ($H_0: E(CAR_i) = 0$), a standardizált kumulált abnormális hozamok ($ZCAR_i$ -érték) várható értéke 0, és varianciájuk közelítőleg 1.

A próba végrehajtása érdekében el kell végeznünk egy keresztmetszeti (portfólióra vonatkozó) standardizálást is:

⁷ A standardizálás kifejezés elsősre kicsit megtévesztő, ám ha belegondolunk, hogy AR_i feltételezett átlaga 0, akkor a művelet valóban standardizálást jelent.

$$ZCAR_i^* = \frac{ZCAR_i}{s_{ZCAR}}, \quad (14)$$

ahol

$$s_{ZCAR}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \left(ZCAR_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N ZCAR_i \right)^2}{N-1}. \quad (15)$$

$ZCAR_i^*$ képzése értelemszerűen nem változtat a 0 várható érték és az 1 körüli variancia feltételezésén. Végül eljutunk a próba alapját képező változóértékhez:

$$GZAR_{i,t} = \begin{cases} ZCAR_i^* & \text{az eseményablakban} \\ ZAR_{i,t} & \text{a becslési periódusban} \end{cases}$$

Az értékek képzésének logikája érthető: az eseményablakot szintén egy időpontnak tekintjük, a többi időpontban pedig $GZAR$ egyenlő a standardizált abnormális hozammal.

Definiáljuk a standardizált értékek rangszámait:⁸

$$K_{i,t} = \frac{\text{rank}(GZAR_{i,t})}{(T_1 - T_0) + 1}. \quad (16)$$

Az egyetlen pontba sűrített eseményablakhoz tartozó rangszám elhelyezkedése az egyenletes eloszlást követő rangszámok között kézenfekvővé teszi a próba végrehajtását egyedi részvényekre.

Az előbbiekből könnyen képezhető a keresztmetszeti átlag, illetve ennek varianciája:

$$\begin{aligned} \bar{K}_t &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N K_{i,t} \\ s_{\bar{K}}^2 &= \frac{1}{T_1 - T_0} \sum_{t=T_0+1}^{T_2} (\bar{K}_t - 0,5)^2. \end{aligned} \quad (17)$$

⁸ (16) nevezőjében azért szerepel +1, mert egyetlen pontként az eseményablak is megjelenik a rangszámok között.

Mindezek alapján az általánosított rangszámteszt segítségével egyszerűen tesztelhető a $H_0: E(ACAR) = 0$ nullhipotézis. Képezzük a következő próbafüggvényt:

$$t_{grank} = \frac{\bar{K}_0}{s_{\bar{K}}} \sqrt{\frac{T_1 - T_0 - 1}{T_1 - T_0 - \left(\frac{\bar{K}_0}{s_{\bar{K}}}\right)^2}}, \quad (18)$$

ahol \bar{K}_0 az eseményablakhoz rendelt rangszámok átlaga N részvélynél. Belátható, hogy a próbafüggvény a nullhipotézis teljesülése esetén t -eloszlást követ $T_1 - T_0 - 1$ szabadságfokkal.

A nemparaméteres tesztek másik családját az *előjeltesztek* képezik. A parametrikus t -tesztekkel szemben fő előnyük, hogy képesek a kismértékű abnormális hozamokat is azonosítani. Ezért használják a *CAR* tesztelésére Cowan [1992] előjeltesztjét (*SignZ*). Ennek lényege, hogy összehasonlítja az eseményhez közeli pozitív *AR*-k arányát a „normális” (azaz az eseménymentes) időszakban keletkező pozitív *AR*-k arányával. Mivel a *SignZ* csak az abnormális hozamok közötti különbség előjelét használja, nem pedig annak nagyságát, az esemény okozta (túlzott) volatilitás nem befolyásolja a döntést; ráadásul a teszt robusztus az aszimmetrikus hozameloszlásokkal szemben. A 2. táblázatban összefoglaltuk a különböző teszteljárások előnyeit és hátrányait.

2. táblázat

Kumulált abnormális hozamok tesztjeinek legfőbb jellemzői
(Key features of tests for cumulative abnormal returns)

Teszt	Rövidített név	Erősség	Gyengeség
„Hagyományos” t -próba	t	egyszerű	érzékeny a keresztkorrelációra és a volatilitásváltozásra
Keresztmetszeti t -próba	CS- t	egyszerű	nem robusztus
Patell-teszt	PZ	robusztus az <i>AR</i> eloszlására	érzékeny a keresztkorrelációra és a volatilitásváltozásra
Korrigált Patell-teszt	APZ	robusztus az <i>AR</i> eloszlására, figyelembe veszi a keresztmetszeti korrelációt is	túl gyakori a hamis pozitivitás keresztkorreláció esetén
Ferdeségre korrigált t -próba	SC- t	ferde <i>AR</i> -eloszlás esetén is robusztus	érzékeny a keresztkorrelációra

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

Folytatás)

Teszt	Rövidített név	Erősség	Gyengeség
Corrado-rangteszt	RankZ	egyszerű	alacsony az ereje hosszú eseményablaknál
Általánosított rangteszt	GRankT	figyelembe veszi a keresztmetszeti korrelációt, nem érzékeny a hozamok autokorreláltására, kezeli a volatilitásváltozást	meglehetősen sok ad hoc egyszerűsítést tartalmaz
Módosított általánosított rangteszt	GRankZ	lásd GRankT	
Előjelpróba	SignZ	robustus a hozameloszlás ferdeségével szemben	gyengébb teljesítményt nyújt hosszabb eseményablak esetén
Általánosított előjelpróba	GSignZ	robustus a hozameloszlás ferdeségével szemben, kezeli a volatilitásváltozást	a keresztkorrelációt nem kezeli

Megjegyzés. AR (abnormal returns): abnormális hozamok.

Forrás: Kolarí–Pynnönen [2011] saját megjegyzésekkel kiegészítve.

Összességében a különböző tesztstatisztikák összehasonlításakor a szakirodalom a következő megállapításokra és ajánlásokra jutott:

1. A standardizált abnormális hozamokon alapuló paraméteres tesztek jobban teljesítenek, mint a nem standardizált hozamokon alapulók.
2. A nemparaméteres tesztek általában erősebbek, mint a paraméteres tesztek.
3. A GRankT az egyik legerősebb teszt mind a rövidebb, mind a hosszabb eseményablakok esetében.

A Tokió 2020 nyári olimpiai játékok hatását vizsgáló empirikus vizsgálati részben az előbbieket figyelembevételével a paraméteres t -próbát, illetve a nemparaméteres GRankT-t alkalmazzuk, a többi próba bemutatása az 1. Függelékben olvasható.

4. A Tokiói Értéktőzsde reakciói az olimpiával kapcsolatos hírekre

Míg az eddigi, megaesemények hatásait elemző sportgazdasági kutatások alapvetően egy versenyhez kapcsolódóan egy eseményt elemeztek (jellemzően a rendezési jog elnyerésének vagy a megnyitőünnepségnek a „pillanatát”), tanulmányunkban a Tokió 2020 nyári olimpiai játékokhoz kapcsolódóan – a Covid-pandémia okozta sajátos helyzet miatt – három eseményt vizsgálunk. Kronológiai sorrendben haladva az ezekkel kapcsolatos hírek közzétételének időpontja (hiszen mindig az események hivatalos bejelentése érdekes számunkra) a következő:

- a 2020-as nyári olimpiai játékok rendezési jogának elnyerése: 2013. szeptember 9.;
- a Tokió 2020 nyári olimpiai játékok pandémia miatti elhalasztása: 2020. március 24.;
- a Tokió 2020 nyári olimpiai játékok megnyitőünnepsége: 2021. július 23.

Mint a bevezetésben már utaltunk rá, a tokiói nyári olimpiai játékok vizsgálata azért is különösen érdekes, mert nem csak kedvező hírek kapcsolódtak hozzá. A rendezési jog elnyerése általában pozitív hírként jelent meg a japán sajtóban, tudomásunk szerint egy szűk rétegtől eltekintve nem is váltott ki negatív visszhangot (így valószínűleg a japán tőzsdén sem), a másik két vizsgált esemény fogadtatása azonban már közel sem nevezhető egyértelműen kedvezőnek. A halasztás bejelentése esetében nem kérdés, hogy a pénzügyi és presztízsveszteség nemcsak az olimpia megrendezésében érintett vállalatokat, hanem a japán gazdaság egészét is hátrányosan érintette. A harmadik esemény (hír) tekintetében pedig meglehetősen vegyesek voltak a reakciók: a várva várt olimpia megkezdését az utolsó pillanatig beárnyékolta a vírus terjedésétől való félelem, valamint ennek következtében a japán nép és néhány hangadó médium ellenérzése. Mindezek hatására támogatók sora jelentette be „kivonulását” a nyilvános szereplésből.

