

# Mennyiségi lazítás hatása az amerikai szektorhozamokra

Lehmann Kristóf<sup>1</sup>, Neszveda Gábor<sup>2</sup>, Molnár Tamás<sup>3</sup>

## Összefoglalás

Ebben a tanulmányban eseményelemzés segítségével azt vizsgáltuk meg, hogy a mennyiségi lazítás bejelentésekor megfigyelhető-e abnormális hozam az amerikai szektorhozamok esetében. Arra a kérdésre kerestük a választ, hogy az eszközvásárlási program következtében a gazdaságba juttatott pénzmennyiség mely szektorokban csapódott le. Emellett, mivel a programot alapvetően a gazdaság stabilizálása érdekében veti be a jegybank, a szektorokra gyakorolt hatásának vizsgálata iránymutatást adhat abban, hogy melyek azok a szegmensek, amelyek negatívan reagáltak, így további jegybanki, vagy állami beavatkozást igényelhetnek. Eredményeink során egyes szektorok esetében konzisztenciát fedeztünk fel mind a négy program esetében. Az S&P 500 szektorindexei vizsgálata során a pénzügyi szektornál meglepő módon nem voltak szignifikáns eredmények, míg egészségügyi szektor, a diszkrecionális és általános fogyasztási cikkekénél mind a 4 bejelentésnél ugyanúgy reagáltak a szektorindexben szereplő részvények.

**KULCSSZAVAK:** Információ és piaci hatékonyság, eseményelemzés, Tőkepiacok és makroökonómia, Központi bankok eszköztára

**JEL KÓDOK:** G14, E44, E58

**DOI:** [https://doi.org/10.35551/PFQ\\_2023\\_4\\_1](https://doi.org/10.35551/PFQ_2023_4_1)

## Bevezetés

### Eszközvásárlási programok hatásmechanizmusai

Érdekes, és egyben nehéz dolog a gazdasági recessziók vizsgálata, összehasonlítása, mivel azok kiváltó oka nem mindig egyértelmű az elemzők számára. Vannak

---

1 MNB Intézet, Neumann János Egyetem, [lehmann.kristof@nje.hu](mailto:lehmann.kristof@nje.hu)

2 MNB Intézet, Neumann János Egyetem, [neszveda.gabor@nje.hu](mailto:neszveda.gabor@nje.hu)

3 MNB Intézet, Neumann János Egyetem

recessziók, amelyek makrogazdasági egyensúlytalanság miatt jönnek létre, míg más esetben valamilyen exogén gazdasági sokk okozza a válságot. A jegybankok ilyenkor a megszokott eszközöket használva élénkítik az aggregált keresletet, növelik a pénzkínálatot, ezáltal biztosítják a bankok likviditását, amelyhez a leggyakrabban használt eszköz az alapkamat módosítása. A gazdaság stimulálásához azonban rendelkezésre állnak nemkonvencionális eszközök is. A 2008-as pénzügyi válság során a jegybankok elmentek a falig (zéró alsó korlát – ZLB) a konvencionális monetáris politikai eszközök használatának tekintetében. Voltak azonban olyan helyzetek, ahol úgy tűnt, ezek nem elegendőek a gazdaság stabilizálásához. Ilyen volt a Lehman-csőd után kialakult bizalmi és likviditási válság. Ennek során szinte teljesen befagyott a bankközi piac, melynek következtében növekedtek a rövid távú hozamok, így a bankok forrásköltségét jelentős mértékben megnövelték. Ezenkívül tovább súlyosbította a helyzetet az a tény, hogy a piacok befagyása miatt sérült a transzmissziós mechanizmusok hatékonysága. Azonnali beavatkozásra volt szükség, amit a Fed végül likviditásnyújtó eszközök alkalmazásával abszolválta. Ezek közé tartozik például a fedezeti kör, illetve a jegybanki ügyfélkör bővítése, a tartalékszabályok módosítása, a korlátlan rendelkezésre állás, vagy a különböző swap megállapodások. Számos további nemkonvencionális eszköz van ma már a központi bankok kezében, mint például a negatív irányadó kamatok (NIRP), az előretekintő iránymutatás (forward guidance), a jegybanki hitelösztönző programok, vagy a központi bankok eszközállományának a növelése nagy volumenű eszközvásárláson keresztül [Joyce et al. (2012)]. Ez utóbbit nevezik mennyiségi lazításnak, ami egy olyan monetáris politikai eszköz, melynek során a jegybank nagymértékű eszközvásárlási programot indít, amivel biztosítja a bankok számára a likviditást, csökkenti a kötvényhozamokat, miközben növeli a gazdaságban lévő pénz mennyiségét [Thorton (2013)].

A program hatásai legfőképp két csatornán keresztül jutnak el a gazdaságba [Eggertsson & Woodford (2003)]. Az egyik ilyen a bejelentési csatorna. Ez egy olyan verbális intervenció, amelynek során a jegybank határozottan jelzi a piacnak azt, hogy beavatkozik a stabilitás megteremtése érdekében, melynek következtében a piaci szereplők várakozása ehhez igazodik. Így a jegybanki eszközvásárlási program bejelentése egy olyan ágens, amely végül a bejelentési csatornán keresztül tükröződik a befektetők jövőbeli várakozásaiban, mivel azt az üzenetet közvetíti, hogy a jegybank laza monetáris politikai kondíciói hosszabb távon fennmaradnak [Borio & Zabai (2016)]. A másik érvényesülő hatásmechanizmus a portfólió-átrendezési csatorna. A jegybanki eszközvásárlás során vásárolt, elsősorban hosszú lejáratú értékpapírok hozama csökken, amely így kevésbé lesz vonzó a piaci szereplőknek, akik aztán a magasabb várható hozammal rendelkező instrumentumokkal töltik fel a portfóliójukat. A nagyobb volumenű kereslet felhajtja ezen eszközök árait, ezáltal azok tulajdonosainak a vagyona növekszik, ami további beruházásra készítheti őket. A bejelentés-hatás iránya, illetve nagysága a különböző részvények esetében eltérő lehet, amennyiben a befektetői csoportok nem homogének, azaz eltérő preferenciákkal rendelkeznek. Mindezek és a hatékony piacok elmélete [Brealey & Myers (1999)] alapján elfogadható az az állítás, hogy a mennyiségi lazítás, az említett hatásmechanizmusok miatt, kimutatható hatással lehet a részvényhozamokra. A

hatékony piacok elmélete szerint ennek a hatásnak a bejelentés pillanatában be kell árazódnia a részvényárfolyamokba. Fontos megjegyezni, hogy a monetáris politika és kifejezetten a mennyiségi lazítás transzmissziós mechanizmusa kapcsán számos szerző az eszközár csatorna fontosságára is felhívja a figyelmet.

