

OTDK-dolgozat

2025

NEUMANN JÁNOS EGYETEM
GAZDASÁGTUDOMÁNYI KAR



**VEZETŐ EURÓPAI VÁLLALATOK RÉSZVÉNY VISSZAVÁSÁR-
LÁSI BEJELENTÉSEINEK ABNORMÁLIS HOZAMAI**

**THE ABNORMAL RETURNS OF LEADING EUROPEAN FIRMS'
STOCK BUYBACK ANNOUNCEMENTS**

Ács Márton

Konzulens: Malatinszky Gábor

Kézirat lezárásának dátuma: 2024. 04. 15.

ABSZTRAKT

Jelen dolgozatban azon kérdésekre keresem a választ, hogy a vezető európai vállalatok legfrissebb nyílt piaci részvény visszavásárlási bejelentései milyen átlagos rövid távú hatással vannak a részvényárfolyamokra, illetve milyen vállalatspecifikus tényezők befolyásolják a piaci hatásokat. A Stoxx Europe 600 részvényindexben szereplő 76 vezető európai vállalat legaktuálisabb nyílt piaci visszavásárlási bejelentéseinek mintáján az eseményelemzés módszertanának használatával a 3 napos eseményablakban 1,11 százalékos átlagos kumulált abnormalis hozamot mutattam ki. A szakirodalom eddigi eredményeitől elmaradó mértékű pozitív piaci hatást a mintában felülreprezentált 2023-as és 2024-es bejelentések esetében megfigyelt, korábbi évekhez képest visszaeső abnormalis hozamokkal, illetve a mintában szintén jelentős részaránnyal bíró Egyesült Királyság, Franciaország és Németország vezető vállalatainak bejelentései esetében tapasztalt szerényebb abnormalis hozamokkal magyarázom. A piaci hatásokat befolyásoló vállalatspecifikus tényezők lineáris regressziókkal való tesztelése során az eredmények egyértelműen alátámasztják a tőkeszerkezet elméletet. Következésképp, a vezető európai vállalatok körében a piac kiemelkedően díjazza azon cégek nyílt piaci visszavásárlásait, amelyek a bejelentésig nem optimális mértékben használták ki az adósságból való finanszírozás adózási előnyeit.

TARTALOMJEGYZÉK

1.	BEVEZETÉS	1
2.	SZAKIRODALMI ÁTTEKINTÉS	3
2.1.	NYÍLT PIACI VISSZAVÁSÁRLÁSI PROGRAMOK ÉS ABNORMÁLIS HOZAMOK	3
2.2.	A POZITÍV ABNORMÁLIS HOZAMOK LEHETSÉGES MAGYARÁZATAI	3
2.2.1.	<i>Jelzés- és alulértékeltségi elmélet.....</i>	<i>4</i>
2.2.2.	<i>Megbízó-ügynök elmélet.....</i>	<i>4</i>
2.2.3.	<i>Tőkeszerkezet elmélet</i>	<i>5</i>
2.2.4.	<i>Likviditási hipotézis</i>	<i>5</i>
3.	MÓDSZERTAN.....	7
3.1.	ESEMÉNYELEMZÉS.....	7
3.2.	REGRESSZIOELEMZÉS	9
3.2.1.	<i>A jelzés- és alulértékeltségi elmélet tesztelési módszertana</i>	<i>9</i>
3.2.2.	<i>A megbízó-ügynök elmélet tesztelési módszertana</i>	<i>9</i>
3.2.3.	<i>A tőkeszerkezet elmélet tesztelési módszertana</i>	<i>10</i>
3.2.4.	<i>A likviditási hipotézis tesztelési módszertana</i>	<i>10</i>
4.	ADATOK ÉS LEÍRÓ STATISZTIKA	11
5.	EREDMÉNYEK	13
5.1.	RÉSZVÉNY VISSZAVÁSÁRLÁSI BEJELENTÉSEK RÖVID TÁVÚ PIACI HATÁSAI	13
5.2.	ELMÉLETEK TESZTELÉSE ÉS REGRESSZIOELEMZÉS	15
5.2.1.	<i>A jelzés- és alulértékeltségi elmélet tesztelési eredményei</i>	<i>15</i>
5.2.2.	<i>A megbízó-ügynök elmélet tesztelési eredményei</i>	<i>17</i>
5.2.3.	<i>A tőkeszerkezet elmélet tesztelési eredményei</i>	<i>17</i>
5.2.4.	<i>A likviditási hipotézis tesztelési eredményei</i>	<i>18</i>
5.2.5.	<i>Regresszioelemzés</i>	<i>19</i>
6.	KONKLÚZIÓ	21
	IRODALOMJEGYZÉK	23
	MELLÉKLETEK.....	I
	1. MELLÉKLET: A REGRESSZIOELEMZÉS VÁLTOZÓINAK KORRELÁCIÓS MÁTRIXA.....	II

TÁBLÁZAT- ÉS ÁBRAJEGYZÉK

1. táblázat: A megfigyelések gyakorisága bejelentési évek és országok szerinti bontásban.....	11
2. táblázat: A megfigyelések kumulált abnormális hozamainak (eredményváltozó) és a pénzügyi mutatóinak (magyarázó változók) leíró statisztikai összefoglalója.....	12
3. táblázat: 3 napos átlagos kumulált abnormális hozamok a teljes mintára, illetve bejelentési évek és országok szerinti bontásban	14
4. táblázat: A kumulált abnormális hozamra ($CAR[-1,+1]$) mint eredményváltozóra futtatott regressziók összegzése különböző pénzügyi mutatók mint magyarázó változók mellett	16
5. táblázat: 3 napos átlagos kumulált abnormális hozamok a teljes mintára, illetve a tőkeáttételi mutató kvartilisei szerinti bontásban	18
1. ábra: Átlagos napi abnormális hozamok az eseményablakban	13

1. BEVEZETÉS

Az osztalékfizetések volumenéhez képest sokáig alulmaradó részvény visszavásárlások a 2000-es években a részvényesi kifizetések első számú formájává váltak (Skinner, 2008). A XX. században több kutatót is foglalkoztatott az osztalékfizetés annak ellenére történő favorizálása, hogy a részvény visszavásárlás adózási előnnyel rendelkezik azzal szemben (Bierman és West, 1966). Végül, 1998-ban volt az első olyan év, amikor a globális részvény visszavásárlások volumene meghaladta az osztalékfizetéseket (Grullon és Ikenberry, 2000).

A jelenhez közelebbi trendekre tekintve az látható, hogy a globális részvény visszavásárlások volumenének növekedése 2010 után sem állt meg, sőt 2012 és 2022 között megháromszorozódott (Janus Henderson Investors, 2023). A rekordévnek 2022 számított, amikor 1305 milliárd dollár értékben vásárolták vissza papírjaikat a tőzsdén jegyzett cégek. A 2023-as visszaesés után az idei év első néhány hónapjának aktivitása után az elemzők ismételten 1000 milliárd dollár feletti globális volument prognosztizálnak (Nagy, 2024).

A részvény visszavásárlások vizsgálatának aktualitását és relevanciáját azonban nem csak az említett pozitív tendenciák adják, hanem egy magyar tőkepiacon megfigyelt jelenség is. 2023.07.21-én a napi kereskedés zárása után az OPUS Global Nyrt. részvény visszavásárlási programot jelentett be, aminek hatására a következő kereskedési napon a részvények árfolyama közel 20%-ot emelkedett (OPUS, 2023). Ezen piaci esemény és következmény alapján az alábbi kutatási kérdések merültek fel:

- 1) Mekkora a részvény visszavásárlási programok bejelentésének átlagos rövid távú hatása a részvényárfolyamokra?
- 2) Milyen vállalatspecifikus tényezők befolyásolják a piaci hatásokat?

Tekintettel arra, hogy a létező szakirodalom túlnyomó része az Egyesült Államok tőkepiacain végrehajtott részvény visszavásárlások hatásaival foglalkozik, jelen dolgozatban kizárólag vezető európai tőkepiacokra fókuszálok. Mintámat a Stoxx Europe 600 részvényindexben 100 legnagyobb súllyal rendelkező vállalat legfrissebb részvény visszavásárlási bejelentéseire korlátoztam. A kutatás fő hozzáadott értékét tehát a mintában szereplő cégek földrajzi elhelyezkedése és az adatok újszerűsége adja.