Az eseményelemzés végrehajtásának első lépéseként meghatároztuk azokat a nyilvánosan működő nagyvállalatokat (részvénytársaságokat), amelyek tevékenységük által szorosan kapcsolódtak az olimpiához, és amelyek részvényeivel a Tokiói Értéktőzsdén (TSE) kereskednek.⁹ E vállalatok közül egyesek az olimpiai előkészü-

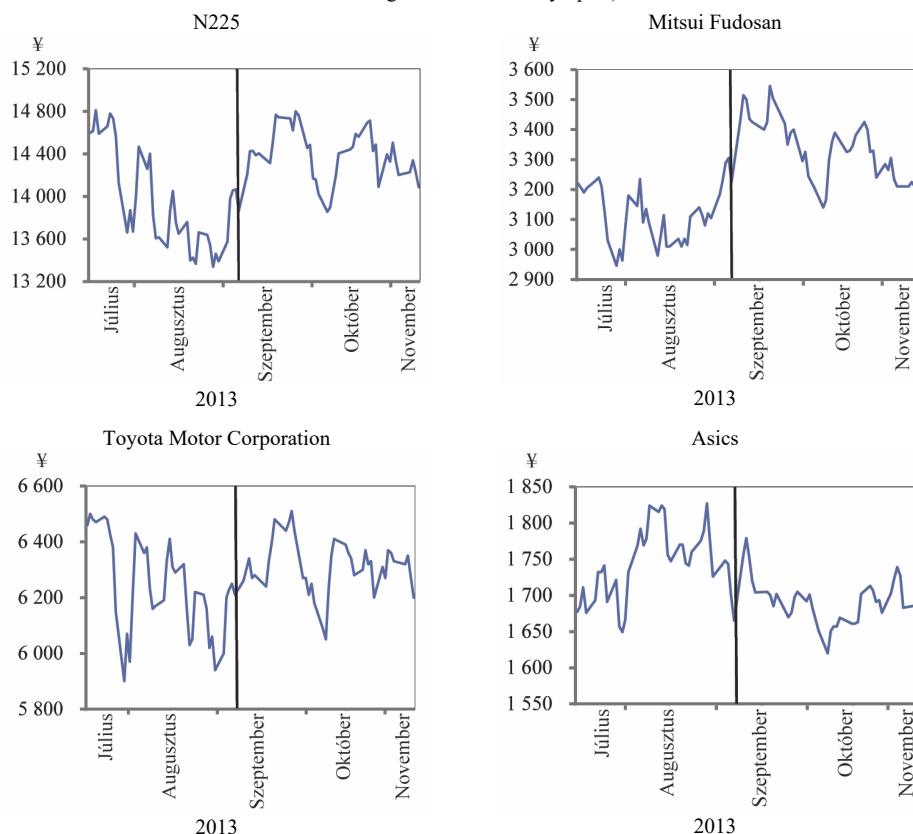
⁹ A vizsgálatba vont vállalatokkal kapcsolatos információk részben a Japán Olimpiai Bizottság oldaláról (www.joc.or.jp), részben pedig *Őexc. Dr. Palanovics Norbert* úrtól, Magyarország tokiói rendkívüli és meghatalmazott nagykövetétől származnak, akinek ezúton is hálás köszönetüket fejezik ki a szerzők.

letekben (stadionépítés, olimpiai falu létrehozása és üzemeltetése, a tokiói közlekedés átalakítása stb.) voltak érintettek, de bevontuk a vizsgálatba a legjelentősebb olimpiai szponzorokat, valamint azokat a cégeket is, melyek termékei, szolgáltatásai iránt vélhetően jelentősen megnőtt a kereslet az olimpia következtében. Az első kategóriába azok a vállalatok kerültek, amelyek valamilyen úton-módon mindenképp nyertesei az olimpia megrendezésének, hiszen jelentős állami bevételekre tehetek szert. Ilyen például az ingatlanokkal foglalkozó *Mitsui Fudosan*, a szállítványozásról gondoskodó *Yamato Holdings*, a biztonságtechnikát szolgáltató *Secom* vagy a háttértechnológiát biztosító *NEC*. A fő támogató cégek közül az autópárhazban tevékenykedő *Toyota Motor Corporation*-re, az elektronikus termékeket gyártó *Panasonic Corporation*-re, valamint a szintén japán gumibroncsgyártó *Bridgestone Corporation*-re vonatkozóan végeztünk elemzést. Sajnálatos, ám vizsgálatunk szempontjából egyáltalán nem mellékes, hogy az előbbi kettő (*Toyota Motor Corporation* és *Panasonic Corporation*) közvetlenül a megnyitóünnepséget megelőzően jelentette be, hogy elnökük nem vesz részt a hivatalos ceremónián. A Japán Olimpiai Csapat arany fokozatú támogatói, illetve hivatalos partnerei között megjelent a tokiói székhelyű, információs és kommunikációs technológiai berendezéseket és szolgáltatásokat nyújtó multinacionális vállalat, a *Fujitsu Limited*, a képkalkotók, nyomtatók, optikai eszközök és fényképezőgépek gyártására specializálódott *Canon Incorporation*, valamint az *Ajinomoto Group* nevű japán élelmiszeripari vállalat is. Az ún. „BtoC”- (business-to-consumer), vagyis kiskereskedelmi termékeket (is) értékesítő cégek szintén jól „láthatók” voltak az olimpiai kommunikációban, ezért elemzésünket kiterjesztettük az *Asahi Breweries*-re, amely Japán egyik legjelentősebb sörgyára, a *Sumitomo Mitsui Banking Corporation Group (SMBC Bank)* banki és pénzügyi szolgáltatásokat nyújtó multinacionális intézményre, illetve a sportfelszereléseket gyártó multinacionális vállalatra, az *Asics*-re is. Összességében tehát 13 nagyvállalat részvényárfolyamának alakulását vizsgáltuk a három esemény függvényében.

Érdeemes először tanulmányozni a különböző bejelentések/hírek környezetének árfolyammozgásait.¹⁰ A 2. ábra az olimpiarendezési jog elnyerése körüli időszakra vonatkozóan (2013. július–november) mutatja be a japán tőzsde *Nikkei225* (a továbbiakban *N225*) indexének, illetve az általunk kiválasztott három cég árfolyamának alakulását.

¹⁰ Mivel a 13 cég és a japán tőzsdeindex alakulásának egy ábrán történő bemutatása meglehetősen kaotikus képet festene, ezért kiválasztottunk egy beruházó (*Mitsui Fudosan*), egy óriásszponzor (*Toyota Motor Corporation*) és egy BtoC-céget (*Asics*), és ezek segítségével illusztráljuk a leírtakat. Természetesen szívesen bocsájítjuk valamennyi (egyébiránt nyilvános) adatunkat az érdeklődő Olvasók rendelkezésére.

2. ábra. A japán tőzsdeindex (N225) és a kiválasztott cégek részvényárfolyamának alakulása a 2020-as nyári olimpiai játékok rendezési joga elnyerésének környezetében
(Evaluation of the Japanese stock index [N225] and some stock prices investigated around the announcement of hosting 2020 Summer Olympics)



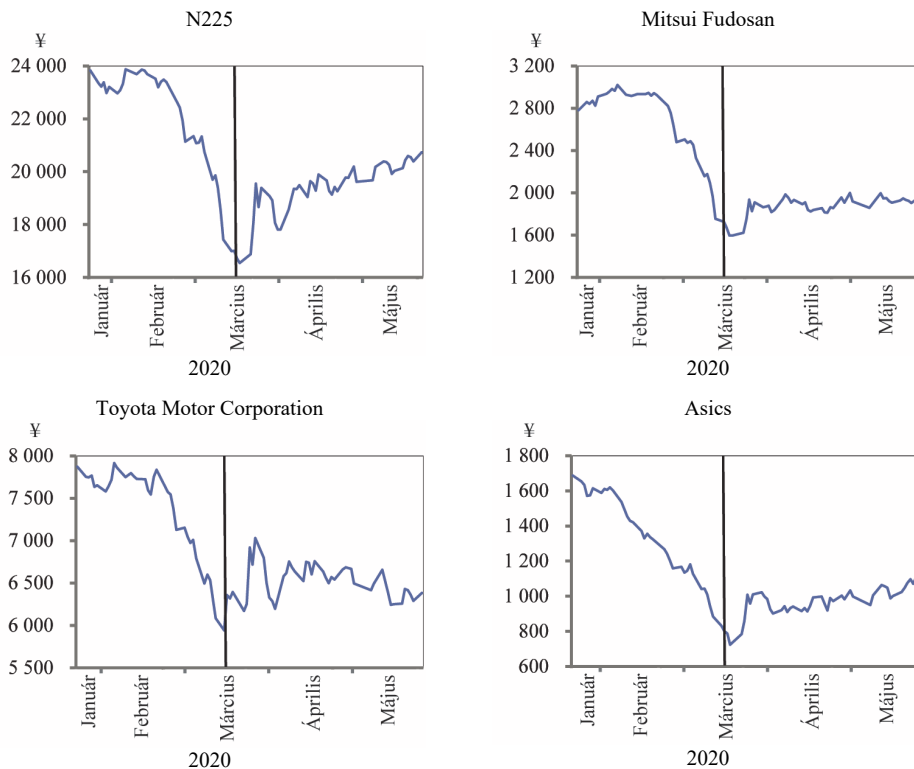
A piaci portfólió egészét reprezentáló tőzsdeindex, valamint a Mitsui Fudosan és a Toyota Motor Corporation részvényárfolyama nagyon hasonló lefutást mutat: úgy tűnik, hogy az olimpiarendezési jog elnyerésének híre egy viszonylag rövid növekvő trend közepén érte a japán tőzsdét, és az említett részvénykibocsátókat. Az is elképzelhető, hogy a rendezéssel kapcsolatos várakozások már a hír közzététele előtt beépültek az árfolyamokba. Az Asics esetében ugyanakkor nem érzékelhető a bejelentés hatása, sokkal inkább hinnénk, hogy egy „szokásos” nyár végi árfolyamgrafikont láthatunk, amely szerint a nyaralás elmúltával a sportszerek iránti keresletben csökkenést vártak a befektetők. Ha mindemellett az egyes változók terjedelmét is megvizsgáljuk, akkor azt látjuk, hogy az árfolyamok alakulása 2013 nyarán a korábbi volatilitással zajlott.