Számos tanulmány vizsgálta már a mennyiségi lazítás hatását a kamatlábakra, kötvényhozamokra, vagy a jelzálogpiacra, amiket a későbbiekben ismertetünk, azonban a részvénypiacra gyakorolt hatásairól kevés tanulmány készült, így kutatásunk kimondottan erre a területre fókuszál.

## Korábbi eszközvásárlási programok rövid áttekintése

Az eszközvásárlási program (APP) nagy múltra tekint vissza, ugyanis már az 1929-es gazdasági válság során is alkalmazták ezt a fajta eljárást. A mennyiségi lazítás fogalmát először a japán központi bank használta 2001–2006 között, amikor ezt a nem-konvencionális monetáris politikai eszközt vetették be az ingatlanpiaci válság és a deflációs nyomás megfékezésére. [Girardin & Moussa (2011)].

A módszer igazán a 2008-ban kirobbant gazdasági recesszió idején terjedt el, amikor a világ számos központi bankja alkalmazta a válság kezelése érdekében. Az első mennyiségi lazítást (QE1) 2008 novemberében jelentette be az amerikai központi bank, majd a 2010-es évek elején még további két mennyiségi lazítást (QE2, QE3) hirdettek, amelyek volumenüket tekintve kisebbek voltak, azonban jelentős hatást gyakoroltak a részvényárfolyamra. Ennek oka, hogy az APP következtében csökkennek a hosszú lejáratú kötvényhozamok [Hartley & Rebucci (2020)], amelyek fontos szerepet töltenek be a részvényárazásban, illetve a gazdaságba áramló hatalmas pénzmennyiség segíti a gazdaság helyreállítását, mivel stabilizálja az aggregált keresletet, amely javítja a vállalatok bevételeit, így közvetett módon pozitív hatással van a tőzsdékre. Emellett elmondható, hogy a mennyiségi lazítás középtávon pozitív hatással van a gazdaság egészére is [Thornton (2013)], azonban nehéz kimutatni csak ennek a faktornak a reálgazdaságra és tőkepiacokra kifejtett hatását, mivel számos más tényező is befolyásolja azokat.

A 2020-ban bekövetkezett gazdasági recesszió kirobbanására az amerikai központi bank egy újabb mennyiségi lazítási programmal válaszolt (QE4), melynek következtében két hónap alatt a Fed eszközállománya majdnem 3000 milliárd dollárral növekedett, ami az amerikai GDP közel 15 százaléka [Hartley & Rebucci (2020)]. Másfél évvel a QE4 program indítása után a növekvő inflációs nyomás következtében Jerome Powell beszédében utalt rá, hogy a vártnál szigorúbb monetáris politikával reagálnak majd a kialakult helyzetre. Azóta a Fed megkezdte a mennyiségi szigorítást (quantitative tightening), azaz a mérlegfőösszegének csökkentését. A piac azonnal reagált a hírré, eladói nyomás alakult ki a tőzsdéken, melynek hatására az S&P 500 index árfolyama korrekciós intervallumba került. Ráadásul a válságelőjelzés szempontjából nagyon fontos hozamgörbék [Granát et al. (2023b)] is negatívba fordultak már.

## Eddigi tanulmányok

A hatékony piacok elmélete szerint értékpapírok kereskedése során nem hajtható végre pozitív nettó jelenértékű tranzakció [Brealey & Myers (1999)], mivel a piacba már minden elérhető információ beárazódott. Amennyiben az árfolyam nemkonvencionális módon elmozdul, az a hatékony piacok elmélete szerint azt jelenti, hogy újabb információ látott napvilágot. Ilyen lehet például a mennyiségi lazítási program bejelentése is.

A mennyiségi lazítás hatásairól már most számos tanulmány készült annak ellenére, hogy magát a módszert nem olyan régóta használják a központi bankok. A legtöbb ilyen kutatásban a fő probléma az volt, hogy nem lehetett elválasztani egymástól az eszközvásárlás hatását a gazdaságra és tőkepiacokra ható más tényezőktől. Továbbá a recessziók sokszínűsége miatt nehéz bemutatni, hogy konkrétan a mennyiségi lazítás okozott-e pozitív abnormális hozamot a részvényt piacon, vagy más monetáris, illetve fiskális politikai eszköz hatott kedvezően. Számos kutatás készült a mennyiségi lazítás hosszú távú kamatlábakra gyakorolt hatásáról. Gagnon et al. (2010) tanulmányukban 30 és 100 bázispontos változást mutattak ki a jegybanki intervenció hatására, amivel igazolták, hogy a módszer hatékony a kamatlábak csökkentésére, ami az ingatlanpiaci válság kezeléséhez elengedhetetlen volt.

Eggertson és Woodford (2003) tanulmányukban kifejtették, hogy a mennyiségi lazítási programoknak nem lehet szignifikáns hatásuk a piacra akkor, ha az tisztán csak értékpapírok vásárlására terjed ki, nem pedig a magánszektor direkt hitelezésére, vagy amennyiben a jegybank nem képes megváltoztatni a piaci szereplők jövőbeli várakozásait a kamatpolitikát illetően.