Annak okán továbbá, hogy a tőzsdei vállalatok többféle módon is visszavásárolhatják részvényeiket, a vizsgálati kört tovább szűkítettem. A nyílt piaci visszavásárlási program (open market repurchase program), a fix áras ajánlat (fixed-price tender offer), a holland aukciós ajánlat (Dutch auction tender offer) és a zárt körű ajánlat (privately negotiated purchase) lehetőségek közül kizárólag a nyílt piaci visszavásárlásokkal foglalkozom. Ezen

döntést Chen és Obizhaeva (2022) tanulmánya alapján hoztam meg, mely szerint a vállalatok döntő többsége a visszavásárlások e módjának szavaz bizalmat, különösen az utóbbi években.

A felsorolt két kutatási kérdésemet dolgozatom során két különböző módszertannal vizsgálom. Az első kérdésre az eseményelemzés módszertanának segítségével keresem a választ, amely alkalmazása során először historikus adatok alapján megbecslem a minta részvényeinek várható normális hozamát, majd a részvény visszavásárlási bejelentés körül megfigyelt valós napi hozamok és a megbecsült várható normális hozamok különbségeként megkapom az abnormális hozamokat, amelyek tisztán a bejelentések piaci hatását tükrözik.

A második kérdésre keresztmetszeti regressziókkal keresem a választ. Az eredményváltozó minden esetben az eseményelemzés segítségével kiszámolt kumulált abnormális hozam lesz, míg a magyarázó változókat azon vállalatspecifikus tényezők fogják alkotni, amelyek a szakirodalom alapján potenciálisan befolyásolhatják az egyes cégek visszavásárlási bejelentéseinek piaci hatásait.

A dolgozat további részében először áttekintést adok a téma létező szakirodalmáról, utána részletesen bemutatom az elemzéshez felhasznált módszertant és adatokat, majd ismertetem az eredményeket, amelyek alapján levonom a főbb konklúziókat.

2. SZAKIRODALMI ÁTTEKINTÉS

Jelen fejezet során definiálom az elemzés tárgyát képező nyílt piaci visszavásárlási programokat, feltárom a szakirodalom által korábban talált rövid távú piaci reakciókat a bejelentésekre, majd bemutatom azokat a létező legfontosabb elméleteket, amelyek magyarázzák a megfigyelt abnormális hozamokat.

2.1. NYÍLT PIACI VISSZAVÁSÁRLÁSI PROGRAMOK ÉS ABNORMÁLIS HOZAMOK

A nyílt piaci visszavásárlási programok során a vállaltok a hagyományos tőkepiaci kereskedésben vásárolják vissza saját részvényeiket előre bejelentett mennyiségben és időtávon. A visszavásárlás ezen módja sokáig nem volt elterjedt, ugyanis az árfolyammanipulációval kapcsolatos kockázatok miatt a felügyeleti hatóságok jellemzően nem engedélyezték. Lee és Suh (2011) tanulmánya alapján például Németországban törvénytellenes, míg Franciaországban csak nagyon nehezen kivitelezhető volt egészen 1998-ig.

Annak ellenére, hogy a felügyeletek jelenleg is szigorú korlátozásokat tartanak fent, a vállalatoknak továbbra is jelentős mozgástere van a nyílt piaci visszavásárlási programok végrehajtásában. Először is, a tőzsdei cégeknek nincs kötelezettségük arra, hogy valóban visszavásárolják a teljes bejelentett részvényt, és a kutatások szerint a menedzsmentek ezt ki is használják. Rau és Vermaelen (2002) például a nyílt piaci visszavásárlási programok végrehajtási arányát 37%-ra becsülte az Egyesült Királyságban. Másodszor, a vállalatok nem ragaszkodnak szigorú ütemtervhez, amikor visszavásárolják a részvényeiket. Többek között Brockman és Chung (2001) alapján a programok időtartama alatt általában nem minden kereskedési nap vagy kereskedési hónap során teljesülnek tranzakciók.

Korábbi kutatások számtalan alkalommal bizonyították, hogy a nyílt piaci visszavásárlási programok pozitív információtartalmat hordoznak, ugyanis a bejelentésnek tulajdoníthatón rendre pozitív abnormális hozamokat mutattak ki rövid távon (Grullon és Michaely, 2004; Ikenberry és szerzőtársai, 1995; Vermaelen, 1981; Zhang, 2005). Ennek lehetséges magyarázatait a következő fejezetben részletezem.

2.2. A POZITÍV ABNORMÁLIS HOZAMOK LEHETSÉGES MAGYARÁZATAI

A nyílt piaci visszavásárlási programok bejelentéseinek átlagosan pozitív piaci hatásának magyarázatára a szakirodalom számos elméletet dolgozott ki. Ezek közül a legtöbb empirikus bizonyítékkal rendelkezők közé tartozik a jelzés- és alulértékeltségi elmélet, a megbízóügynök elmélet, a tőkeszerkezet elmélet és a likviditási hipotézis, amelyek a következőkben kerülnek kifejtésre.

2.2.1. Jelzés- és alulértékeltségi elmélet

A jelzés- és alulértékeltségi elmélet lényege, hogy a befektetők azért reagálnak pozitívan a részvény visszavásárlási programok bejelentésére, mert azt feltételezik, hogy a többletinformációval rendelkező vállalatmenedzsment a bejelentéssel azt szeretné jelezni a piacoknak, hogy a részvény alulértékelt. Ezzel összhangban, Brav és szerzőtársai (2005) kérdőíves kutatásukban azt találták, hogy a vezetők 86,4 százaléka a részvények alulértékeltségét az egyik legfontosabb tényezőnek tartja a visszavásárlási döntéseinek meghozatala során. Továbbá, több tanulmány is megállapította, hogy a vállalatok általában azután hajtanak végre részvényvásárlást, hogy részvényeik árfolyama csökken (Ikenberry és szerzőtársai, 1995; Peyer és Vermaelen, 2009). Ráadásul, Peyer és Vermaelen (2009) tanulmánya szerint a visszavásárlást megelőző időszakban legnegatívabban teljesítő vállalatok részvényei érik el a legmagasabb abnormális hozamokat a visszavásárlást követő időszakban.

Az elmélet fontos alappilléret képezi, hogy a részvény visszavásárláson keresztül történő hamis jelzés valószínűtlen, mert nagyon költséges (Bhattacharya és Jacobsen, 2015). A túlárzott részvények visszavásárlása veszteséget eredményez a vállalat számára, amely csökkenti a jövőbeli részvényárfolyamot és részvényesek, köztük pedig a vállalatvezetők vagyont is. A visszavásárlások tehát az alulértékeltség hiteles jelzésének tekinthetők.

Fontos megemlíteni ugyanakkor, hogy a jelzés-és alulértékeltségi elmélet a nyílt piaci visszavásárlások esetében sokkal összetettebb, mint más típusú visszavásárlások esetén. Egy nyílt piaci visszavásárlási bejelentés ugyanis csak lehetőséget, és nem kötelezettséget jelent a részvények visszavásárlására. Ebből következik, hogy a szakirodalom szerint ezen bejelentések gyengébb jelzést nyújtanak az alulértékeltségről, mint a többi visszavásárlási típus, hiszen a hamis jelzés költsége is alacsonyabb. (Grullon és Ikenberry, 2000; Rau és Vermaelen, 2002).

2.2.2. Megbízó-ügynök elmélet

A megbízó-ügynök elmélet szerint a részvény visszavásárlási bejelentésekre való pozitív piaci reakciók egy másik magyarázata az, hogy a visszavásárlási programok csökkentik azon megbízó-ügynök problémával kapcsolatos kockázatot, hogy a vállalatok menedzserei felesleges pénzállomány rendelkezésre állása esetén negatív nettó jelenértékű beruházásokba kezdjenek, ugyanis a részvényesi kifizetések csökkentik a vállalatok szabad cash-flow állományát (Jensen, 1986; Easterbrook, 1984).

A részvény visszavásárlási bejelentések tehát ezen elmélet szerint is jelzést közvetítenek a piac felé, azonban nem a vállalat alulértékeltségéről, hanem a vezetők elkötelezettségéről, hogy csökkentsék a magas szabad cash-flow állomány lehetséges kockázatait. Grullon és Michaely (2004) szerint ez a jelzés akkor igazán fontos a befektetőknek, amikor egy vállalat a növekedési fázisból áttér az életciklus érettség fázisába, amelyet kevesebb potenciálisan pozitív nettó jelenértékű beruházási lehetőség jellemez. A szerzőtársak továbbá az 1980 és 1997 közötti nyílt piaci visszavásárlások elemzése során azt találták, hogy a visszavásárlások után magasabb abnormális hozamokat értek el azon vállalatok, amelyek hajlamosak túlköltekezni, és felelőtlenül beruházni a rendelkezésre álló szabad pénzállományból.