A 3. ábra az olimpia pandémia miatti kényszerű halasztásának bejelentése körüli időszakban (2020. január–május) mutatja a japán tőzsdeindexet és a kiválasztott árfolyamokat. Ez az időszak egészen más képet fest, mint az előbbi, ám ez egyáltalán

nem meglepő. A világiárványra vonatkozó első hírek 2020 elején (Ázsiában februárban) jelentek meg, tehát nem lehetünk meglepve, hogy a TSE-n is ekkor drasztikus (30 százalék körüli) árfolyamzuhanások következtek be. 2020. március végére (a halasztás bejelentésére március 24-én került sor) a kormányok meghozták az első, Covid miatti lezárással kapcsolatos intézkedéseiket, elkezdődött a vírushelyzet megoldásának a kommunikációja, és így a japán tőzsdén a megnyugvás hangulata lett úrrá. A pánik elmúltával az árfolyamok (és az indexérték) kismértékű emelkedésnek indultak. Bár a 3. ábra szinte minden diagramja azonos képet mutat, vizsgálatunk célja annak kutatása, hogy vajon ugyanolyan hatással volt-e például az építkezéseket ekkora már szinte befejező Mitsui Fudosan vagy a kiskereskedelmi forgalom várt fellendülését egy évvel később megelőző Asics számára az olimpia elhalasztásáról hozott döntés. (Még az sem kizárt, hogy ennek bejelentése nyugtatólag hatott a járványhelyzettel némiképp hiszterizált japán közvéleményre, és épp ez eredményezte az árfolyamok lassú emelkedését.)

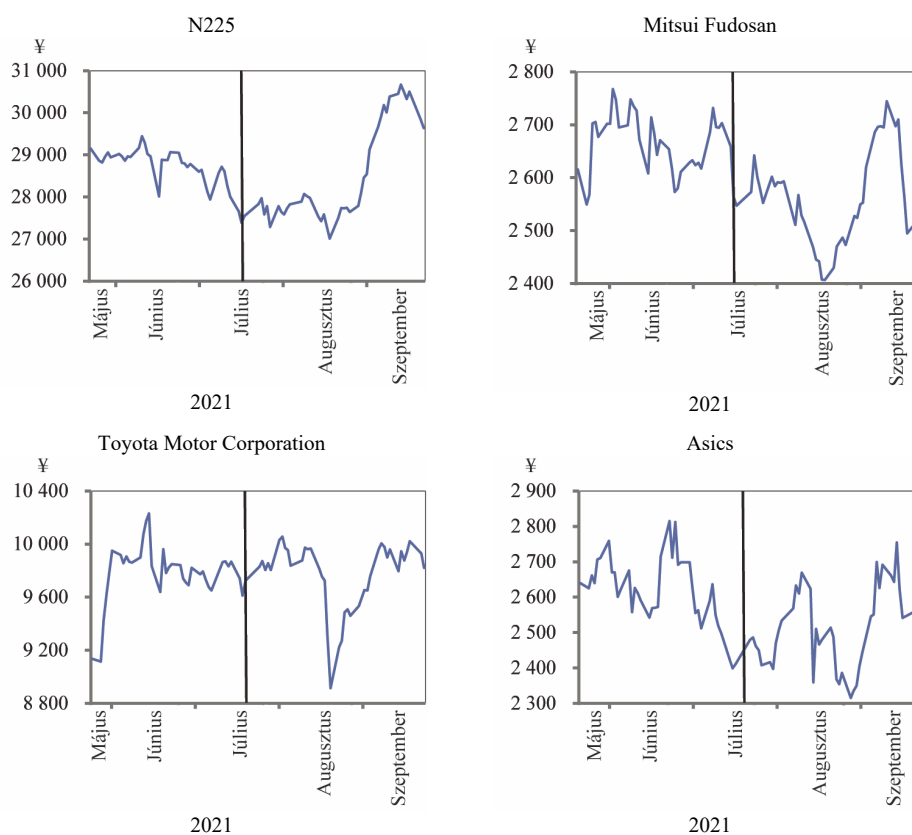
3. ábra. A japán tőzsdeindex (N225) és a kiválasztott részvényárfolyamok alakulása a Tokió 2020 nyári olimpiai játékok halasztására vonatkozó bejelentés környezetében

(Evaluation of the Japanese stock index [N225] and some stock prices investigated around the announcement of the postponement of Tokyo 2020 Summer Olympics)



A 4. ábra a japán tőzsdeindex és a kiválasztott részvényárfolyamok olimpiai megnyitőünnepség körüli alakulását mutatja be elsősorban annak illusztrálására, hogy mi történt az értékpapírpiac, amikor a találgatásoknak végeszakadt, és végérvényesen eldőlt, hogy a 2020-as olimpiát 2021-ben megrendezik.

4. ábra. A japán tőzsdeindex (N225) és a kiválasztott részvényárfolyamok alakulása a Tokió 2020 nyári olimpiai játékok megnyitőünnepsége környezetében
(Evaluation of the Japanese stock index [N225] and some stock prices investigated around the opening ceremony of Tokyo 2020 Summer Olympics)



A harmadik vizsgált esemény (az olimpia 2021. július 23-i megnyitőnapja) körüli időszak meglehetősen vegyes képet mutat (így lenne ez akkor is, ha a vizsgálatba vont valamennyi részvényt ábrázolnánk). Talán az egyetlen hasonlóság a 4. ábra diagramjai között, hogy azokon 2021. augusztus közepén (az Asics esetén augusztus végén) egy lokális mélypont, majd azt követően a részvényárfolyamok növekedése látható (tehát enyhe pozitív hangulat vált uralkodóvá). Igaz, ez csak arra volt elég, hogy a részvényárfolyamok a 2021. májusi szintre térjenek vissza.

Annak megítélése tehát, hogy milyen hatással van egy-egy hír a tőzsdére vagy bizonyos vállalatokra, pusztán az árfolyamadatok alapján szinte lehetetlen, ezért eseményelemzést is végeztünk. Elsőként GARCH(1,1) modell segítségével kiszámítottuk a három általunk vizsgált esemény okozta abnormális, illetve kumulált abnormális hozamokat. Hangsúlyozzuk, hogy a három eseményt megelőzően három különböző időszakból (2012/13-ból, 2019/20-ból és 2020/21-ből) származnak a modellbecslési eredmények, így az abnormális hozamok meghatározása némileg eltérő paramétervektorok alapján történt.¹¹

A 13 részvény \times 3 esemény \times 3 eseményablakhossz, azaz összességében a 117 GARCH-modell paraméterbecslésének legfontosabb eredményeit a 2. Függelékben közöljük. Mivel tanulmányunk fő célja nem a modellbecslések, illetve az ezekben keletkező β -együtthatók (kockázati proxy-k) elemzése, a modellekről csak néhány rövid, az eseményelemzés szempontjából fontos megállapítást teszünk:

- a GARCH(1,1) modellek magyarózereje „békeidőben”, vagyis a világválság előtt 25 és 70 százalék között mozog; a pandémia okozta tőzsdei sokk a modellek illeszkedését csökkentette, de az R^2 -mutatók az esetek túlnyomó többségében ekkor is kielégítő nagyságúak maradtak;
- a vizsgált részvények átlagos (a piaci portfólióval nagyjából megegyező) kockázatúak, a β -együtthatók kivétel nélkül pozitívak, és értékük 1 közelében van;
- a paraméterbecslések legfontosabb eredményei (regressziós együtthatók, a modellek illeszkedése) az eseményablakhossz szempontjából robusztusak, nem érzékenyek a post-, illetve pre-window 5 napról 20 napra emelésére (illetve az ezzel értelemszerűen együtt járó mintaidőszak-változásra);
- a különböző hírek „környezetében” eltérő kockázati proxy-kat becsültek az egyes részvényekre vonatkozó modellek, ám az eltérések nem drasztikusak; alapvetően azt tapasztalhatjuk, ami minden értékpapírpiacon jellemző: a bluechip-ek β -ja válsághelyzetben +1 környékén, annál egy kicsit alacsonyabb szinten stabilizálódik.

Tanulmányunk alapkérdése szempontjából a legfontosabb eredményeket a 3. és a 4. táblázatban foglaljuk össze. A 3. táblázat a korábban már említett 117 modell esetén mutatja be a post-window végéig számított kumulált abnormális hozam 0-tól való eltérésére vonatkozó paraméteres t -próba, illetve a nemparaméteres GRankT empirikus értékeit. Csak emlékeztetőül: a nullhipotézis elvetése jelenti, hogy a

¹¹ Nem akarjuk tovább bonyolítani a becsléssel kapcsolatos megállapításokat, ám nyilvánvaló, hogy a különböző hosszúságú eseményablakok kismértékben különböző, de részben átfedő becslési időszakokat eredményeztek, ami szintén befolyásolta némileg a paraméterek értékét.

vizsgált esemény szignifikáns abnormális hozamot eredményezett, vagyis szignifikáns hatással volt a részvény árfolyamhozamának alakulására.