Thornton (2013) tanulmányában az eseményelemzés módszertanán keresztül vizsgálta az FOMC bejelentések hatását az amerikai tőkepiac egészére. A 28 bejelentésből 17 esetben vagy nem talált szignifikáns hozamot, vagy az nem volt köthető magához az eseményhez. A maradék 11 esemény esetében már talált szignifikáns hozamot, és ezek jellemzően a mennyiségi lazítás bejelentéséhez voltak köthetőek. Fontos azonban megjegyezni, hogy a 11 eseményből mindössze 1 olyan volt, ahol tisztán a központi bank bejelentése okozta az abnormális hozamot.

Joyce et al. (2011) tanulmányukban eseményelemzéssel vizsgálták meg a mennyiségi lazítás hatását különböző eszközosztályokra az Egyesült Királyság esetében. A részvényt piac esetében az volt a feltételezésük, hogy a részvényárazás szempontjából lényeges hozamok csökkennek a QE következtében, aminek így hatása van a részvényárakra. Vizsgálatuk során eltérő eredményeket kaptak egyes részvényindexek esetében, azonban a nemzetközi részvényhozamokhoz viszonyítva az angol tőzsde egésze jobb teljesítményt nyújtott a QE program következtében.

Egy másik tanulmányban [Corbet et al. (2019)] nagyfrekvenciájú eseményelemzéssel vizsgálták napon belül a mennyiségi lazítás bejelentésének hatását az amerikai részvényhozamokra és a volatilitásra. A napon belüli vizsgálat nagyban kizárta a piacra ható egyéb tényezőket, így tisztán a bejelentés hatása épült be az árfolyamba. Közvetlenül QE1 bejelentése után erősen szignifikáns negatív abnormális hozam alakult ki az S&P 500 árfolyamában, amit aztán egy gyors korrekció követett, míg a piac

volatilitása 1 százalékkal emelkedett az eseményt követő 1 órában. A QE<sub>2</sub> és QE<sub>3</sub> esetében már sokkal nagyobb változás állt be az S&P 500 volatilitásában, ami az utóbbi esetében még 6 óráig fennállt a piacon.

Ehhez lényegesen hasonló eredményre jutott Balatti et al. (2017), akik az Amerikában és az Egyesült Királyságban bejelentett programokat vizsgálták meg VAR modell segítségével. Összességében pozitív hatást tudtak kimutatni a vizsgált országok esetében, azonban a monetáris és információs sokk miatt ez két lépcsőben történt meg. A bejelentés pillanatában mindkét országban részvényárfolyam csökkenést figyeltek meg, amit szinte azonnal nagyobb mértékű árfolyamemelkedés követett.

Haldene et al. (2016) pedig az egyes országokban bejelentett APP programok más országokba történő átgűrűződését vizsgálták. Arra az eredményre jutottak, hogy szignifikáns eszközár növekedés figyelhető meg az Egyesült Királyságban, Japánban és az euróövezetben, és ugyan ezektől kisebb mértékű, de szintén pozitív irányú eszközár változást mutattak ki az Egyesült Államok esetében is.

Jelen tanulmányhoz legszorosabban fűződő szakirodalmak azok, amelyek szektorálisan vizsgálják a GFC vagy a COVID-19 okozta gazdasági recesszió során alkalmazott eszközvásárlási program hatásait. Az 2008-as válság alatt folytatott mennyiségi lazítás hatását Rai et al. (2020) vizsgálták meg szektorálisan az Európai Unión belül. A 15 szektorra kiterjedő vizsgálatuk során jellemzően szignifikáns negatív hozamot mutattak az európai szektorindexek esetében az esemény napján. Legérdekesebb felfedezésük az volt, hogy a bank, a pénzügyi és a biztosítási szektorban nem sikerült szignifikáns abnormális hozamot kimutatni, ami igen ellentmondott a várakozásoknak, mivel a mennyiségi lazítás során a bankok mérlegeiben nagy változás állt be az eszközvásárlási program következtében. Ennek okát az 5. fejezetben bővebben kifejtem. További tanulmányok is igazolják a QE programok hatását a részvénypiacra. Lima et al. (2016), akik az amerikai, angol és japán piacot vizsgálták, a forgalomban lévő készpénzmennyiség drasztikus növekedésével indokolták a nemkonvencionális eszköz hatékonyságát, amelyet a piac a bejelentés pillanatában beáraz.

Az egyik legújabb tanulmány ebben a témában [Hartley & Rebucci (2020)] a fejlett, illetve feltörekvő országok esetén vizsgálja meg a mennyiségi lazítás bejelentésének hatását. Kutatásukban nemcsak az első három mennyiségi lazítási programot vizsgálták meg, hanem a COVID-19 okozta gazdasági recesszió idején használt nemkonvencionális válságkezelő eszközként bevetett QE<sub>4</sub> hatását is. Az eredmények nagyban hasonlítanak a korábbiakhoz, a jegybank közleménye után statisztikailag szignifikáns negatív hozam a részvénypiacon, és azonnali hozamcsökkenés a hosszútávú kötvények esetében.

## Az eseményelemzés módszertana

A feltett kutatási kérdésünk vizsgálatához a nemzetközi irodalomból ismert eseményelemzés módszertanát használtuk [MacKinlay (1997)]. A módszer lényege a becsült és a valódi hozam közötti különbség szignifikanciájának tesztelése egy adott

eseményablakon belül. A hozamokat loghozam-számítással állapítottuk meg, mivel kamatos kamatozás esetén ez pontosabb képet ad a megtérülési rátáról [MacKinlay (1997)], és eloszlása jobban közelít a normális eloszlás felé.