2.2.3. Tőkeszerkezet elmélet

A tőkeszerkezet elmélet felvetése szerint a pozitív abnormális hozamok magyarázata abban rejlik, hogy részvény visszavásárlásokkal a vállalat növelheti tőkeáttételi mutatóját, vagyis a saját tőkével szemben adóelőnyvel rendelkező adósságfinanszírozás arányát a forrásoldalon (Grullon és Ikenberry, 2000). A túl magas adósságszint azonban már költséget jelent a vállalat számára, ami pénzügyi nehézségek és csődkockázat formájában jelentkezik. Az optimális tőkeáttétel tehát e két tényező közötti választás eredményeképpen hozható létre (De Angelo és Masulis, 1980). Ilyenformán, amennyiben a tőkeáttételi mutató az optimális szint alatt van, akkor a részvény visszavásárlás bejelentése növelheti a részvényárakat.

Az elméletet alátámasztják Hovakimian és szerzőtársai (2001), akik 1979 és 1997 között vizsgálták a vállalatok tőkeszerkezeti politikáját, és azt találták, hogy amikor a vállalatok tőkeáttételi mutatója az optimális érték alá csökkent, akkor nagyobb valószínűséggel vásároltak vissza részvényeket. A vállalatok részvény visszavásárlásokkal kapcsolatos döntéshozatalában tehát fontos tényező a tőkeszerkezet finomhangolása.

További megerősítést jelent Dittmar (2000) tanulmánya, ahol a szerző a vállalati eszközarányos nettó adósság és az iparági medián különbségéből adódó „LEVER” elnevezésű változó használatával találja azt, hogy 1987 és 1996 között a vállalatok részvény visszavásárlások segítségével optimalizálták az adóssághányadukat.

2.2.4. Likviditási hipotézis

Saját hipotézisem szerint a részvény visszavásárlások pozitívan hatnak a részvények likviditására, így a visszavásárlások után jellemző pozitív piaci reakciók egyik lehetséges magyarázatának tartom a likviditás növekedését.

A nemzetközi szakirodalomban több tanulmány is alátámasztja a nézetemet, például De Cesari és szerzőtársai (2011) 1997 és 2004 között olasz vállalatokat vizsgálva jutottak arra, hogy a nyílt piaci visszavásárlások pozitív hatással vannak a likviditásra, amit a bid-ask spreadek csökkenésével mutattak ki. Chung és szerzőtársai (2007), valamint McNally és Smith (2011) hasonló eredményeket tárt fel Svájcban, illetve Kanadában.

A kutatási eredmények azonban összességében ellentmondásosak, ugyanis egyes kutatások a hipotézisem ellenkezőjére is találtak empirikus bizonyítékokat. Brockman és Chung (2001) a hongkongi tőzsde vizsgálata során jutott arra a következtetésre, hogy a visszavásárlások napjain a bid-ask spread növekszik, Ginglinger és Hamon (2007) pedig a párizsi tőzsde kapcsán tette ugyanezt a megállapítást.

3. MÓDSZERTAN

Jelen fejezetben a dolgozat kutatási kérdéseinek vizsgálatához használt módszertan részletei kerülnek bemutatásra. Először a nyílt piaci visszavásárlási bejelentések rövid távú piaci hatásának megbecslésére alkalmas eseményelemzés módszertanának alkalmazását, majd a rövid távú piaci hatásokat befolyásoló tényezőkkel kapcsolatos elméletek, hipotézisek tesztelésére összeállított lineáris regressziókat részletezem.

3.1. ESEMÉNYELEMZÉS

Az eseményelemzés alapjait Fama és szerzőtársai (1969) fektették le, míg a tudományos munkákban való alkalmazását, illetve különböző megközelítéseit MacKinlay (1997) tanulmánya foglalja össze.

A módszertan első lépéseként az úgy nevezett eseményablakot szükséges meghatározni, amely azt a periódust takarja, amikor a vizsgált esemény potenciálisan hatással lehet a kapcsolódó pénzügyi eszköz árfolyamára. Maga a bejelentés napja értelemszerűen kötelező elem, azonban az eseményablak hosszának kiválasztása már korántsem triviális. Egy hosszabb eseményablak kiválasztása növeli a vizsgált eseménytől eltérő hatások torzításának kockázatát, ugyanakkor képes az elnyúló, nem azonnali piaci reakciók azonosítására is. Egy rövidebb eseményablak ezzel szemben erősen fókuszál a vizsgált eseményre, és nagy eséllyel nem kerül befolyásolásra a potenciális torzító tényezők (pl. más hírek, bejelentések) által. Ezen érveket mérlegelve, egy viszonylag rövid, egy nappal a bejelentés napja előtt kezdődő, és egy nappal az esemény után záródó eseményablakot választottam $[-1,+1]$. Fontos szempont volt, hogy a 3 napos eseményablak kiválasztása könnyűvé teszi az előző tanulmányokkal való összehasonlítást, ugyanis a legtöbb akadémikus szintén e mellett tette le a voksát.

Második lépésként a becslési ablak kiválasztása következik, amelyet a vizsgált eseményhez kapcsolódó pénzügyi eszköz várható normális hozamának becslésére használok. A szakirodalmi standardok alapján, választásom egy 250 kereskedési nap hosszúságú becslési ablakra esett, ami majdnem egy teljes évet tesz ki. Úgy vélem, ez egy kellően hosszú időtartam ahhoz, hogy pontos becslést tudjak adni a normális várható hozamról. A vizsgált esemény becsült normális hozamra való befolyásoló hatásának elkerülése érdekében, a két ablak nem fedt egymást, a becslési ablak $[-256,-6]$ az eseményablak kezdetétől 5 nappal visszamenőlegesen zárul.

A következő lépés a várható (esemény hatását nélkülöző) normális hozamok (NR_{it}) megbecslése, amelynek a két lejelterjedtebb módja a becslési ablak adott időtávú hozamainak átlagolása, illetve a piaci modell alkalmazása. MacKinlay (1997) kutatása szerint a Fama és szerzőtársai (1969) által megalkotott alaplumben is használt piaci modell bizonyul a legmegbízhatóbbnak, így jelen tanulmányban is ezzel végzem el a becslést.

A piaci modell szerint először az alábbi egyenletet szükséges megbecsülni a minta minden egyes részvényére, ahol R_{it} az i értékpapír t periódusbeli logaritmikus hozamát, míg R_{mt} a piaci portfólió t periódusbeli logaritmikus hozamát jelöli.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Tekintettel arra, hogy a mintám vezető európai részvényekre terjed ki, piaci portfóliónak a Stoxx Europe 600 részvényindexet tekintem. α_i és β_i paraméterek OLS regresszió segítségével kerülnek becslésre a becslési ablakot használva.

Az 1-es számú egyenlet becsült α_i és β_i paramétereit felhasználva az eseményablakban várható normális hozam bármilyen i értékpapírra a következő:

$$NR_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} \quad (2)$$

A vizsgált esemény tisztított piaci hatását leíró abnormális hozamok (AR_{it}) az eseményablakban a piacon megfigyelt valós hozamok (R_{it}) és 2-es számú egyenlet segítségével kiszámolt várható normális hozamok különbségéből adódnak.

$$AR_{it} = R_{it} - NR_{it} \quad (3)$$

A teljes eseményablakban tapasztalt piaci hatás számszerűsítésére kumulált abnormális hozamot (CAR_i) érdemes számolni, ami az abnormális hozamok eseményablak kezdetétől (t_1) végéig (t_2) való összegzéséből kapható meg.

$$CAR_i = \sum_{t_1}^{t_2} AR_{it} \quad (4)$$

Annak érdekében, hogy ne csak egy esemény piaci hatása kerüljön górcső alá, hanem az összes eseményé együttvéve, kumulált átlagos abnormális hozam (CAAR) számítása szükséges.

$$CAAR = \frac{\sum_{i=1}^N CAR_i}{N} \quad (5)$$

Az átlagos kumulált abnormális hozamok megállapítása után az alábbi t-próbával vizsgálom, hogy szignifikánsan különböznek-e nullától.

$$t_{CAAR} = \sqrt{N} \frac{CAAR}{S_{CAAR}} \quad (6)$$

$$S_{CAAR}^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (CAR_i - CAAR)^2 \quad (7)$$

3.2. REGRESSZIÓELEMZÉS

A részvény visszavásárlási programok bejelentésének rövid távú piaci hatásait számszerűsítő kumulált abnormális hozamok előállítása után lineáris regressziók segítségével teszteltem azon elméleteket és hipotéziseket, amelyek azt feltételezik, hogy bizonyos vállalatspecifikus tényezők befolyásolják a kumulált abnormális hozamokat.