3. táblázat

Empirikus teszteredmények a Tokió 2020 nyári olimpiai játékokhoz kapcsolódó különböző események és ablakhosszok mellett

(Empirical test results for various Tokyo 2020 Summer Olympics events and window lengths)

Részvény	5 napos eseményablak		10 napos eseményablak		20 napos eseményablak	
	<i>t</i> -próba	GRankT	<i>t</i> -próba	GRankT	<i>t</i> -próba	GRankT
	Rendezési jog elnyerése					
Ajinomoto Group	-0,490	0,269	0,589	0,323	-0,284	0,353
Asahi Breweries	-1,273	0,104	0,647	0,159	0,605	0,234
Asics	-1,262	0,104	1,034	0,129	-0,629	0,234
Bridgestone Corporation	0,192	0,622	0,696	0,617	-0,401	0,617
Canon Incorporation	1,115	0,876	0,649	0,821	0,049	0,731
Fujitsu Limited	-0,549	0,289	0,867	0,333	0,016	0,368
Mitsui Fudosan	0,047	0,542	0,938	0,537	-0,202	0,537
NEC	-0,175	0,493	0,965	0,512	-0,548	0,517
Panasonic Corporation	-0,436	0,338	1,216	0,383	0,159	0,418
Secom	0,853	0,826	0,459	0,756	0,229	0,677
Sumitomo Mitsui Banking Corporation Group	-0,149	0,572	0,704	0,572	-0,331	0,582
Toyota Motor Corporation	-1,072	0,104	0,513	0,194	-0,580	0,284
Yamato Holdings	-0,437	0,348	0,594	0,413	-0,838	0,423
	Olimpia halasztásának bejelentése					
Ajinomoto Group	3,482***	0,990**	0,588	0,985**	0,732	0,965*
Asahi Breweries	-0,375	0,328	0,588	0,363	-3,648***	0,418
Asics	0,544	0,796	1,166	0,682	-1,498	0,642
Bridgestone Corporation	0,908	0,811	0,357	0,761	-0,644	0,706
Canon Incorporation	1,132	0,915	0,415	0,861	-1,029	0,801
Fujitsu Limited	-0,615	0,229	0,729	0,303	-1,822	0,348
Mitsui Fudosan	-1,104	0,119	0,511	0,159	-5,272***	0,244
NEC	1,378	0,891	0,702	0,826	-1,011	0,776
Panasonic Corporation	-0,608	0,284	0,577	0,313	-2,263**	0,368
Secom	3,298***	0,995***	0,400	0,990**	1,126	0,960*
Sumitomo Mitsui Banking Corporation Group	-2,552**	0,030*	0,279	0,030*	-3,431***	0,040*
Toyota Motor Corporation	0,524	0,692	0,310	0,662	0,581	0,602
Yamato Holdings	2,316**	0,980**	0,703	0,955*	2,493**	0,896

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(Folytatás)

Részvény	5 napos eseményablak		10 napos eseményablak		20 napos eseményablak	
	<i>t</i> -próba	GRankT	<i>t</i> -próba	GRankT	<i>t</i> -próba	GRankT
	Olimpia megnyitóünnepsége					
Ajinomoto Group	0,409	0,672	0,672	0,662	1,100	0,622
Asahi Breweries	0,059	0,562	0,749	0,557	-0,511	0,552
Asics	-0,481	0,244	1,368	0,294	0,228	0,343
Bridgestone Corporation	-0,029	0,498	0,645	0,498	-0,474	0,517
Canon Incorporation	0,313	0,697	0,863	0,667	-0,129	0,612
Fujitsu Limited	-2,015**	0,025**	0,733	0,080	-0,241	0,124
Mitsui Fudosan	-0,528	0,303	0,846	0,368	-0,922	0,423
NEC	0,754	0,816	0,859	0,776	1,162	0,687
Panasonic Corporation	0,568	0,756	0,714	0,706	0,327	0,647
Secom	1,090	0,881	0,474	0,801	1,619	0,731
Sumitomo Mitsui Banking Corporation Group	0,111	0,557	0,588	0,537	-0,295	0,527
Toyota Motor Corporation	1,184	0,896	0,537	0,821	-0,471	0,721
Yamato Holdings	-0,555	0,294	0,760	0,338	-0,613	0,368

Megjegyzés. A nullhipotézis *** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten elvetendő.

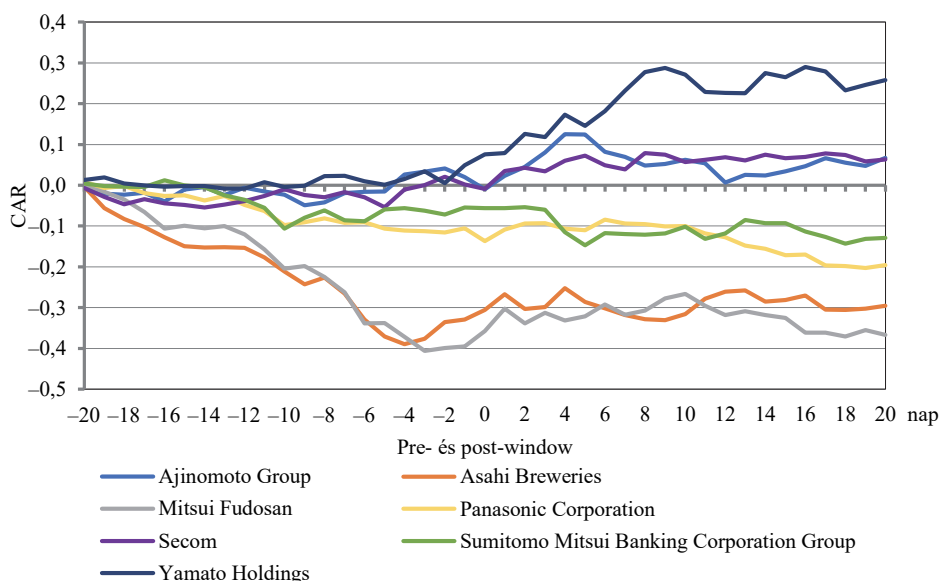
Az első és az egyik legmeglepőbb eredmény, hogy az *olimpiai játékok rendezési jogának elnyerésekor* a tokiói tőzsdén nem indultak szárnyalásnak az érintett részvények; egyetlen vizsgált társaság esetén sem sikerült szignifikáns abnormalis hozamot detektálnunk. Ennek egyik lehetséges oka, hogy a japán értékpapírpiac szinte biztosra vette¹² az olimpia rendezési jogának elnyerését, a másik pedig az, hogy 2013-ban még viszonylag távolinak tűnt 2020, így a beruházásokból, illetve szponzorációból eredő direkt hozamok realizálására a befektetők csak jövőbeli eseményként tekintettek.

Ennél változatosabban alakult a *halasztás bejelentésére* adott értékpapíripiaci válasz. A szignifikáns abnormalis hozamot produkáló részvénytársaságok (Ajinomoto Group, Asahi Breweries, Mitsui Fudosan, Panasonic Corporation, Secom, Sumitomo Mitsui Banking Corporation Group, Yamato Holdings) esetén a *CAR* nagyságát az 5. ábrán szemléltetjük.¹³

¹² Csak emlékeztetőül: a XXXII. nyári olimpia játékok megrendezésére három város pályázott (Tokión kívül Isztambul és Madrid is), és szinte nyílt titok volt, hogy ez alkalommal „Ázsia következik”. Így nem okozott meglepetést, hogy Tokió már majdnem az első szavazási körben megszerezte az abszolút többséget.

¹³ A jobb szemléltethetőség kedvéért 20 napos szimmetrikus eseményablakot ábrázolunk.

5. ábra. Kumulált abnormális hozamok a Tokió 2020 nyári olimpiai játékok halasztására vonatkozó bejelentés környezetében
(Evaluation of 20-day cumulative abnormal returns around the announcement of the postponement of Tokyo 2020 Summer Olympics)



Az 5. ábra szerint voltak olyan vállalatok (Asahi Breweries, Mitsui Fudosan), amelyek már a hivatalos bejelentést megelőzően rendkívül erős visszaesést produkáltak, vagyis hozamaik még a meglehetősen pesszimista általános várakozásokat is jelentősen alulmúlták. Mindkét társaság esetében mintegy –40 százalékos kumulált abnormális hozam keletkezett a bejelentésig, aminek valószínűleg az olimpiával kapcsolatos várakozások mellett oka volt a Covid miatti bezárkózástól való félelem is, hiszen a korlátozások mind a sörfogyasztás, mind az építőipar szempontjából rossz hírek számítottak. A szignifikáns *CAR*-t produkáló részvények második csoportját azok a társaság alkotják (Panasonic Corporation, Sumitomo Mitsui Banking Corporation Group), amelyek a bejelentésig „kitartottak”, ám a halasztás hivatalossá válása rosszul érintette a rájuk vonatkozó befektetői várakozásokat. Találunk ugyanakkor arra is példát, hogy a halasztás bejelentését követően egyes cégeknél (Ajinomoto Group, Secom, Yamato Holdings) pozitív kumulált abnormális hozam keletkezett, amelynek mértéke a biztonságtechnikai szolgáltató Secom esetében a +30 százalékot súrolta. Sem a bankszféra, sem a biztonsági szolgáltatások tekintetében nem meglepő az eredmény: az előbbi esetében a hitelből finanszírozott projekt futamidejének legalább 1 éves hosszabbodása, az utóbbinál a már megépült, de az olimpia utáni „normál” forgalomnak csak egy 1 évvel később átadandó létesítmények folyamatos biztosítása eredményezett jelentős és jól kalkulálható többletbevételt.