Az abnormális hozam meghatározásához először is szükségünk van egy normális hozam meghatározására [Fama et al. (1969), Jaffe (1974)]. Ehhez a tanulmányban piaci modellt alkalmaztunk, amit Swanson et al. (2011) és Thornton (2013) is használtak a mennyiségi lazítás bejelentéskori hatásokkal kapcsolatos kutatásaik során. Ez egy olyan statisztikai modell, amely  $t$  időpontban összehasonlítja egy  $i$ -edik részvény hozamát a piaci portfólió hozamával:

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

ahol  $R_{mt}$  a  $t$  időpontbeli piaci portfólió hozamát jelöli,  $\alpha$  és  $\beta$  a regressziós modellből számított koefficiensek az  $i$ -edik részvény illeszkedését, illetve érzékenységét mutatják, míg az  $\varepsilon_{it}$  a hibtag.

Miután meghatározásra kerültek azok a napok, ahol feltételezésünk szerint új információ árazódott be az árfolyamba, majd ezt követően a számolási ablakból kiszámoltuk az (1) egyenlet alapján a normális hozamot, azt a következő képlet alapján [MacKinlay (1997)] összevetettük az eseményablakból kalkulált ex post hozammal:

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}) \quad (2)$$

ahol  $AR_{it}$  az  $i$ -edik részvény abnormális hozama  $t$  időperiódusban,  $R_{it}$  és  $E(R_{it})$  pedig rendre az  $i$ -edik részvény  $t$  periódusbeli ex post hozamát, illetve várható (normális) hozamát jelenti. Annak érdekében, hogy az esemény körüli abnormális hozamok hatását együttesen is vizsgálni tudjuk egy adott időszakban, a következő képlet alapján aggregálnunk kell a (2) egyenlet segítségével korábban meghatározott abnormális hozamokat:

$$CAR_{i(t_1, t_2)} = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{it} \quad (3)$$

ahol  $CAR_{i(t_1, t_2)}$  az  $i$ -edik értékpapírt  $t_1$  és  $t_2$  időintervallumba eső kumulatív abnormális hozama. A tanulmány során egy 6 napból álló  $T_{-1} - T_{+4}$  aszimmetrikus eseményablakban vizsgáltuk a mennyiségi lazítás bejelentéséhez köthető abnormális hozam felmerülését.

Ezzel az eseményelemzés lépéseinek [Henderson (1990)] első négy elemét már elvégeztük, végezetül, utolsó lépésként meg kell vizsgálni, hogy statisztikailag szignifikánsnak mondhatóak-e a kapott eredmények. Ezt kétoldali Student-féle  $t$ -próbával tettük meg. Ennek a lényege, hogy van egy nullhipotézisünk, ami jelen esetben az, hogy az  $i$ -edik részvény  $t$  időpontbeli abnormális hozama egyenlő nullával, míg az alternatív hipotézisünk pont az ellenkezője:

$$H_0: AR_{it} = 0 \quad H_1: AR_{it} \neq 0 \quad (4)$$

Fontos megjegyezni, hogy a  $H_0$  és a  $H_1$  kölcsönösen kizárják egymást, vagyis nem lehetnek egyszerre igazak, viszont együtt minden lehetőséget le kell fedjenek. Így amennyiben az ex post hozam jelentősen eltér a normális hozamtól, a  $H_0$ -t elutasítjuk, és értelemszerűen a  $H_1$ -et fogadjuk el, ami megerősít minket az abnormális hozam fennállásáról. Ehhez viszont szükségünk van a t-próba értékére, amit a következőképp kaphatunk meg:

$$t_{ARit} = \frac{AR_{it}}{S_{ARi}} \quad (5)$$

ahol a számlálóban az  $i$ -edik részvény  $t$  periódusbeli abnormális hozama, a nevezőben pedig a számolási ablakból becsült abnormális hozam standart hibája található. Mivel a bejelentés pozitív és negatív abnormális hozamot is előidézhet, így a próbánk kétoldali, ami azt jelenti, hogy amennyiben a t-próba értéke  $-1,96$  és  $+1,96$  intervallumon kívül esik, akkor a mért adatok 95%-os szignifikancia szinten ellentmondanak a nullhipotézisnek, így azt elvetjük, és az alternatív hipotézist fogadjuk el.

Számos tanulmányt publikáltak azzal kapcsolatban, hogy a parametrikus próbák kevésbé megbízhatóak, mint a nem parametrikus próbák, mivel előbbi feltételezi a minta normalitását és homoszkedaszticitását. Brown és Warner (1985) tanulmányukban azonban bemutatták, hogy a részvényárfolyamok nem normális eloszlást követnek, így a parametrikus próbák nagyobb arányban adnak hibást eredményt. Ennek ellenére számtalan, az eseményelemzés módszertanát alkalmazó tanulmány született, amely parametrikus próbát használ az eredmények szignifikanciájának mérésére. Ederington et al. (2015) a kötvénypiacot vizsgálták meg mind parametrikus, mind nem parametrikus próbát alkalmazva. Ehhez először egy 10 000 elemből álló véletlenszerű mintán tesztelték a különböző próbákat, ahol arra az eredményre jutottak, hogy ugyan a nem parametrikus próbák hatékonyabbak, az abnormális esemény megbízható kimutatására a parametrikus próbák is alkalmasak.

Mind a hazai, mind a nemzetközi irodalomban elfogadottak, és gyakran alkalmazottak a parametrikus tesztek, amelynek segítségével vizsgálták már például a COVID-19 hatását az európai légitársaságok részvényárfolyamára [Kökény et al. (2022)], az orosz-ukrán konfliktus hatását [Granát et al. (2023a)], a negyedéves jelentések és az S&P 500 kapcsolatát [Rácz & Huszár (2019)], a monetáris politikai beszédek jelentőségét [Neszveda & Siket (2023)], vagy a QE program hatását a kamatlábakra [Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen (2011)].

## Felhasznált adatok

Kutatásunk elején, mielőtt elkezdtem volna vizsgálni, hogy találunk-e abnormális hozamot a részvénypiacon a mennyiségi lazítás bejelentésének időpontja körül, először meg kellett határozni, mikor és milyen mértékű eszközvásárlási programot indított az amerikai központi bank a válság megfékezése érdekében. Sok adat még nem áll rendelkezésre, mert egy teljesen új monetáris politikai eszközről van szó, amelyet eddig leginkább recesszió alatt alkalmazott a Fed és számos más jegybank is.