3.2.1. A jelzés- és alulértékeltségi elmélet tesztelési módszertana

A dolgozat 2.2.1. fejezetében részletesen bemutatott jelzés- és alulértékeltségi elméletet a mintában szereplő vállalatok P/B mutatóinak és a piaci kapitalizációinak segítségével teszteltem.

Az elméletet szerint a nyílt piaci visszavásárlás bejelentésével a menedzsment azt a jelzést adja a piacnak, hogy a részvényt a rendelkezésére álló többletinformációk alapján olcsónak találja. A P/B mutató relevanciáját ezzel kapcsolatban az adja, hogy jó indikációt ad az adott vállalat alul- vagy felülértékeltségéről. A 1-nél magasabb P/B mutató esetén a vállalatot a piac a könyv szerinti értékén felül, míg ellenkező esetben a vállalatot a piac a könyv szerinti értékén alul értékeli. Alulértékeltség esetén a piac valószínűsíthetően erősebb jelzésként értékeli bejelentést, így az alábbi regresszióban szignifikáns negatív kapcsolatot várok a P/B mutató és a kumulált abnormális hozamok között.

$$CAR[-1, +1] = \alpha + \beta_{P/B} + \varepsilon \quad (\text{Modell A})$$

A piaci kapitalizáció esetében a hipotézis az, hogy a kisebb vállalatok kisebb figyelmet kapnak a piac és az elemzők részéről, ezért hajlamosabbak lehetnek félrearázottságra. Kisebb méretű cégek bejelentéseit a piac tehát valószínűsíthetően erősebb jelzésként értékeli, így az alábbi regresszióban szintén szignifikáns negatív kapcsolatot várok a piaci kapitalizáció természetes alapú logaritmusára és a kumulált abnormális hozamok között.

$$CAR[-1, +1] = \alpha + \beta_{pk} + \varepsilon \quad (\text{Modell B})$$

3.2.2. A megbízó-ügynök elmélet tesztelési módszertana

A dolgozat 2.2.2. fejezetében részletesen bemutatott megbízó-ügynök elméletet a mintában szereplő vállalatok szabad cash-flow állományának (FCF) és eszközarányos nyereségének (RoA) segítségével teszteltem.

Az elmélet szerint a kevesebb megtérülő befektetési lehetőséggel rendelkező, érett életciklusban lévő vállalatok vezetése hajlamos rossz befektetésekre költeni a cég szabad cash-flow állományát. A magas szabad cash-flow állománnyal rendelkező cégek nyílt piaci visszavásárlási bejelentéseit tehát a piac valószínűsíthetően pozitívabban értékeli, ugyanis a potenciálisan rossz befektetésekre fordítható pénzállomány a visszavásárlás formájában

kifizetésre kerül a részvényeseknek. Így az alábbi regresszióban szignifikáns pozitív kapcsolatot várok a változók között.

$$CAR[-1, +1] = \alpha + \beta_{FCF} + \varepsilon \quad (\text{Modell C})$$

Tekintettel arra, hogy az érettebb életciklusban lévő vállalatok általában alacsonyabb eszközarányos nyereséggel rendelkeznek, az alábbi regresszióban szignifikáns negatív kapcsolatot várok az eredmény- és a magyarázó változó között.

$$CAR[-1, +1] = \alpha + \beta_{ROA} + \varepsilon \quad (\text{Modell D})$$

3.2.3. A tőkeszerkezet elmélet tesztelési módszertana

A dolgozat 2.2.3. fejezetében részletesen bemutatott tőkeszerkezet elméletet a mintában szereplő vállalatok teljes adósságállományának és teljes eszközállományának hányadosából kapott tőkeáttételi mutatójának (LR) segítségével tesztelem.

Az elmélet szerint a túlzottan alacsony tőkeáttétellel rendelkező vállalatok nem használják ki eléggé az adósságfinanszírozás adózási előnyeit, míg a túlzottan magas tőkeáttételi mutató a vállalat magas csődkockázatát eredményezi. A hipotézis tehát az, hogy az alacsonyabb tőkeáttételű cégeknél a piac díjazza a részvény visszavásárlás hatására relatíve növekvő adósságállomány nyújtotta olcsóbb finanszírozást, míg magasabb tőkeáttételű cégeknél a piac beárazza a relatíve növekvő adósságállomány csődkockázati felárát. Ilyenformán, az alábbi regresszióban szignifikáns negatív kapcsolatot várok a változók között.

$$CAR[-1, +1] = \alpha + \beta_{LR} + \varepsilon \quad (\text{Modell E})$$

3.2.4. A likviditási hipotézis tesztelési módszertana

A dolgozat 2.2.4. fejezetében részletesen bemutatott likviditási hipotézist a mintában szereplő tőzsdei cégek nyílt piaci visszavásárlási bejelentését megelőző év átlagos, részvényárfolyammal korrigált bid-ask spreadjének és közkézhányadának segítségével tesztelem.

A hipotézis szerint a kevésbé likvid részvények árfolyamában megjelenik a befektetők által beárazott likviditási prémium. Amikor azonban az adott vállalat részvény visszavásárlási programot jelent be, akkor a program időtartama alatt egy stabil vételi kereslet alakul ki, ami felfelé nyomja a részvényárfolyamot. Így az alábbi regressziókban a részvényárfolyammal korrigált bid-ask spread esetében szignifikáns pozitív kapcsolatot, míg a közkézhányad esetében szignifikáns negatív kapcsolatot várok az eredményváltozóval.

$$CAR[-1, +1] = \alpha + \beta_{spread} + \varepsilon \quad (\text{Modell F})$$

$$CAR[-1, +1] = \alpha + \beta_{közkez} + \varepsilon \quad (\text{Modell G})$$

4. ADATOK ÉS LEÍRÓ STATISZTIKA

Az adatgyűjtés során a Stoxx Europe 600 részvényindexben legnagyobb súllyal rendelkező 100 vállalat részvény visszavásárlási bejelentéseinek pontos dátumait a Bloomberg adatbázis BBK<GO> funkciójával kértem le. A kiválasztott 100 cég közül a Bloomberg 76 esetben talált legalább 1 részvény visszavásárlási bejelentést. Azon esetekben, ahol egy vállalatra vonatkozóan több dátum is rendelkezésre állt, ott a vizsgálandó megfigyelések közé a legfrissebb bejelentés került be.

Az 1. táblázat alapján a 76 elemű minta több mint felét a 2023-as, míg több mint negyedét 2024-es bejelentések adják. Kiderül továbbá, hogy a francia, német és egyesült királyságbeli cégek együttesen a minta több mint 60 százalékát teszik ki.

1. táblázat: A megfigyelések gyakorisága bejelentési évek és országok szerinti bontásban.

Ország	Bejelentési év			Összes év
	2020-2022	2023	2024	
Más országok	5	14	8	27
Franciaország	4	13	1	18
Németország	3	5	5	13
Egyesült Királyság	4	7	7	18
Összes ország	16	39	21	76

Forrás: Saját szerkesztés.

Az eseményelemzéshez szintén szükséges napi korrigált záró részvényárfolyamokat a Yahoo Finance internetes adatbázisból kérdeztem le. A korrigált záróárfolyamok CRSP standardoknak megfelelően a részvényfeldarabolásokra és az osztalékfizetésekre is korrigálnak, ezen potenciális torzítások tehát ki vannak szűrve az adatokból.

A 76 darab eseményelemzés elvégzése után az előálló 3 napos kumulált abnormális hozamokból álló adatsorra a továbbiakban eredményváltozóként tekintek. A hipotézisvizsgálathoz és regresszióelemzéshez szükséges 76 megfigyelésre vonatkozó 7 pénzügyi mutató (magyarázó változó) értékeit a részvény visszavásárlási bejelentésekhez hasonlóan szintén a Bloomberg adatbázisból töltöttem le.