A *megnyitőünnepséget követően* mindössze egyetlen társaságnál volt szignifikáns eltérés a várakozástól: a Fujitsu Limited az 5 napos eseményablakban jelentős – egyéb iránt negatív – kumulált abnormális hozamot halmozott fel, ami 10, illetve 20 napos időhorizonton már eltűnik. Ennek sajátos oka van: a Fujitsu Limited utolsóként, 2021. július 12-én kapta meg az „arany fokozatú támogató” címet, és e jó hírt a piac rögtön „be is árazta”, a megnyitőünnepség időszakára azonban már csak a korrekció, vagyis a visszatérés maradt a nyár eleji várakozásokhoz.

A három eseményt, illetve eseményablakot áttekintve kijelenthetjük, hogy szignifikáns abnormális hozam aránylag kevés alkalommal jelent meg a tokiói tőzsdén, és a japán gazdaság emblematikus globális nagyvállalatainak (például Canon Incorporation, Toyota Motor Corporation) részvényárfolyamai csak viszonylag csekély kilengéseket produkáltak az általános piaci várakozásokhoz képest.

ESM segítségével megvizsgáltuk azt is, hogy vajon a kiválasztott részvényportfólió, tehát az általunk „olimpiaérintettnek” tekintett 13 részvény együttesen miként reagált a Tokió 2020 nyári olimpiai játékok rendezésével kapcsolatos három eseményre. A 4. táblázat a GRankT (a (13) képletbeli próbafüggvény) eredményeit mutatja.

4. táblázat

A vizsgált részvényportfólióra vonatkozó teszteredmények különböző eseményablakhosszok mellett
(Test results for the equity portfolio examined with various window lengths)

Esemény	5 napos	10 napos	20 napos
	eseményablakhossz		
Olimpia rendezési jogának elnyerése	-0,255	-0,396	-0,392
Olimpia halasztásának bejelentése	5,514***	5,004***	4,480***
Olimpia megnyitőünnepsége	1,602	1,595	1,519

Megjegyzés. A táblázatban olimpia alatt a 2020-as nyári olimpiai játékokat értjük. A nullhipotézis *** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten elvetendő.

Az eredmények önmagukért „beszélnek”: a rendezési jog elnyerése gyakorlatilag nem eredményezte a vizsgált értékpapír-portfólió abnormális hozamát. A halasztás bejelentése ugyanakkor érzékenyen érintette az elemzésbe vont részvényeket: szignifikáns kumulált abnormális hozammal járt a portfólió egésze (átlaghozama) tekintetében.¹⁴ A megnyitőünnepség, bár az olimpia rendezési jogának elnyerésénél

¹⁴ Fontos megjegyezni, hogy az empirikus próbafüggvény előjele ebben az esetben nem utal az abnormális hozam „irányára”, hiszen a rangszámok átlagaként keletkeznek.

erősebb hatást gyakorolt a tőzsdei árfolyamokra, az még így sem volt szignifikáns (a vonatkozó p -értékek a 0,11–0,13 tartományban vannak). Az egyes részvényeknél tapasztalt egyedi hatások „összeadódnak”, és a portfólió vonatkozásában mintegy felerősödve jelennek meg.

5. Összegzés

Az olimpiai játékok megrendezése általában szélsőséges megnyilvánulásokhoz vezet. Az olimpiát ellenzők hajlamosak túldimenzionálni a rendezés (főként a később nemritkán feleslegesnek bizonyuló infrastruktúra-fejlesztések) költségeit, sőt több olimpia után egyenesen a rendező ország államcsődjét vizionálják. 2021-ben a peszszimista megnyilvánulásoknak külön táptalajt szolgáltatott a világjárvány, így az anyagi kockázat mellett vezető témává vált az egészségügyi kockázat is.

Az olimpiarendezés támogatói ezzel szemben rendszerint a Nemzetközi Olimpiai Bizottság támogatásai, a közvetítési jogok, a merchandising és a turisztikai bevételek mellett a „visszamaradó” infrastruktúra újrahasznosíthatóságát, valamint a megaprojekt sikeres lebonyolításának (és természetesen az eredményes sportszereplésnek) a nemzet-összekovácsoló szerepét hangsúlyozzák. Tanulmányunkban azonban nem ehhez a polémiahoz kívántunk hozzájárulni.

Úgy gondoljuk, és szakirodalmi kutatásaink is azt mutatják, hogy viszonylag kevés szó esik az olimpiarendezés azon – talán „extern” – hatásáról, miszerint az infrastruktúra-fejlesztésben és a lebonyolításban részt vevő nemzeti nagyvállalatok kapitalizációja megnövekedhet a megaprojekt sikere következtében. Az ESM kitűnő lehetőséget kínál arra, hogy megvizsgáljuk, az olimpia rendezésével kapcsolatos hírek képesek-e befolyásolni a projektben közreműködő cégek árfolyamát, vagyis eredményezhetnek-e szignifikáns abnormális hozamot a tőkepiacokon.

Tanulmányunkban nagy hangsúlyt fektettünk annak bemutatására, hogy pusztán az árfolyamok változása (hirtelen növekedése vagy csökkenése) alapján nem tudjuk az előbbi kérdést megválaszolni, ehhez szükség van az egyedi részvények, illetve a részvényportfóliók kumulált abnormális hozamának tesztelésére is.

Kihhasználva azt az egyébként „szerencsétlen” tény, hogy a tokiói olimpia esetén nemcsak a rendezés jogának elnyerése és a játékok sikeres lebonyolítása (mint két alapvetően pozitív hír) befolyásolhatta a cégek részvényeinek árfolyamait, hanem a tőkepiacokon egy minden bizonnyal negatív hatású bejelentés, az olimpia elhalasztása is, lehetőségünk nyílt a pozitív és negatív hírek hatásvizsgálatára. Az ESM-ra támaszkodva kijelenthetjük, hogy a Tokió 2020 megaeseményrel kapcsolatos bejelentések közül valójában csak a negatív hír hatott szignifikánsan a tőkepiaci hoza-

mokra. Nem állíthatjuk azonban, hogy az egyértelműen és általánosságban negatív abnormális hozamot eredményezett. Vizsgálatunk alapján inkább az tűnik valószínűnek, hogy a negatív hírek (esetünkben a halasztás bejelentése) elsősorban a reálgazdaság (építőipar, gépipar) vállalatait érintik kedvezőtlenül, a szolgáltatócégek részvényesei körében akár pozitív befektetői hangulatot is eredményezhetnek.

Hangsúlyozni kívánjuk, hogy noha mindvégig megasporteseményekről írtunk, mindössze egyetlen ilyen projektet, a Tokió 2020 nyári olimpiát elemeztük. Törekedtünk ugyanakkor arra, hogy széles vállalati kört vonjunk be az elemzésbe, valamint arra is, hogy ezek a társaságok a japán tőzsde meghatározó szereplői legyenek. Nyilván felmerül az Olvasóban a gondolat, hogy mennyiben választható szét az értékpapírpiacon tapasztalható általános negatív hangulat (a járvány okozta dekonjunkció) és a vizsgált esemény (az olimpia elhalasztásának) hatása. Úgy véljük, hogy az eseményelemzés jó módszer volt ennek meghatározására, hiszen azzal az abnormális hozamokat (például az általános árfolyamesést meghaladó mértékű negatív változást) vizsgáltuk, de további kutatásban érdemes lenne kitérni például arra is, hogy ugyanebben az időszakban miként viselkedtek ezek az árfolyamok a külföldi (nem japán) tőzsdéken.

Véleményünk szerint tanulmányunk egy összefüggést biztosan igazolt: az értékpapírpiacon egyetlen negatív hírrel annyi kár okozható, amennyit csak pozitív hírek sorozata képes ellensúlyozni. Érdemes lehet tehát ezt figyelembe venni a megaprojektek nem feltétlenül végiggondolt beigérése vagy felelőtlen leállítása esetén.

1. Függelék

Ebben a részben az AR/CAR szignifikáns voltának megállapításához ismertetünk további próbákat.

Keresztmetszeti t -próba (CS- t)

Legyen a tesztelendő nullhipotézis $H_0: E(AAR_t) = 0$, vagyis az N részvényt tartalmazó portfólió esetén a t -edik időpillanathoz tartozó (átlagos) abnormális hozam nem különbözik szignifikánsan 0-tól. Mindez azt jelenti, hogy a portfólió egészének hozamát nem befolyásolja az elemzett esemény.

A viszonylag egyszerű próbafüggvény

$$t_{AAR_t} = \frac{AAR_t}{\frac{S_{AAR_t}}{\sqrt{N}}},$$

ahol a nevezőben az abnormális részvényhozamok adott időpontra vonatkozó szórásából számított standard hiba található.

A kiszámításához szükséges variancia becslése:

$$s_{AAR_t}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (AR_{i,t} - AAR_t)^2}{N-1}.$$

A próbafüggvény a nullhipotézis alatt $N-1$ szabadságfokú t -eloszlást követ.