Mivel jelen kutatás az amerikai részvénytőzsi anómáliákat vizsgálja, így ezeknek az eszközvásárlási programoknak a bejelentését a Nyílttőzsi Bizottság (FOMC) jelentései közül töltöttem le, és ezek az adatok szerepelnek az 1. táblázatban.

**1. táblázat: A Nyílttőzsi Bizottság által bejelentett mennyiségi lazítások időpontja, és az eszközvásárlási programok felső korlátja**

Esemény	Esemény bejelentése	Mennyiségi lazítás volumene
<b>QE1 bejelentés</b>	2008. 11. 25.	\$600.000.000.000
<b>QE1 kiterjesztése</b>	2009. 03. 18.	\$1.750.000.000.000
<b>QE2 bejelentése</b>	2010. 11. 03.	\$600.000.000.000
<b>QE3 bejelentése</b>	2012. 09. 13.	\$1.955.000.000.000**
<b>QE3 kiterjesztése</b>	2012. 12. 12.	Meghosszabbítva*
<b>QE4 bejelentése</b>	2020. 03. 16.	\$700.000.000.000
<b>QE4 kiterjesztése</b>	2020. 03. 23.	Korlátlan eszközvásárlás

Forrás: Fed, Yardeni Research

\*a kitűzött időpont előtt nem érték el a meghatározott célt, így az FOMC meghosszabbította az eszközvásárlási programot

\*\*a QE3 esetében a jegybank havi szinten vásárolt \$85 milliárd értékben eszközöket, ami a program majdnem 2 éves ideje alatt hozzávetőlegesen \$1.955.000.000.000 értékű eszközvásárlást jelent

A számolások során az esemény napjának az 1. táblázatban feltüntetett dátumokat vettük, az eseményablakot pedig a 3. fejezetben leírt módszer szerint hoztuk létre. A historikus piaci hozam megállapításához egy 100 napból álló számolás ablakot vettünk minden esetben, ami közvetlenül 10 nappal az eseményablak előtt fejeződött be. Piaci hozamnak az S&P 500 indexet vettem, mivel véleményünk szerint ez adja a legátfogóbb képet az amerikai részvénytőzsi egészéről, mivel nem specializálódik a technikai, vagy éppen az értékalapú részvényekre, mint a Nasdaq Composite vagy a Dow Jones Industrial Average. Miután meghatároztuk a regressziós paramétereket a (2) egyenlet szerint megállapítottuk az abnormális hozamot, amit a (3) egyenlet segítségével aggregáltunk. Az eseményablak meghatározásához „0” és „1” jelöléseket használtunk, utóbbit abban az esetben, ha a dátum egy esemény közeli napot jelent. Az abnormális hozam statisztikai vizsgálatához STATA 14 szoftvert használtuk. Miután megvoltak a letöltött adataink beimportáltuk őket a programba, ahol kezdetét vette a tisztítási folyamat. Ennek során nem volt olyan adatsorunk, amely hiányos lett volna, mivel főként a Standard & Poor's által számolt szektorokat, vagy nagy piaci kapitalizációjú részvényeket vizsgáltuk. Ezután szektorok/vállalatok és dátum szerint sorba rendeztük őket, amivel az adattisztítás le is zárult.

A továbbiakban új változókat hoztunk létre annak érdekében, hogy a számolás során pontosabb eredményre jussunk. Mind a piaci hozamból, mind a szektorok/vállalatok hozamaiból láncviszonyszámot határoztunk meg a minta egészére, majd ezeknek vettük a természetes alapú logaritmusát. A loghozam-számítás után



regresszió analízist folytattunk „rangestat” segítségével, amelynek során megkaptuk többek között az  $\alpha$  és  $\beta$  értékeket, így a következő egyenlet alapján kiszámoltuk az abnormális hozamot:

$$AR_{it} = R_{it} - (\alpha + \beta_i * R_{mt}) \quad (6)$$

ahol,  $R_{mt}$  a piaci hozamot jelöli, az  $\alpha + \beta_i * R_{mt}$  pedig megegyezik a (2) egyenlet szerinti  $E(R_{it})$  értékével. Végül már csak az eddigi adatok tesztelése maradt hátra, amit t-statisztikával vizsgáltunk. Ennek során eltávolítottuk azokat az adatokat, ahol a dátum mellé nem az „1” érték volt rendelve, ekkor már csak az eseményablakok, és a hozzájuk tartozó abnormális hozam maradt a programban. A t-statisztikát többféle módon is lefuttattuk minden esetben, mivel nem csak az események összességét vizsgáltam, hanem szektorokra és időszakokra bontva is. Ezeket az eredmények bemutatása során ismertetjük.

Az amerikai szektorhozamok vizsgálata során az adatokat minden esetben a Thompson Reuters adatbázisból töltöttük le. Mivel jelen tanulmányban elsősorban az abnormális hozam fennállását vizsgáltuk, így nem térünk ki a forgalom megváltozásának mérésére és tesztelésére abban az esetben sem.

Ezután következett a 2. táblázatban feltüntetett S&P 500 szektorhozamainak, illetve ezen hozamok kumulált teljesítményének vizsgálata a 2008 és 2020 közötti intervallumban, ahol a QE1, QE2, QE3 és QE4 bejelentéseket vizsgáltuk meg. Utóbbi program esetében annak kivezetésénél is megnéztük, hogy fennáll-e szignifikáns AR, annak érdekében, hogy megvizsgáljuk, ellentétes piaci reakció alakul-e ki a bejelentést követően.