Az összesen 8 releváns adatsor leíró statisztikáinak összegzését a 2. táblázatban jeleltem meg. Leolvasható, hogy az egyes 3 napos kumulált abnormális hozamok viszonylag széles, több mint 20 százalékpont hosszú sávban szóródtak, az átlagos érték pedig 1,112 százalék lett.

A P/B mutatók 4,333-as átlaga és 2,005-ös mediánja alapján megállapítható, hogy a vezető európai vállalatok általában a könyv szerinti értékünknel magasabb piaci értékkel rendelkeznek, míg az önmagukban nehézkesen értelmezhető logaritmizált piaci kapitalizációk relatíve alacsony, 0,666-os szórása a megfigyelések erős homogenitását jelzi.

Az eszközarányos szabad cash-flow 6,570 százalékos, valamint az eszközarányos nyereség 5,793 százalékos átlaga továbbá igazolja, hogy a vezető európai vállalatok átlagosan pozitív szabad cash-flow állománnyal rendelkeznek és nyereségesek is.

A tőkeszerkezetek kapcsán, a tőkeáttételi mutató 0,672-es átlagából adódóan az látható, hogy a minta vállalatai átlagosan magasabb adósságállománnyal rendelkeznek, mint saját tőke állománnyal. Érdekesség, hogy legextrémebb tőkeszerkezetű cég mérlegének forrás oldala 96,6 százalékban adósságból áll.

Végül, a részvényárfolyamokkal korrigált bid-ask spreadek mindössze 0,095 százalékos maximális értéke, valamint a közkézhányadok 92,531 százalékos mediánja megerősíti, hogy a vezető európai részvények kiemelkedően magas likviditásúak.

2. táblázat: A megfigyelések kumulált abnormális hozamainak (eredményváltozó) és a pénzügyi mutatóinak (magyarázó változók) leíró statisztikai összefoglalója.

Változó	Átlag	Medián	Szórás	Minimum	Maximum	Megfigyelések
CAR[-1,+1] (%)	1,112	1,051	3,671	-9,513	12,471	76
P/B mutató	4,333	2,005	5,701	0,449	29,207	76
ln(Piaci kapitalizáció) (USD)	11,092	11,003	0,666	10,062	13,043	76
Eszközarányos szabad cash-flow (%)	6,570	6,208	5,891	-2,560	32,897	76
Eszközarányos nyereség (%)	5,793	5,399	5,514	-5,554	30,116	76
Tőkeáttételi mutató	0,672	0,661	0,182	0,180	0,966	76
Bid-ask spread (%)	0,039	0,036	0,017	0,016	0,095	76
Közkezhányad (%)	84,867	92,531	18,716	24,487	100,000	76

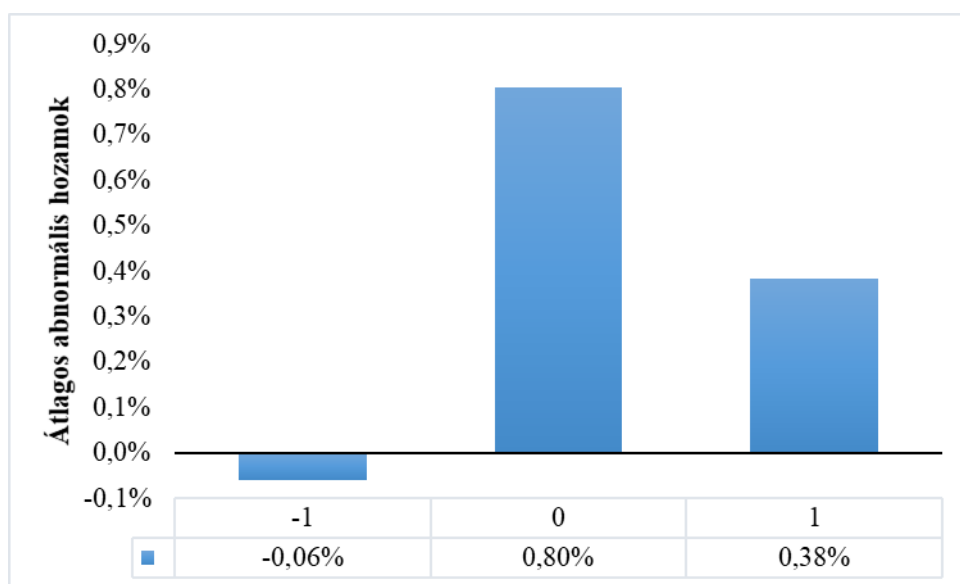
Forrás: Saját szerkesztés.

5. EREDMÉNYEK

A kutatás empirikus eredményeinek bemutatását a 76 elemű teljes mintára kapott abnormális hozamok elemzésével kezdem, amely a nyílt piaci visszavásárlási bejelentéseket követő rövid távú piaci hatások megértését segíti elő. Ezt követően, a 2. fejezetben taglalt elméletek, hipotézisek statisztikai tesztelésének eredményeivel folytatom, amely a regresszióelemzés következtetésein alapul. A saját számítások bemutatása mellett reflektálok a szakirodalom korábbi tanulmányainak eredményeire is.

5.1. RÉSZVÉNY VISSZAVÁSÁRLÁSI BEJELENTÉSEK RÖVID TÁVÚ PIACI HATÁSAI

Az 3 napos eseményablak kezdőnapján, a nyílt piaci visszavásárlás bejelentését megelőző kereskedési napon az átlagos abnormális hozam minimálisan negatív, -0,06 százalékos értéket vett fel. Az előzetes várakozásoknak megfelelően, a bejelentés napján mutatkozik az eseményablak legmagasabb, 0,80 százalékos átlagos abnormális hozama, míg a bejelentést követő napon szintén pozitív, ámde alacsonyabb mértékű, 0,38 százalékos érték figyelhető meg. Az 1. ábrán kirajzolódó mintázat, vagyis a bejelentés előtti alulteljesítés, a bejelentési napi kitörés, majd pedig a lecsengés teljesen mértékben megegyezik az ismert szakirodalommal (Ikenberry és szerzőtársai, 1995; Peyer és Vermaelen, 2009).



1. ábra: Átlagos napi abnormális hozamok az eseményablakban.

Forrás: Saját szerkesztés.

Az átlagos napi abnormális hozamok összegeként meghatározott 3 napos átlagos kumulált abnormális hozam 1,11 százalékot ad eredményül, ami az elvégzett t-próba 2,62-es értékéből adódó 0,01-es p-érték alapján a tudományos gyakorlat szerinti 5 százalékos szignifikanciaszinten szignifikánsan különbözik nullától.

Az eredmény tehát statisztikailag jelentős, azonban a mértéke alacsonyabb a korábbi akadémiai publikációk eredményeinél, ugyanis 3 napos eseményablak esetén a konszenzus eddig 2 és 3,5 százalék között alakult (Grullon és Michaely, 2004; Ikenberry és szerzőtársai, 1995). A jelenségre magyarázattal szolgál az 3. táblázatban szemléltetett bejelentés éve szerinti felbontás. A mintában szereplő 2020 és 2022 között bejelentett visszavásárlások esetében a 3 napos átlagos kumulált abnormális hozam 2,39 százalék, amely egybevág a szakirodalom konszenzusával, ráadásul 5 százalékos szignifikanciaszinten szignifikánsan különbözik is nullától. A 2023-as és 2024-es év azonban erős, 1,5 százalékpontonál is magasabb visszaesést jelent a rövid távú piaci hatások tekintetében, sőt a 0,88 százalékos és a 0,58 százalékos átlagos kumulált abnormális hozam sem szignifikáns 5 százalékos szignifikanciaszinten. A teljes mintán tapasztalt mérsékelt hatás tehát egyrészt a 2023-as és 2024-es bejelentések visszaeső abnormális hozamainak köszönhető.

3. táblázat: 3 napos átlagos kumulált abnormális hozamok a teljes mintára, illetve bejelentési évek és országok szerinti bontásban.

Megnevezés	Mintaelemszám	CAAR[-1,+1] (%)
Teljes minta p-érték	76	1,11 (0,011)
<i>Évek alapján</i>		
2020-2022 p-érték	16	2,39 (0,035)
2023 p-érték	39	0,88 (0,090)
2024 p-érték	21	0,58 (0,556)
<i>Országok alapján</i>		
Egyesült Királyság p-érték	18	0,78 (0,365)
Franciaország p-érték	18	0,46 (0,425)
Németország p-érték	13	0,17 (0,882)
Más országok p-érték	27	2,22 (0,014)

Forrás: Saját szerkesztés.