Természetesen részvényportfólió esetén is nyílik lehetőség a kumulált abnormális hozam vizsgálatára. Ha tesztelni kívánjuk, hogy egy meghatározott eseményablak végén az átlagos kumulált abnormális hozam szignifikánsan eltér-e 0-tól, vagyis, ha a következő nullhipotézist vizsgáljuk:

$$H_0: E(ACAR) = 0,$$

akkor a következő próbafüggvényt használjuk:

$$t_{ACAR} = \frac{ACAR}{\frac{s_{ACAR}}{\sqrt{N}}},$$

ahol

$$s_{ACAR}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (CAR_i - ACAR)^2}{N-1}.$$

Brown–Warner [1985] szerint mind a főszovegben bemutatott t -teszt, mind az előbbi keresztmetszeti teszt (CS- t -teszt) rendkívül érzékeny az esemény által kiváltott volatilitásváltozásra, ami a próbák viszonylag alacsony erejét okozhatja. Erre reflektálva dolgoztak ki a szerzők számos további próbát, melyek egy részét a következőkben ismertetjük.

Patell-teszt (PZ)

A PZ széles körben használt tesztstatisztika az ESM-ben. Az első lépésben *Patell* [1976], [1979] azt javasolta, hogy a próbafüggvény kiszámítása előtt minden $AR_{i,t}$ -t standardizáljunk az előrejelzési hibával korrigált szórással, vagyis

$$ZAR_{i,t} = \frac{AR_{i,t}}{s_{AR_i}}.$$

Mivel az eseményablakban mért abnormális hozamok out-of-sample előrejelzésekből származnak, *Patell* azt javasolja, hogy a standard hibát az előrejelzési hibából származtassuk, vagyis

$$s_{AR_{i,t}}^2 = s_{AR_t}^2 \left(1 + \frac{1}{T_1 - T_0 - k} + \frac{(R_{m,t} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{t=T_0+1}^{T_1} (R_{m,t} - \bar{R}_m)^2} \right),$$

ahol – a már ismert jelöléseken túl – $R_{m,t}$ a piaci portfólió tényleges hozama a t -edik napon, és \bar{R}_m a piaci portfólió átlagos hozama a becslési időszakban. Könnyen belátható, hogy $ZAR_{i,t}$ a nullhipotézis teljesülése esetén $T_1 - T_0 - k$ szabadságfokú t -eloszlást követ.

Amennyiben portfólió esetén végezzük a tesztet (vagyis $H_0: E(AAR_t) = 0$), akkor a javasolt próbafüggvény

$$z_{Patell,t} = \frac{AZAR_t}{s_{AZAR_t}},$$

ahol $AZAR_t$ a minta standardizált abnormális hozamainak összege:

$$AZAR_t = \sum_{i=1}^N ZAR_{i,t},$$

amelynek várható értéke 0, és variáciája

$$s_{AZAR}^2 = N \frac{T_1 - T_0 - k}{T_1 - T_0 - k - 2},$$

amennyiben a nullhipotézis teljesül.

Ha a kumulált abnormális hozamokra vonatkozó nullhipotézist ($H_0: E(ACAR) = 0$) akarjuk tesztelni, akkor a próbafüggvény

$$z_{Patell} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{CZAR_i}{s_{CZAR_i}}$$

a következő összefüggések mellett:

$$CZAR_i = \sum_{t=T_1+1}^{T_2} ZAR_{i,t}$$

$$s_{CZAR}^2 = (T_2 - T_1) \frac{T_1 - T_0 - k}{T_1 - T_0 - k - 2}.$$

Amennyiben a nullhipotézis igaz, a z_{Patell} próbafüggvény 0 várható értékű és s_{CAR}^2 varianciájú normális eloszlást követ. Érdemes megjegyezni, hogy a normalitás feltétele a keresztmetszeti függetlenség, vagyis az, hogy a portfólióban szereplő részvények abnormális hozamai közötti korreláció 0 legyen (lásd Patell [1976]). Sajnos ez utóbbi feltétel viszonylag ritkán áll fenn.

Korrigált Patell-teszt (APZ)

Kolari–Pynnönen [2010] a PZ viszonylag egyszerű korrekcióját javasolták annak érdekében, hogy az abnormális hozamok közötti nem zéró korreláció hatása ne gyengítse a próbát. A javasolt korrigált próbafüggvény a $H_0: E(AAR_t) = 0$ nullhipotézis esetén:

$$\tilde{z}_{Patell,t} = z_{Patell,t} \sqrt{\frac{1}{1 + (N-1)\bar{r}}},$$

ahol \bar{r} a részvények becslési időszakban számított abnormális hozamai közötti átlagos korreláció. (Könnyen átlátható, hogy amennyiben $\bar{r} = 0$, akkor az eredeti PZ-t kapjuk vissza.)

Teljesen ekvivalens módon, ha a $H_0: E(ACAR) = 0$ nullhipotézist teszteljük, akkor a korrekció

$$\tilde{z}_{Patell} = z_{Patell} \sqrt{\frac{1}{1 + (N-1)\bar{r}}}$$

formájú lesz.

Ferde eloszlásokra korrigált t -próba (SC- t)

A ferde eloszlások esetén is használható t -próba (skewness-adjusted t -test) alap gondolata Hall [1992] tanulmányából származik. Mivel az abnormális hozamok esetén gyakran fordul elő ferde eloszlás, ezért a szerző az abnormális hozam várható értékére ($H_0: E(AAR_t) = 0$) és a kumulált abnormális hozamra ($H_0: E(ACAR) = 0$) javasol korrekciókat. E korrekciók alap gondolata teljesen azonos, ezért itt csak a CAR -ra vonatkozó próba esetén mutatjuk azt be. Éppúgy, mint korábban, legyen a (torzítatlan) keresztmetszeti variancia

$$s_{ACAR}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (CAR_i - ACAR)^2}{N-1}.$$

A (torzítatlan) mintabeli ferdeség kiszámítható a következő képlettel:

$$\gamma = \frac{N \sum_{i=1}^N (CAR_i - ACAR)^3}{(N-1)(N-2)s_{ACAR}^3}.$$

Vezessük be a

$$Z = \frac{ACAR}{S_{ACAR}}$$

jelölést. Ekkor a ferdeség esetére korrigált próbafüggvény

$$t_{skew} = \sqrt{N} \left(Z + \frac{1}{3} \gamma Z^2 + \frac{1}{27} \gamma^2 Z^3 + \frac{1}{6N} \gamma \right),$$

ami a nullhipotézis teljesülésekor aszimptotikusan standard normális eloszlást követ.

Corrado rangteszt (RankZ)

A *Corrado* [1989] által javasolt rangteszt első lépéseként az abnormális hozamok értékét rangszámokká transzformáljuk mind a becslési periódusban, mind pedig az eseményablakban. Ezt követően normáljuk a rangszámokat a minta nagyságával (ezáltal az esetleges hiányzó adatokat is képesek vagyunk kezelni):¹⁵

$$K_{i,t} = \frac{\text{rank}(AR_{i,t})}{1 + (T_1 - T_0) + (T_2 - T_1)},$$

ahol $\text{rank}(\cdot)$ az adott értékek növekvő rangszámjai (az esetlegesen azonos értékek esetén a rangszámok átlagát használjuk). Ha tesztelni kívánjuk az abnormális hozamok várható értékének 0-tól való eltérését, vagyis

$$H_0: E(AAR_t) = 0,$$

akkor használjuk a

$$t_{rank,t} = \frac{\bar{K}_t - 0,5}{s_{\bar{K}}},$$

ahol

$$\bar{K}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N K_{i,t}$$

$$s_{\bar{K}}^2 = \frac{1}{T_2 - T_0} \sum_{t=T_0+1}^{T_2} (\bar{K}_t - 0,5)^2.$$

¹⁵ A nevező ilyen felírása csak a könnyebb átláthatóságot szolgálja, a mintaelemszám – amennyiben nincs hiányzó érték – nyilvánvalóan $T_2 - T_0$.

Abban az esetben, ha nem egy időpillanat, hanem a teljes eseményablak képezi a vizsgálat tárgyát, vagyis

$$H_0: E(ACAR) = 0,$$

a *Campell–Wesley* [1993] által javasolt rangszámtesztet használhatjuk, amelynek próbafüggvénye:

$$t_{rank} = \frac{\sum_{t=T_1+1}^{T_2} \bar{K}_t - 0,5}{\frac{s_{\bar{K}}}{\sqrt{T_2 - T_1}}}.$$

A próba végrehajtása során „végigjárhatjuk” az eseményablakot (praktikusan változtathatjuk a T_2 időpontot), és így akár tesztstatisztikák sorozatát is kaphatjuk. (Erről bővebben a hivatkozott tanulmányban találunk leírást.)

Általánosított rangszámokon alapuló z -teszt (GRankZ)

Szintén *Kolari–Pynnönen* [2011] annyit módosítottak a GRankT-n, hogy felhasználva a rangszámokra (a természetes számok sorozatára) vonatkozó összegző formulákat, felírták a \bar{K}_0 varianciájára vonatkozó formulát is:

$$s_{\bar{K}_0}^2 = \frac{T_1 - T_0}{12N(T_1 - T_0 + 2)}.$$

Az előbbi alkalmazva a következő próbafüggvény definiálható:

$$z_{grank} = \frac{\bar{K}_0}{s_{\bar{K}_0}} = \bar{K}_0 \sqrt{\frac{12N(T_1 - T_0 + 2)}{T_1 - T_0}},$$

amely a nullhipotézis teljesülése esetén a részvények számának (N) növekedésekor gyorsan konvergál a standard normális eloszláshoz.