**2. táblázat: A tanulmányban vizsgált S&P 500 szektorok 11 elemre bontva**

S&P 500 index szektorbontása	2008 (%)	2020 (%)
Általános fogyasztási cikkek	12,9	7,7
Anyagok	2,9	2,2
Diszkrecionális fogyasztási cikkek	8,4	9,9
Egészségügy	14,8	13,0
Energia	13,3	4,0
Ingyatlan*		2,7
lpar	11,1	8,7
IT	15,3	22,1
Közműszolgáltatás	4,2	3,0
Pénzügy	13,3	12,7
Telekommunikáció	3,8	13,8

*Forrás: Seeking Alpha*

*Megjegyzés: A táblázat az általunk vizsgált szektorokat, illetve piaci kapitalizáció alapján azok százalékos megoszlását tartalmazza. Az adatokat az adott naptári év első kereskedési napjáról vettük, így azok még a válság előtti megoszlást mutatják. A táblázat névsor szerint van rendezve.*

*\*Az ingatlan, mint az S&P 500 index egyik szektora 2016 augusztusáig a pénzügyi szektor része volt, így nem szerepel a 2008-as adatok között.*

## Eredmények

A következőkben ismertetett eredmények az S&P 500 2. táblázatban felsorolt szektorokhoz kapcsolódnak. Vizsgálatunk eredményeit a QE1 kiterjesztése, a QE2 és QE3 bejelentése, illetve a 2020-as eszközvásárlási program deklarációja, és annak kivezetése esetében ismertetjük. Ennek oka az volt, hogy a QE1 bejelentése túlságosan volatilis környezetben történt és volumenében elmaradt annak bővítésétől, így a piacon mérhető hatása is elhanyagolható volt, ezért az utóbbit vettük eseménynapnak. Vizsgálatunk során a  $T_{-1} - T_{+4}$  intervallum egyes napjait figyeltük meg külön-külön az egyes szektorindexeknél, és nem az intervallum AR átlagának a szignifikanciáját. Miután a korábban említett módszerek alapján kiszámoltuk az abnormális hozamokat, és lefuttattuk a t-statisztikát, egyértelmű eredményeket kaptunk. A 2008–2012 közötti időszakban bejelentett mennyiségi lazítások hatásai lényegében megegyeztek. A II szektorból azonban mindössze 4 olyan volt, ahol szignifikáns abnormális hozam jelentkezett a három időpontból legalább háromszor, míg a többi szektor nem érte el ezt a kritériumot. Ezen szektorok esetében ugyan voltak napok, amelyek szignifikánsak voltak, azonban nem lehetett egyértelműen megállapítani, hogy a jegybanki beavatkozás kihirdetése okozta volna az abnormális hozamot. Az 4–6. táblázatok tartalmazzák ezeket az értékeket.

4. táblázat: Az S&P 500 szektorindexek abnormális hozamai, és a hozzájuk tartozó t-próba értékek a QE1 alatt

	$T_{-1}$		$T_0$		$T_1$		$T_2$		$T_3$		$T_4$	
	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba
Ált. fogy. c.	-0,49%	-0,63	-2,15%	-2,79*	-0,43%	-0,56	1,68%	2,19*	-0,99%	-1,29	1,11%	1,45
Disz. fogy.	0,16%	0,12	3,50%	2,63*	1,26%	0,95	0,32%	0,24	1,99%	1,50	-0,28%	-0,21
Pénzügy	1,44%	0,59	4,33%	1,76	-5,65%	-2,30*	-1,24%	-0,51	3,91%	1,59	-2,95%	-1,20
Egészségügy	-0,68%	-0,87	-1,80%	-2,29*	-1,71%	-2,18*	1,37%	1,75	-1,50%	-1,92	-0,13%	-0,16

5. táblázat: Az S&P 500 szektorindexek abnormális hozamai, és a hozzájuk tartozó t-próba értékek a QE2 alatt

	$T_{-1}$		$T_0$		$T_1$		$T_2$		$T_3$		$T_4$	
	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba
Ált. fogy. c.	-0,40%	-1,21	-0,20%	-0,59	-0,03%	-0,10	-0,40%	-1,21	-0,08%	-0,25	-0,13%	-0,40
Disz. fogy.	0,53%	1,02	1,11%	2,12*	0,65%	1,24	0,40%	0,75	0,19%	0,35	-0,41%	-0,78
Pénzügy	-0,57%	-1,07	0,48%	0,91	0,75%	1,42	1,46%	2,74*	-0,53%	-0,99	-0,81%	-1,53
Egészségügy	-0,27%	-0,64	-0,17%	-0,40	-0,93%	-2,24*	-0,82%	-1,97*	-0,30%	-0,73	0,07%	0,17

6. táblázat: Az S&P 500 szektorindexek abnormális hozamai, és a hozzájuk tartozó t-próba értékek a QE3 alatt

	$T_{-1}$		$T_0$		$T_1$		$T_2$		$T_3$		$T_4$	
	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba
Ált. fogy. c.	-1,09%	-3,53*	0,68%	2,19*	-0,93%	-3,01*	0,59%	1,91	0,37%	1,19	0,08%	0,26
Disz. fogy.	0,29%	0,49	-0,91%	-1,55	1,43%	2,41*	-0,37%	-0,63	0,29%	0,49	0,79%	1,33
Pénzügy	0,34%	0,80	0,53%	1,25	0,39%	0,93	-0,45%	-1,08	-0,04%	-0,09	-0,35%	-0,83
Egészségügy	-0,10%	-0,26	-0,18%	-0,47	-0,84%	-2,14*	0,90%	2,29*	0,41%	1,06	-0,18%	-0,46

Megjegyzés: Az 4–6. táblázatokban a 2008-as válság, után bejelentett QE programok miatt fellépő abnormális hozamok, és azok t-értéke látható a vizsgált, 6 napos eseményablakokban. Az első oszlopban a S&P 500 szektorindexei láthatóak, míg az első sorban az eseményablakban vizsgált napok. Minden esetben feltüntettük az abnormális hozamot és a hozzá tartozó t-értéket. Az esemény napjának az 1. táblázatban szereplő dátumokat vettük, amely azt a napot mutatja, amikor bejelentették az eszközvásárlási programot. Mindegyik (4–6.) táblázat esetén a t-próbákat 95 százalékos konfidenciaszinten vizsgáltuk, a kritikus érték  $\pm 1,96$ . A szignifikáns értékeket a táblázatban „\*” jelöltük.