Másrészt, a mérsékeltebb hatás okozója az is, hogy a mintában legnagyobb arányban reprezentált egyesült királyságbeli, francia és német vállalatok nyílt piaci visszavásárlási bejelentéseinek átlagos rövid távú piaci hatása is jelentősen elmarad a konszenzustól, sőt a német cégek esetén alig van egyáltalán bármilyen mértékű pozitív irányú elmozdulás. A mintába megfigyeléseket delegáló többi ország (Belgium, Dánia, Finnország, Olaszország, Hollandia, Norvégia és Svájc) cégeinek részvényei ellenben a konszenzusnak megfelelő, 2,22 százalékos átlagos kumulált abnormális hozamot értek el az eseményablakban, ami statisztikailag is szignifikáns 5 százalékos szignifikanciaszinten. Az Európa három vezető országának esetében tapasztalt kevésbé drámai piaci reakciókra magyarázatul szolgálhat a tény, hogy a kontinens legfejlettebb tőkepiacaival rendelkeznek, ahol a piaci volatilitás is alacsonyabb.

A 4. Adatok és leíró statisztika fejezetben található 1. táblázatban szemléltetett megfigyelési gyakoriságok megerősítik, hogy a bejelentési évek és az országok szerinti bontás alapján megállapított mintázatok nem a két ismerv erős egymásra való hatása okozza. Erre számszerű bizonyítékkal szolgál a Cramer-féle asszociációs együttható, amelynek 0,22-es értéke gyenge asszociációs kapcsolatot jelez a két ismerv között.

5.2. ELMÉLETEK TESZTELÉSE ÉS REGRESSZIÓELEMZÉS

A 2. fejezetben bemutatott elméleteket, hipotéziseket a 3. fejezetben taglalt pénzügyi mutatószámok kumulált abnormális hozamokra való regresszálásával teszteltem. Ennek eredményeit a következőkben összegzem, valamint a pénzügyi mutatószámok együttes magyarázóerejét is feltárom.

5.2.1. A jelzés- és alulértékeltségi elmélet tesztelési eredményei

A jelzés- és alulértékeltségi elméletet a mintában szereplő tőzsdei cégek P/B mutatóinak, illetve a piaci kapitalizációinak kumulált abnormális hozamokra gyakorolt hatásán keresztül teszteltem. A dolgozat 3.2.1. fejezetében bemutatott hipotézis alapján az alulértékelt, illetve méretükben kisebb vállalatok részvény visszavásárlási bejelentései után magasabb abnormális hozamokat valószínűsítek, így a P/B mutató és a piaci kapitalizáció esetében is szignifikáns negatív kapcsolatot vártam az eredményváltozóval.

A 4. táblázat tanúsága szerint az A és B jelű regressziós modellek mindkét mutató tekintetében a várakozással ellentétes előjelű kapcsolatot jeleznek. Ugyan a korreláció irányának korábbi szakirodalmi eredményekhez képesti megváltozását még lehetne a mintavételi hiba vagy a véletlen számlájára írni, azonban ennek ellentmond az a tény, hogy a piaci kapitalizáció 0,001-es regressziós együtthatója statisztikailag is szignifikánsan magyarázza

a kumulált abnormális hozamokat. Jelen mintában tehát minél magasabb egy vállalat tőzsdei cégértéke, annál kedvezőbb a rövid távú piaci hatás a nyílt piaci visszavásárlási program bejelentésére. A jelzés- és alulértékeltségi elmélet ilyenformán nem nyert bizonyítást a vezető európai részvények körében.

4. táblázat: A kumulált abnormális hozamra (CAR[-1,+1]) mint eredményváltozóra futtatott regressziók összegzése különböző pénzügyi mutatók mint magyarázó változók mellett.

Magyarázó változó	Modell									
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
P/B mutató p-érték	0,001 (0,108)							0,002 (0,128)	0,002 (0,050)	0,003 (0,024)
Piaci kapitalizáció p-érték		0,001 (0,010)						0,003 (0,215)	0,004 (0,029)	0,005 (0,006)
Szabad cash-flow p-érték			0,042 (0,565)					-0,219 (0,085)	-0,213 (0,086)	-0,237 (0,056)
Eszközarányos nyereség p-érték				0,001 (0,061)				0,000 (0,778)		
Tőkeáttételi mutató p-érték					-0,053 (0,020)			-0,062 (0,035)	-0,059 (0,010)	-0,054 (0,017)
Bid-ask spread p-érték						32,210 (0,195)		29,176 (0,221)	32,185 (0,162)	
Közkézhányad p-érték							-0,009 (0,704)	0,014 (0,563)		
Tengelymetszet p-érték	0,006 (0,261)	0 (-)	0,008 (0,192)	0,003 (0,646)	0,047 (0,004)	-0,002 (0,882)	0,018 (0,353)	0 (-)	0 (-)	0 (-)
Korrigált R-négyzet	0,021	0,072	-0,009	0,034	0,058	0,009	-0,012	0,144	0,163	0,152
F-statisztika p-érték	2,644 (0,108)	7,021 (0,010)	0,334 (0,565)	3,633 (0,061)	5,615 (0,020)	1,709 (0,195)	0,145 (0,704)	2,868 (0,011)	4,028 (0,003)	4,474 (0,003)

Forrás: Saját szerkesztés.

A P/B mutató és a piaci kapitalizáció kapcsán megfigyelt előzetes várakozásoktól eltérő jelenség magyarázata elsősorban a minta összetételében keresendő. A megfigyelések nagy többsége friss, 2023-2024-es európai részvény visszavásárlásokhoz kapcsolódik, tehát nincs átfedés a korábban hivatkozott kutatások mintavételeivel, vagyis könnyen elképzelhető, hogy az utóbbi években valóban megfordult a kapcsolat iránya. Logikusan, az elmúlt időszak kedvezőtlen makrokörnyezetében racionális döntés volt a nagyobb, kevésbé kockázatos cégek irányába átcsoportosítani a befektetéseket. Továbbá fennáll a lehetőség, hogy a kiinduló hipotézis kapcsán hibás volt az a feltevés, hogy a kisebb vállalatok részvényei nagyobb eséllyel félreárazottak, ugyanis piaci transzparencia a szabályozások törekvéseinek megfelelően évről-évre folyamatosan növekszik.

5.2.2. A megbízó-ügynök elmélet tesztelési eredményei

A megbízó-ügynök elméletet a mintában szereplő tőzsdei cégek nyílt piaci visszavásárlási bejelentését megelőző év évvégi szabad cash-flow állományának, illetve az eszközarányos nyereség (RoA) mutatójának kumulált abnormális hozamokra gyakorolt hatásán keresztül teszteltem. A dolgozat 3.2.2. fejezetének alapján a megbízó-ügynök probléma olyan vállalatoknál a leginkább aggályos, amelyeknél pozitív nettó jelenértékű befektetési lehetőségek híján vannak, ezáltal eszközarányos nyereségük alacsony, szabad cash-flow állományuk pedig magas. Ilyenformán a szabad cash-flow állomány esetében szignifikáns pozitív, míg a RoA mutató esetében szignifikáns negatív kapcsolatot vártam az eredményváltozóval.

A 4. táblázat C jelű regressziós modellje alapján a szabad cash-flow állomány az elmélettel megegyezően pozitív kapcsolatot mutat a kumulált abnormális hozamokkal, azonban a 0,042-es regressziós együttható statisztikailag nem szignifikáns, a mellékletben megjelenített korrelációs mátrixból kiolvasható 0,07-es korrelációs együttható pedig gyenge kapcsolatot jelez.

A RoA mutató 0,001-es pozitív előjelű regressziós együtthatója (4. táblázat D jelű regressziós modell) a hipotézissel ellentétes irányú kapcsolatot determinál, azonban 0,061-es p-érték mellett 5 százalékos szignifikanciaszinten statisztikai szignifikanciáról itt sem beszélhetünk. A várakozástól való eltérés az előző magyarázó változók együtthatóinak ismeretében nem meglepő, ugyanis a mintában a RoA mutató és a piaci kapitalizáció között 0,43-as, míg a RoA mutató és a szabad cash-flow állomány között 0,73-as pozitív korreláció mutatkozik. Összességében megállapítható, hogy az empirikus eredmények a megbízó-ügynök elméletet sem támasztják alá a vezető európai részvények körében.