Előjelpróba (SignZ)

A *Cowan* [1992] által javasolt előjelpróba azon a meglehetősen egyszerű feltevésen alapul, hogyha az eseménynek nincs hatása a hozamokra, akkor az eseményablakban a pozitív és negatív abnormális hozamok aránya azonos. Jelölje \hat{p} az eseményablakban előforduló pozitív abnormális hozamok arányát; ekkor a jól ismert próbafüggvény a következőképpen írható fel:

$$z_{sign} = \frac{\hat{p} - 0,5}{\sqrt{\frac{0,5(1 - 0,25)}{N}}},$$

ami a nullhipotézis teljesülése (és elégségesen nagy minta) esetén standard normális eloszlást követ.

Általánosított előjelpróba (GSignZ)

Az előbbi próba erejét rontja, hogy amennyiben az esemény hatására megnövekszik a volatilitás, úgy az abnormális hozamok 0 várható értéke úgy is létrejöhet, hogy a pozitív és negatív értékek aránya nem azonos (mivel az abszolút értékek az eseményablakban tendenciát követnek). Amennyiben az eseménynek nincs hatása (nullhipotézis), akkor a pozitív végösszegű kumulált abnormális hozamok aránya összhangban van (közel azonos) a becslési periódusban kimutatható pozitív hozamösszegű részvények arányával. Legyen

$$\hat{p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T_1 - T_0} \sum_{t=T_0+1}^{T_1} \varphi_{i,t},$$

ahol $\varphi_{i,t}$ értéke 1, ha az i -edik részvény a $[T_0 + 1; t]$ periódusban pozitív kumulált abnormális hozamot produkált, és 0 különben. Jelölje ω azon részvények számát (nem arányát!), amelyek az eseményablakban pozitív kumulált abnormális hozamot halmoztak fel; ekkor a

$$z_{g\text{sign}} = \frac{\omega - N\hat{p}}{\sqrt{N\hat{p}(1-\hat{p})}}$$

általánosított próbafüggvény alkalmas a $H_0: E(ACAR) = 0$ nullhipotézis tesztelésére. (A szignifikanciaértékek a \hat{p} és N paraméterű binomiális eloszlásból, illetve – elégségesen nagy mintaelemszám esetén – a normális eloszlásból számíthatók.)

2. Függelék

Ebben a részben a paraméterbecslési eredményeket tekintjük át.

F1. táblázat

A 2020-as nyári olimpiai játékok rendezési jogának elnyeréséhez kapcsolódó modellbecslési eredmények
(Model estimation results related to the acquisition of the right to host the 2020 Summer Olympics)

Részvény	5 napos eseményablak			10 napos eseményablak			20 napos eseményablak		
	β	R^2 (%)	SSR	β	R^2 (%)	SSR	β	R^2 (%)	SSR
Ajinomoto Group	0,614	41,6	0,035	0,613	41,5	0,035	0,593	40,3	0,035
Asahi Breweries	0,722	43,7	0,043	0,715	42,9	0,043	0,709	41,9	0,043
Asics	0,831	28,0	0,110	0,810	28,3	0,109	0,803	27,7	0,111
Bridgestone Corporation	1,058	57,5	0,050	1,077	58,3	0,049	1,040	57,8	0,049
Canon Incorporation	0,751	45,5	0,043	0,785	45,2	0,043	0,805	46,2	0,043
Fujitsu Limited	0,876	41,6	0,075	0,868	40,4	0,077	0,849	39,2	0,076
Mitsui Fudosan	1,067	44,1	0,089	1,074	43,9	0,090	1,063	43,5	0,089
NEC	0,859	34,6	0,094	0,858	34,4	0,095	0,850	28,0	0,114
Panasonic Corporation	0,948	35,3	0,098	0,951	26,2	0,151	0,887	25,8	0,151
Secom	0,814	64,6	0,021	0,815	64,4	0,021	0,761	64,2	0,021
Sumitomo Mitsui Banking Corporation Group	0,938	53,1	0,051	0,945	53,0	0,051	0,972	53,0	0,050
Toyota Motor Corporation	1,010	70,3	0,027	1,000	69,7	0,027	1,019	69,6	0,027
Yamato Holdings	0,808	53,3	0,035	0,814	52,2	0,036	0,755	50,0	0,036

F2. táblázat

A Tokió 2020 nyári olimpiai játékok halasztásának bejelentéséhez kapcsolódó modellbecslési eredmények
(Model estimation results related to the postponement of Tokyo 2020 Summer Olympics)

Részvény	5 napos eseményablak			10 napos eseményablak			20 napos eseményablak		
	β	R^2 (%)	SSR	β	R^2 (%)	SSR	β	R^2 (%)	SSR
Ajinomoto Group	0,526	18,6	0,035	0,604	16,0	0,035	0,529	6,8	0,041
Asahi Breweries	0,704	27,6	0,038	0,586	15,7	0,035	0,402	8,8	0,032
Asics	0,664	11,5	0,139	0,726	3,5	0,139	0,402	1,8	0,136
Bridgestone Corporation	0,714	50,3	0,014	0,774	45,7	0,013	0,735	37,9	0,013
Canon Incorporation	0,910	52,8	0,020	0,769	39,5	0,018	0,786	36,4	0,016
Fujitsu Limited	0,588	18,9	0,057	0,460	8,7	0,054	0,464	4,6	0,060

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(Folytatás)

Részvény	5 napos eseményablak			10 napos eseményablak			20 napos eseményablak		
	β	R^2 (%)	SSR	β	R^2 (%)	SSR	β	R^2 (%)	SSR
Mitsui Fudosan	0,681	46,3	0,033	0,678	30,0	0,027	0,554	16,1	0,024
NEC	0,853	30,6	0,052	0,614	15,8	0,050	0,432	5,7	0,045
Panasonic Corporation	1,081	52,0	0,035	1,013	40,0	0,034	1,026	31,1	0,037
Secom	0,675	44,7	0,015	0,717	36,6	0,016	0,665	29,2	0,015
Sumitomo Mitsui Banking Corporation Group	0,730	63,2	0,012	0,725	55,8	0,008	0,719	53,3	0,007
Toyota Motor Corporation	0,815	63,4	0,010	0,866	57,1	0,010	0,851	49,2	0,010
Yamato Holdings	1,035	36,2	0,051	1,016	26,2	0,050	1,033	21,8	0,052

F3. táblázat

A Tokió 2020 nyári olimpiai játékok megnyitőünnepségéhez kapcsolódó modellbecslési eredmények
(Model estimation results related to the opening of Tokyo 2020 Summer Olympics)

Részvény	5 napos eseményablak			10 napos eseményablak			20 napos eseményablak		
	β	R^2 (%)	SSR	β	R^2 (%)	SSR	β	R^2 (%)	SSR
Ajinomoto Group	0,502	12,5	0,043	0,471	10,4	0,046	0,505	11,2	0,046
Asahi Breweries	0,833	25,6	0,056	0,850	25,8	0,057	0,828	24,5	0,064
Asics	1,070	8,2	0,190	1,082	7,7	0,191	1,037	6,8	0,191
Bridgestone Corporation	0,873	29,0	0,043	0,898	30,0	0,042	0,834	29,2	0,042
Canon Incorporation	0,606	9,0	0,074	0,600	9,1	0,076	0,550	9,1	0,077
Fujitsu Limited	0,707	18,4	0,055	0,713	18,7	0,055	0,747	20,1	0,055
Mitsui Fudosan	0,882	21,8	0,073	0,887	21,4	0,073	0,892	20,9	0,075
NEC	0,861	18,3	0,075	0,863	18,1	0,075	0,875	19,8	0,075
Panasonic Corporation	0,859	25,6	0,051	0,855	25,0	0,052	0,836	24,7	0,050
Secom	0,807	41,5	0,023	0,783	41,1	0,023	0,788	40,4	0,023
Sumitomo Mitsui Banking Corporation Group	0,711	26,4	0,035	0,694	25,4	0,035	0,667	23,2	0,037
Toyota Motor Corporation	0,870	29,4	0,029	0,877	28,9	0,029	0,837	28,6	0,030
Yamato Holdings	0,653	16,1	0,059	0,640	15,4	0,059	0,655	16,1	0,060