Az eredményekből látszik, hogy jól mérhető hatása van a mennyiségi lazításnak az egyes szektorindexek esetében. A GFC utáni időszakban, három szektor esetében, egyetlen kivétellel minden egyes alkalommal volt mérhető abnormális hozam a bejelentés napján, vagy egy nappal utána, ami alól erős kivételt képez a pénzügyi szektor. Ez az eredmény megegyezik azzal, amit Rai et al. (2020) találtak az európai szektorhozamok esetében. Tanulmányukban azzal magyarázták a szignifikancia hiányát, hogy a mennyiségi lazítás bejelentésekor két faktor árazódik be a piaci árfolyamokba: a monetáris politikai és az információs sokk. Az európai szektorok esetében az információs sokk minden esetben negatívan hatott az egyes szektorokra, míg az előbbi pozitívan, így ezek együttes hatása könnyen semlegesítheti a mennyiségi lazítás hatását, ami a pénzügyi szektor esetében meg is történt. Ez a tanulmány nem tér ki a monetáris politikai és az információs sokk nagyságának mérésére az amerikai szektorhozamok esetében, azonban feltételezhető, hogy a 2008 utáni időszak során a pénzügyi szektor abnormális hozam hiányának ez lehet az oka.

Azonban önmagában az abnormális hozamok vizsgálata kevés információt hordoz, ha a mennyiségi lazítás hatását szeretnénk mérni. Az előbb kifejtett esetben látható volt, hogy a pénzügyi szektorra mégis szignifikánsan hat a mennyiségi lazítás bejelentése, annak ellenére, hogy ezzel a módszertannal, a megadott időintervallumban nem sikerült kimutatni. Azonban az eseményablakok kumulatív abnormális hozamait vizsgálva már kimutatható a jegybanki intervenció hatása.

**7. táblázat: A mennyiségi lazítás előtti, illetve az időszak alatt felgyülemlett abnormális hozam a szignifikáns szektorok esetében**

	Ált. fogy. cikkek		Diszk. fogy. cikkek		Pénzügy		Egészségügy	
	$AR_{t-1}$	$CAR_{(t-1, t_4)}$	$AR_{t-1}$	$CAR_{(t-1, t_4)}$	$AR_{t-1}$	$CAR_{(t-1, t_4)}$	$AR_{t-1}$	$CAR_{(t-1, t_4)}$
<b>QE1</b>	-0,49%	-1,26%	0,16%	6,95%	-1,36%	0,50%	-0,68%	-4,44%
<b>QE2</b>	-0,40%	-1,25%	0,53%	2,46%	-0,57%	1,60%	-0,27%	-2,42%
<b>QE3</b>	-1,09%	-0,31%	0,29%	1,50%	0,34%	0,41%	-0,10%	0,01%

Megjegyzés: Az eseménynap előtti abnormális hozamokat hasonlítottuk össze azzal a kumulatív abnormális hozammal, ami az eseményablakon belül, a mennyiségi lazítás bejelentése után alakult ki a piacon. Az  $AR_{t-1}$  az eseménynap előtti napon kialakult abnormális hozam értékét, míg a  $CAR_{(t-1, t_4)}$  az eseménynap előtti, az eseménynap, illetve az azt követő négy nap abnormális hozamainak a kumulált értékét mutatja.

Összesítve az eddigi eredményeket, és a 7. táblázat adatait, elmondható, hogy a turbulens piaci mozgások ellenére felfedezhetőek a mennyiségi lazítás következtében kialakuló hatások. A diszkrecionális fogyasztási cikkek indexbe tartozó részvények, vagyis azok a cégek, amelynek termékei nem esszenciálisak a fogyasztók számára, a bejelentés hatására látványos teljesítményt nyújtottak. Látható, hogy a kumulatív abnormális hozam értékei mind a három eszközvásárlási program bejelentése körül vizsgált eseményablakban jelentősen pozitívan zártak, míg az esemény előtti napon ( $t_{-1}$ ) elhanyagolható, statisztikailag nem szignifikáns értékeket lehetett megfigyelni.

Ez annak volt köszönhető, hogy a bejelentés után a piaci modell becsléséhez képest a legtöbb esetben igen eltérő, irányát tekintve pozitív AR értékek alakultak ki, amelyek elsősorban a jegybanki intervencióhoz köthetőek.

Ezzel ellentétes hatás figyelhető meg az általános fogyasztási cikkek esetében, amelyek létfontosságúak a fogyasztók számára. Feltételezésünk szerint ez azért alakult ki, mert recessziók idején, amikor a háztartások vagyoni helyzete romlik, csökken a kereslet a nem létfontosságú fogyasztási cikkek iránt, így az ebben a szektorban tevékenykedő vállalatok részvényárfolyama esik. A mennyiségi lazítás, ahogy az I. fejezetben megjegyeztük, növeli a gazdaságban lévő készpénz mennyiségét, illetve élénkíti az aggregált keresletet, melynek következtében a diszkracionális cikkek iránt is nő a kereslet.