5.2.3. A tőkeszerkezet elmélet tesztelési eredményei

A tőkeszerkezet elméletet a mintában szereplő tőzsdei cégek nyílt piaci visszavásárlási bejelentését megelőző év évvégi tőkeáttételi mutatójának kumulált abnormális hozamokra gyakorolt hatásán keresztül teszteltem. A dolgozat 3.2.3. fejezetének alapján az alacsonyabb tőkeáttétellel rendelkező vállalatok nem használják ki eléggé az adósságfinanszírozás adózási előnyeit, azonban a részvény visszavásárlások hatására a mutató nő, ezt pedig pozitívan értékelik a befektetők. Így a tőkeáttételi mutató esetében szignifikáns negatív kapcsolatot vártam az eredményváltozóval.

A 4. táblázat E jelű regressziós modellje alapján a tőkeáttételi mutató -0,053-as regressziós együtthatója az előzetes várakozással megegyezően negatív kapcsolatot mutat, rá-

adásul közgazdaságilag is szignifikáns, ugyanis az értéket úgy értelmezhetjük, hogy a tőkeáttételi mutató 0,1-es növekedése átlagosan 53 bázisponttal csökkenti a bejelentett nyílt piaci visszavásárlások 3 napos kumulált abnormális hozamait. A tőkeáttételi mutató 0,02-es p-érték mellett statisztikailag is szignifikánsan magyarázza a rövid távú piaci hatásokat.

A 5. táblázatban látható, tőkeáttételi mutatók alapján való kvartilisekre bontás további bizonyítékot szolgáltat a tőkeszerkezet elmélet helyességére. Az első kvartilisben található, legalacsonyabb tőkeáttételi mutatóval rendelkező vállalatok nyílt piaci visszavásárlási bejelentéseinek átlagos piaci hatása 2,96 százalék, ami 0,001-es p-értékével szignifikánsan különbözik nullától. A piac tehát valóban kiemelkedően díjazza azon cégek részvény visszavásárlásait, amelyek a bejelentésig nem optimális mértékben használták ki az adósságból való finanszírozás adózási előnyeit. A felvázolt teljes kép alapján, az empirikus eredmények teljes mértékben igazolják a tőkeszerkezet elméletet a vezető európai részvények körében.

5. táblázat: 3 napos átlagos kumulált abnormális hozamok a teljes mintára, illetve a tőkeáttételi mutató kvartilisei szerinti bontásban.

Megnevezés	Mintaelemszám	CAAR[-1,+1] (%)
Teljes minta p-érték	76	1,11 (0,011)
<i>A tőkeáttételi mutató kvartilisei alapján</i>		
1 (kicsi) p-érték	19	2,96 (0,001)
2 p-érték	19	0,41 (0,674)
3 p-érték	19	0,46 (0,543)
4 (nagy) p-érték	19	0,62 (0,488)

Forrás: Saját szerkesztés.

5.2.4. A likviditási hipotézis tesztelési eredményei

A likviditási hipotézist a mintában szereplő tőzsdei cégek részvény visszavásárlási bejelentését megelőző év átlagos részvényárfolyammal korrigált bid-ask spreadjének és közkérhányadának kumulált abnormális hozamokra gyakorolt hatásán keresztül teszteltem. A dolgozat 3.2.4. fejezetébe alapján az alacsonyabb likviditású részvényekkel rendelkező vállalatok

nyílt piaci visszavásárlási bejelentései után magasabb abnormális hozamokat valószínűsíttek, ugyanis a visszavásárlásokkal maga a vállalat generál stabil vételi keresletet a saját részvényekre. Ennek megfelelően, a bid-ask spread esetében szignifikáns pozitív, míg a közkézhányad esetében szignifikáns negatív kapcsolatot vártam az eredményváltozóval.

A 4. táblázat F és G jelű regressziós modelljeinek tanúsága szerint a kapcsolat mindkét mutató tekintetében a várakozással megegyező előjelű, azonban a 0,15-ös és -0,04-es értékű korrelációs együtthatók gyenge kapcsolatot jeleznek a kumulált abnormális hozamokkal. A bid-ask spread 32,21-es, illetve a közkézhányad -0,009-es regressziós együtthatója sem szignifikáns statisztikailag. Az empirikus eredmények tehát nem igazolják egyértelműen a likviditási hipotézist a vezető európai részvények körében.

Megemlíteném ugyanakkor, hogy a 4. Adatok és leíró statisztika fejezetben található 1. táblázat leíró statisztikái alapján a mintában szereplő cégek részvényei a likviditási mutatók szempontjából meglehetősen homogének. A részvényárfolyamokkal korrigált bid-ask spreadek mintában megfigyelt 0,095 százalékos maximális értéke, valamint a közkézhányadok 92,531 százalékos mediánja megerősíti, hogy a vezető európai részvények kiemelten likvidek. Statisztikailag is szignifikáns eredmény reményében tehát érdemes lehet egy heterogénebb mintán megismételni a likviditási hipotézis tesztelését.

5.2.5. Regresszióelemzés

A 4. táblázatban az A-G jelű egyváltozós lineáris regressziókon kívül többváltozós modellek magyarázóerejét is megjelenítettem. Kiindulásképpen, a H jelű modellbe az összes elemek, hipotézisek tesztelésére használt magyarázó változót integráltam. A korrigált R-négyzet 0,144-es értéke értelmében a felhasznált pénzügyi mutatók együttesen a kumulált abnormális hozamok varianciájának 14,4 százalékát magyarázzák, az F-próba 0,011-es p-értéke alapján pedig ez szignifikánsan jobb, mint a nullmodell. Az egyváltozós regressziókban látottakhoz képest a teljes modellben a magyarázó változók egymásra hatásából adódóan a szabad cash-flow és a közkézhányad regressziós együtthatóinak előjele megfordult. Az együttes magyarázóerőhöz való hozzáadott értéket tekintve, az eszközarányos nyereség és a közkézhányad magas p-értékei alacsony kontribúciót jeleznek, így szerepeltetésük nem indokolt.

Az I jelű modellből az utóbbi két mutató tehát kihagyásra került, aminek eredményeképpen a korrigált R-négyzet értéke 0,163-ra javult, illetve a szabad cash-flow kivételével a magyarázó változók p-értékei is jelentősen csökkentek. Ebben a modellben 5 százalékos

szignifikanciaszinten már a P/B mutató, a piaci kapitalizáció és a tőkeáttételi mutató esetében is megállapítható statisztikai szignifikancia. A bid-ask spread 0,162-es p-értéke viszont továbbra is relatíve magas, így egy következő modellben érdemes kihagyni a magyarázó változók sorából.

A J jelű modellben a várakozásoknak megfelelően a tőkeáttételi mutató kivételével tovább javultak a p-értékek, a szabad cash-flow regressziós együtthatója is az 5 százalékos szignifikanciaküszöb határára került. Az R-négyzet 0,152-es értéke azonban a magyarázóerő csökkenését jelzi, tehát összességében az I jelű modell magyarázza a legjobban a kumulált abnormális hozamok varianciáját.

6. KONKLÚZIÓ

Jelen dolgozatban azon kérdésekre kerestem a választ, hogy a vezető európai vállalatok legfrissebb nyílt piaci részvény visszavásárlási bejelentései milyen átlagos rövid távú hatással vannak a részvényárfolyamokra, illetve milyen vállalatspecifikus tényezők befolyásolják a piaci hatásokat.

Az első kérdést az eseményelemzés módszertanával vizsgáltam, a számoláshoz pedig 3 napos eseményablakot választottam, amely a bejelentést megelőző naptól a bejelentést követő napig tart. Az előzetes várakozásnak megfelelően, a legmagasabb, 0,80 százalékos átlagos abnormális hozam (1. ábra) a bejelentés napján jelentkezett, a teljes eseményablak átlagos kumulált abnormális hozama pedig 1,11 százalék lett, ami az elvégzett t-próba 0,01-es p-értéke alapján statisztikai szempontból szignifikáns.

Korábbi kutatásokkal összehasonlítva azonban a kapott átlagos rövid távú piaci hatás alacsonyabb, ugyanis 3 napos eseményablak esetén a konszenzus eddig 2 és 3,5 százalék között alakult (Grullon és Michaely, 2004; Ikenberry és szerzőtársai, 1995). A bejelentések évek és országok szerinti felbontása alapján a teljes mintán tapasztalt mérsékeltebb hatás egyrészt a mintában felülreprezentált 2023-as és 2024-es bejelentések esetében megfigyelt, korábbi évekhez képest visszaeső abnormális hozamoknak (3. táblázat); másrészt a mintában szintén jelentős részaránnyal bíró Egyesült Királyság, Franciaország és Németország vezető vállalatainak bejelentései esetében tapasztalt szerényebb abnormális hozamoknak (3. táblázat) köszönhető. A minta fennmaradó részének, tehát 2020 és 2022 közötti bejelentéseknek, valamint a többi ország vállalati bejelentéseinek átlagos piaci hatásai egybevágóak a szakirodalmi konszenzussal és statisztikailag is szignifikánsak.