Irodalom

- ANDRES, C. – BETZER, A. – GOERGEN, M. – RENNEBOOG, L. [2009]: Dividend policy of German firms. A panel data analysis of partial adjustment models. *Journal of Empirical Finance*. Vol. 16. No. 2. pp. 175–187. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2008.08.002>
- BEDŐ, ZS. – RAPPAI, G. [2006]: Is there causal relationship between the value of the news and stock returns? *Hungarian Statistical Review*. Vol. 84. Special No. 10. pp. 81–99.
- BERMAN, G. – BROOKS, R. – DAVIDSON, S. R. [2000]: The Sydney Olympic Games announcement and Australia stock market reaction. *Applied Economic Letters*. Vol. 7. No. 12. pp. 781–784. <https://doi.org/10.1080/135048500444796>
- BÉLYÁCS I. [2009]: *Befektetési döntések megalapozása*. Aula Kiadó. Budapest.
- BOEHMER, E. – MASUMECI, J. – POULSEN, A. B. [1991]: Event-study methodology under conditions of event-induced variance. *Journal of Financial Economics*. Vol. 30. No. 2. pp. 253–272. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(91\)90032-F](https://doi.org/10.1016/0304-405X(91)90032-F)
- BROWN, J. S. – WARNER, J. B. [1985]: Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of Financial Economics*. Vol. 14. No. 1. pp. 3–31. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90042-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90042-X)
- CAIAZZA, R. – AUDRETSCH, D. [2015]: Can a sport mega-event support hosting city's economic, socio-cultural and political development? *Tourism Management Perspectives*. Vol. 14. April. pp. 1–2. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.tmp.2015.01.001>
- CAMPBELL, J. Y. – SHILLER, R. J. [1988]: Interpreting cointegrated models. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 12. Issues 2–3. pp. 505–512. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90053-X](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90053-X)
- CAMPBELL, C. J. – WESLEY, C. E. [1993]: Measuring security price performance using daily NASDAQ returns. *Journal of Financial Economics*. Vol. 33. No. 1. pp. 73–92. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90025-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90025-7)
- CHANG, S. J. – CHEN, S. [1989]: Stock price adjustment to earnings and dividend surprises. *The Quarterly Review of Economics and Business: Journal of the Midwest Economics Association*. Vol. 29. No. 1. pp. 68–81.
- CORRADO, C. [1989]: A nonparametric test for abnormal security price performance in event studies. *Journal of Financial Economics*. Vol. 23. No. 2. pp. 385–395. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(89\)90064-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90064-0)
- CORRADO, C. – ZIVNEY, T. [1992]: The specification and power of the sign test in event study hypothesis tests using daily stock returns. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol. 27. No. 3. pp. 465–478. <https://doi.org/10.2307/2331331>
- COWAN, A. R. [1992]: Nonparametric event study tests. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. Vol. 2. No. 4. pp. 343–358. <https://doi.org/10.1007/BF00939016>
- DICK, C. D. – WANG, Q. [2010]: The economic impact of the Olympic Games: Evidence from stock markets. *Applied Economics Letters*. Vol. 17. No. 9. pp. 861–864. <https://doi.org/10.1080/13504850802552291>
- FAMA, E. [1976]: Efficient capital markets: Reply. *The Journal of Finance*. Vol. 31. No. 1. pp. 143–145. <https://doi.org/10.2307/2326404>

- FAMA, F. E. – FISHER, L. – JENSEN, C. M. – ROLL, R. [1969]: The adjustment of stock prices to new information. *International Economic Review*. Vol. 10. No. 1. pp. 1–21. <https://doi.org/10.2307/2525569>
- FEDDERSEN, A. – MAENNIG, W. [2013]: Mega-events and sectoral employment: The case of the 1996 Olympic Games. *Contemporary Economic Policy*. Vol. 31. No. 3. pp. 580–603. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2012.00327.x>
- FÜRÉSZ, D. I. – RAPPAL, G. [2020]: Information leakage in the football transfer market. *European Sport Management Quarterly*. 22 July. <https://doi.org/10.1080/16184742.2020.1797847>
- HALL, P. [1992]: On the removal of skewness by transformation. *Journal of Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*. Vol. 54. No. 1. pp. 221–228. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1992.tb01876.x>
- HAYDUK, T. – REWILAK, J. [2021]: What are the benefits of hosting a sporting mega event? Evidence from industrial firms in China. *Journal of Sport Management*. Vol. 36. Issue. 2. pp. 118–129. <https://doi.org/10.1123/jsm.2020-0270>
- HILLMER, S. C. – YU, P. L. [1979]: The market speed of adjustment to new information. *Journal of Financial Economics*. Vol. 7. No. 4. pp. 321–345. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(79\)90002-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(79)90002-3)
- KOLARI, J. W. – PYNŃÖNEN, S. [2010]: Event study testing with cross-sectional correlation of abnormal returns. *The Review of Financial Studies*. Vol. 23. No. 11. pp. 3996–4025. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq072>
- KOLARI, J. W. – PYNŃÖNEN, S. [2011]: Nonparametric rank tests for event studies. *Journal of Empirical Finance*. Vol. 18. No. 5. pp. 953–971. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2011.08.003>
- KOTHARI, S. P. – WARNER, J. B. [2007]: Econometrics of event studies. *Handbook of Empirical Corporate Finance*. Vol. 1. pp. 3–36. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53265-7.50015-9>
- KRIVIN, D. – PATTON, R. – ROSE, E. – TABAK, D. [2003]: Determination of the appropriate event window length in individual stock event studies. *NERA*. 4 November. pp. 2–24. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.466161>
- LEE, Y.-K. – KIM, S. – LEE, C.-K. – KIM, S.-H. [2014]: The impact of a mega event on visitors' attitude toward hosting destination: Using trust transfer theory. *Journal of Travel & Tourism Marketing*. Vol. 31. No. 4. pp. 507–521. <https://doi.org/10.1080/10548408.2014.883347>
- LEE, C.-K. – MJELDE, J. W. – KWON, Y. J. [2017]: Estimating the economic impact of a mega-event on host and neighbouring regions. *Leisure Studies*. Vol. 36. No. 1. pp. 138–152. <https://doi.org/10.1080/02614367.2015.1040828>
- LEEDS, M. A. [2008]: Do good olympics make good neighbors? *Contemporary Economic Policy*. Vol. 26. No. 3. pp. 460–467. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2007.00067.x>
- LEV, B. [1989]: On the usefulness of earnings and earnings research: Lessons and directions from two decades of empirical research. Current studies on the information content of accounting earnings. *Journal of Accounting Research*. Vol. 27. Supplement. pp. 153–192. <https://doi.org/10.2307/2491070>
- LIANG, Y.-W. – WANG, C.-H. – TSAUR, S.-H. – YEN, C.-H. – TU, J.-H. [2016]: Mega-event and urban sustainable development. *International Journal of Event and Festival Management*. Vol. 7. No. 3. pp. 152–171. <https://doi.org/10.1108/IJEFM-05-2016-0033>

- LINTNER, J. [1956]: Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings and taxes. *American Economic Review*. Vol. 46. No. 2. pp. 97–113.
- LIU, L. X. [2009]: Historical market-to-book in a partial adjustment model of leverage. *Journal of Corporate Finance*. Vol. 15. No. 5. pp. 602–612. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2009.07.003>
- MACKINLAY, C. A. [1997]: Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*. Vol. 35. No. 1. pp. 13–39.
- MARTINS, M. A. – SERRA, P. A. [2011]: Market impact of international sporting and cultural events. *Journal of Economics and Finance*. Vol. 35. No. 4. pp. 382–416. <https://doi.org/10.1007/s12197-009-9087-1>
- MC HONE, W. W. – RUNGELING, B. [2000]: Practical issues in measuring the impact of a cultural tourist event in a major tourist destination. *Journal of Travel Research*. Vol. 38. No. 3. pp. 300–303. <https://doi.org/10.1177/004728750003800313>
- MC WILLIAMS, A. – SIEGEL, D. [1997]: Event studies in management research: Theoretical and empirical issues. *Academy of Management Journal*. Vol. 40. No. 3. pp. 626–657. <https://doi.org/10.2307/257056>
- MIRMAN, M. – SHARMA, R. [2010]: Stock market reaction to Olympic Games announcement. *Applied Economics Letters*. Vol. 17. No. 5. pp. 463–466. <https://doi.org/10.1080/13504850801964349>
- MÜLLER, M. [2015]: What makes an event a mega-event? Definitions and sizes. *Leisure Studies*. Vol. 34. No. 6. pp. 627–642. <https://doi.org/10.1080/02614367.2014.993333>
- PATELL, J. [1976]: Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical test. *Journal of Accounting Research*. Vol. 14. No. 2. pp. 246–276. <https://doi.org/10.2307/2490543>
- PATELL, J. [1979]: The API and the design of experiments. *Journal of Accounting Research*. Vol. 17. No. 2. pp. 528–549. <https://doi.org/10.2307/2490517>
- PREUSS, H. [2007]: The conceptualisation and measurement of mega sport event legacies. *Journal of Sport & Tourism*. Vol. 12. Nos. 3–4. pp. 207–228. <https://doi.org/10.1080/14775080701736957>
- PREUSS, H. [2011]: A method for calculating the crowding-out effect in sport mega-event impact studies: The 2010 FIFA World Cup. *Development Southern Africa*. Vol. 28. No. 3. pp. 367–385. <https://doi.org/10.1080/0376835X.2011.595995>
- RAMANATHAN, R. [2003]: *Bevezetés az ökonometriába alkalmazásokkal*. Panem Kiadó. Budapest.
- SPILLING, O. R. [1996]: Mega event as strategy for regional development. The case of the 1994 Lillehammer Winter Olympics. *Entrepreneurship & Regional Development*. Vol. 8. No. 4. pp. 321–344. <https://doi.org/10.1080/08985629600000018>
- TIEN, C. – LO, H.-C. – LIN, H.-W. [2011]: The economic benefits of mega events: A myth or a reality? A longitudinal study on the Olympic Games. *Journal of Sport Management*. Vol. 25. No. 1. pp. 11–23. <https://doi.org/10.1123/jsm.25.1.11>
- VARGA, J. – RAPPAI, G. [2002]: Heteroscedasticity and efficient estimates of BETA. *Hungarian Statistical Review*. Vol. 80. Special No. 7. pp. 127–136.
- VERAROS, N. – KASIMATI, E. – DAWSON, P. G. [2004]: The 2004 Olympic Games announcement and its effect on the Athens and Milan Stock Exchanges. *Applied Economic Letters*. Vol. 11. No. 12. pp. 749–753. <https://doi.org/10.1080/1350485042000254584>
- YU, L. – WANG, C. – SEO, J. [2012]: Mega event and destination brand: 2010 Shanghai Expo. *International Journal of Event and Festival Management*. Vol. 3. No. 1. pp. 46–65. <https://doi.org/10.1108/17582951211210933>