A második kérdés vizsgálatához áttekintettem azon elméleteket (jelzés- és alulértékeltségi elmélet, megbízó-ügynök elmélet, tőkeszerkezet elmélet, likviditási hipotézis), amelyek korábbi tanulmányok szerint a nyílt piaci visszavásárlások bejelentésének pozitív piaci hatását magyarázzák, majd a mintámon lineáris regressziókkal teszteltem őket.

A tesztek a vezető európai részvények körében egyértelműen igazolták a tőkeszerkezet elméletet, ugyanis a tőkeáttételi mutató 0,02-es p-érték mellett statisztikailag szignifikánsan magyarázza a nyílt piaci visszavásárlások rövid távú piaci hatásait. A -0,053-as regressziós együttható (4. táblázat E jelű regressziós modell) értelmében a tőkeáttételi mutató 0,1-es növekedése átlagosan 53 bázisponttal csökkenti a bejelentett nyílt piaci visszavásárlások 3 napos kumulált abnormális hozamait.

A minta vállalatainak tőkeáttételi mutatók alapján való kvartilisekre bontása (5. táblázat) további bizonyítékot szolgáltatott a tőkeszerkezet elmélet helyességére. Az első kvartilisben található, legalacsonyabb tőkeáttételi mutatóval rendelkező vállalatok részvény visszavásárlási bejelentéseinek átlagos piaci hatása 2,96 százalék volt, ami 0,001-es p-értékével szignifikánsan különbözik nullától. A piac tehát valóban kiemelkedően díjazta azon cégek visszavásárlásait, amelyek a bejelentésig nem optimális mértékben használták ki az adósságból való finanszírozás adózási előnyeit.

A jelzés- és alulértékeltségi elmélet, a megbízó-ügynök elmélet és a likviditási hipotézis az elvégzett regressziók eredményei alapján nem nyertek egyértelmű alátámasztást.

Végül, az eleméletek tesztelésére használt magyarázó változók felhasználásával többváltozós lineáris regressziós modelleket is létrehoztam, amelyek közül a P/B mutató, a piaci kapitalizáció, a szabad cash-flow állomány, a tőkeáttételi mutató és a bid-ask spread együttes regresszálásából létrejött I jelű modell (4. táblázat) rendelkezik a legmagasabb korrigált R-négyzet értékkel, amiből adódóan az 5 változó összességében 16,2 százalékban magyarázza a nyílt piaci visszavásárlások piaci hatásainak varianciáját a vezető európai részvények körében.

IRODALOMJEGYZÉK

Szakirodalom

- Bhattacharya, U., & E. Jacobsen, S. (2016). The share repurchase announcement puzzle: Theory and evidence. *Review of Finance*, 20(2), 725-758.
- Bierman, H., & West, R. (1966). The acquisition of common stock by the corporate issuer. *The Journal of Finance*, 21(4), 687-696.
- Brav, A., Graham, J. R., Harvey, C. R., & Michaely, R. (2005). Payout policy in the 21st century. *Journal of financial economics*, 77(3), 483-527.
- Brockman, P., & Chung, D. Y. (2001). Managerial timing and corporate liquidity: evidence from actual share repurchases. *Journal of Financial Economics*, 61(3), 417-448.
- Chen, A., & Obizhaeva, O. A. (2022). Stock Buyback Motivations and Consequences: A Literature Review. CFA Institute Research Foundation.
- Chung, D. Y., Isakov, D., & Perignon, C. (2007). Repurchasing shares on a second trading line. *Review of Finance*, 11(2), 253-285.
- DeAngelo, H., & Masulis, R. W. (1980). Optimal capital structure under corporate and personal taxation. *Journal of financial economics*, 8(1), 3-29.
- De Cesari, A., Espenlaub, S., & Khurshed, A. (2011). Stock repurchases and treasury share sales: Do they stabilize price and enhance liquidity?. *Journal of Corporate Finance*, 17(5), 1558-1579.
- Dittmar, A. K. (2000). Why do firms repurchase stock. *The journal of Business*, 73(3), 331-355.
- Easterbrook, F. H. (1984). Two agency-cost explanations of dividends. *The American economic review*, 74(4), 650-659.
- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., & Roll, R. (1969). The adjustment of stock prices to new information. *International economic review*, 10(1), 1-21.
- Ginglinger, E., & Hamon, J. (2007). Actual share repurchases, timing and liquidity. *Journal of banking & finance*, 31(3), 915-938.
- Grullon, G., & Ikenberry, D. L. (2000). What do we know about stock repurchases?. *Journal of applied corporate finance*, 13(1), 31-51.
- Grullon, G., & Michaely, R. (2004). The information content of share repurchase programs. *The Journal of Finance*, 59(2), 651-680.
- Hovakimian, A., Opler, T., & Titman, S. (2001). The debt-equity choice. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 36(1), 1-24.
- Ikenberry, D., Lakonishok, J., & Vermaelen, T. (1995). Market underreaction to open market share repurchases. *Journal of financial economics*, 39(2-3), 181-208.
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American economic review*, 76(2), 323-329.
- Lee, B. S., & Suh, J. (2011). Cash holdings and share repurchases: International evidence. *Journal of Corporate Finance*, 17(5), 1306-1329.
- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of economic literature*, 35(1), 13-39.
- McNally, W. J., & Smith, B. F. (2011). A microstructure analysis of the liquidity impact of open market repurchases. *Journal of Financial Research*, 34(3), 481-501.

- Peyer, U., & Vermaelen, T. (2009). The nature and persistence of buyback anomalies. *The Review of Financial Studies*, 22(4), 1693-1745.
- Rau, P. R., & Vermaelen, T. (2002). Regulation, taxes, and share repurchases in the United Kingdom. *The Journal of Business*, 75(2), 245-282.
- Skinner, D. J. (2008). The evolving relation between earnings, dividends, and stock repurchases. *Journal of financial economics*, 87(3), 582-609.
- Vermaelen, T. (1981). Common stock repurchases and market signalling: An empirical study. *Journal of financial economics*, 9(2), 139-183.
- Zhang, H. (2005). Share price performance following actual share repurchases. *Journal of Banking & Finance*, 29(7), 1887-1901.

Internetes források

Janus Henderson Investors. (2023). Global share buybacks surge to a record \$1.31 trillion almost equalling dividends.

<https://www.janushenderson.com/en-us/advisor/press-releases/global-share-buybacks-surge-to-a-record-1-31-trillion-almost-equalling-dividends/>

Nagy, V. (2024). Megjöttek a nagy vevők a tőzsdéken - Minden egy irányba mutat. Portfolio.hu.

<https://www.portfolio.hu/uzlet/20240209/megjottek-a-nagy-vevok-a-tozsdeken-minden-egy-iranyba-mutat-667961>

OPUS. (2023). Rendkívüli tájékoztatás – saját részvény visszavásárlási program.

<https://opusglobal.hu/opus-global-nyrt-rendkivuli-tajekoztatas-sajat-reszveny-visszavasar-lasi-program/>

MELLÉKLETEK

1. MELLÉKLET: A REGRESSZIOELEMLÉZÉS VÁLTOZÓINAK KORRELÁCIÓS MÁTRIXA

Változók	CAR[-1;+1]	P/B mutató	Piaci kapitalizáció	Szabad cash-flow	Eszközarányos nyereség	Tőkeáttételi mutató	Bid-ask spread	Közkezhányad
CAR[-1;+1]	1,000							
P/B mutató	0,186	1,000						
Piaci kapitalizáció	0,024	0,356	1,000					
Szabad cash-flow	0,067	0,800	0,432	1,000				
Eszközarányos nyereség	0,216	0,748	0,429	0,727	1,000			
Tőkeáttételi mutató	-0,266	-0,147	-0,262	-0,292	-0,495	1,000		
Bid-ask spread	0,150	0,124	-0,488	-0,028	-0,012	0,060	1,000	
Közkezhányad	-0,044	-0,001	-0,236	-0,097	-0,234	0,440	0,143	1,000

Forrás: Saját szerkesztés.