Továbbá a 7. táblázatban megfigyelhető, hogy a kumulatív abnormális hozamok a QE1-től haladva a QE3 felé abszolút értékben egyre kisebbek. Amíg a diszkracionális fogyasztási cikkek szektorindex a QE1 bejelentésénél vizsgált eseményablakban számolt CAR értéke 6,95%, addig a QE3 bejelentésekor már csak 1,50%. Ugyanez figyelhető meg (csak abszolút értékben) az általános fogyasztási cikkek és az egészségügyi szektorindex esetében is. Ezek az eredmények részben egybevágnak Da Silva és Rungcharoenkitkul (2017) tanulmányával, akik azt találták, hogy az idő előrehaladtával a mennyiségi lazítás hatékonysága érdemben csökken. Amíg az első mennyiségi lazítási program 25–100 bázispontos csökkenést eredményezett a 10 éves amerikai állampapír hozamában, addig a QE2 már csak 15–45 bázisponttal tudta mérsékelni azokat. Ahogy korábban említettük, számos tanulmány [Hartley & Rebucci (2020); Joyce et al. (2011)] emeli ki, hogy a mennyiségi lazításnak többek között azért lehet hatása a tőkepiacra, mert csökkenti a részvényárazás szempontjából lényeges hozamokat. Amennyiben tehát a QE programok hozammérséklő hatékonysága az idő előrehaladtával csökken, az a tőkepiaci eszközárakra is mérsékeltebb hatást fejthet ki, így nem meglepőek a kumulatív abnormális hozamok esetében talált eredmények sem.

A 4–6. táblázatban bemutattuk, hogy a pénzügyi szektor részvényeit lefedő index esetében, egy-egy naptól eltekintve, szinte sehol nem volt szignifikáns abnormális hozam a bejelentést követően. A CAR értékeket vizsgálva, viszont elmondható, hogy míg az esemény előtti napon negatív AR érték volt mérhető, addig a vizsgált időszak végére minden esetben pozitív volt a kumulatív abnormális hozam, azonban annak t-értéke szintén nem szignifikáns.

Vizsgálatunk legmeglepőbb eredménye az egészségügyi szektor volt, amely mind a három QE program bejelentése utáni nap 95 százalékos konfidenciaszinten szignifikáns, negatív abnormális hozamot produkált, és az első eszközvásárlási program során vizsgált eseményablak CAR értéke -4,44% lett.

A koronavírus okozta válságra adott jegybanki intervenció a korábbiaktól lényegesen eltért, mivel a Fed sokkal kevesebb időt várt a nemkonvencionális eszköztár bevetésére, így azt épp a 2020-as év legvolatilisabb időszakában tette. Ebben a részben 2 esemény bejelentését vizsgáltunk meg, először a mennyiségi lazítási program bejelentését, amely esetében az eseménynap 2020. 03. 23. amikor a Fed korlátlanra bővítette az eszközvásárlás volumenét, míg a másik esemény 2021. 12. 15. amikor a QE4 program kivezetésének felgyorsítását jelentette be Jerome Powell, az amerikai központi bank

elnöke. Mindkét esetben a III. fejezetben leírt, és a korábbi eredményeknél használt, 6 napos eseményablakot használtunk. A márciusi bejelentés napokra lebontott eredményei a különböző szektorok esetében a 8. táblázatban láthatóak.

**8. táblázat: Az S&P 500 szektorindexek abnormális hozamai, a hozzájuk tartozó t-próba értékekkel és a kumulatív abnormális hozammal kiegészítve**

	T-1		T <sub>0</sub>		T+1		T+2		T+3		CAR
	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	AR	t-próba	
<b>Energia</b>	5,77%	5,51	-3,56%	-3,40	6,07%	5,80	3,45%	3,29	0,03%	0,03	<b>+8,36%</b>
<b>Ingatlan</b>	-2,33%	-2,57	-3,51%	-3,88	1,62%	1,79	3,57%	3,95	3,08%	3,40	<b>+4,90%</b>
<b>Ipar</b>	-0,75%	-1,49	-1,60%	-3,18	3,18%	6,35	4,09%	4,93	0,29%	0,57	<b>+4,24%</b>
<b>Közműszolgáltatás</b>	-5,40%	-6,17	-3,38%	-3,86	3,91%	4,47	1,94%	2,22	3,68%	4,20	<b>+3,69%</b>
<b>Diszk. fogy. cikkek</b>	1,17%	2,72	3,00%	7,00	0,45%	1,04	0,13%	0,29	-1,06%	-2,48	<b>+3,30%</b>
<b>Pénzügy</b>	1,53%	3,48	-3,02%	-6,88	2,34%	5,35	1,45%	3,30	-0,27%	-0,61	<b>+2,45%</b>
<b>Anyagok</b>	0,71%	1,27	-2,12%	-3,77	2,41%	4,27	1,14%	2,02	-0,97%	-1,72	<b>+0,63%</b>
<b>IT</b>	0,82%	1,82	2,57%	5,72	-1,23%	-2,75	-1,76%	-3,93	-1,33%	-2,96	<b>-1,55%</b>
<b>Egészségügy</b>	-0,01%	-0,01	-2,33%	-4,60	-1,34%	-2,66	0,09%	0,19	0,91%	1,80	<b>-1,90%</b>
<b>Ált. fogy. cikkek</b>	-3,33%	-5,87	-0,79%	-1,39	-1,91%	-3,36	-1,03%	-1,82	0,97%	1,71	<b>-4,24%</b>
<b>Telekommunikáció</b>	-0,69%	-1,62	2,34%	5,48	-2,58%	-6,05	-2,65%	-6,21	0,32	0,76	<b>-4,29%</b>

Megjegyzés: A táblázatban szereplő szektorokat a CAR értékek szerint rendeztük csökkenő sorrendbe, melynek értéke az eseménynap utáni 4. napi kumulatív abnormális hozamot mutatja. Az első oszlopban a S&P 500 szektorindexei láthatóak, míg az első sorban az eseményablakban vizsgált napok. Az eseményablak hossza megegyezik az első három QE esetében vizsgált ablak hosszával, a t+4 nap értéke a kumulatív abnormális hozam (CAR) értékéből állapítható meg. Minden esetben feltüntettük az abnormális hozamot és a hozzá tartozó t-értéket.

Ha megnézzük az eseményablakban fellépő abnormális hozamok kumulált értékét látható, hogy a 11 fő szektorból 7 esetben pozitív érték halmozódott fel az adott időszak alatt. Csak az IT, a telekommunikáció, az egészségügy és az általános fogyasztási cikkek esetében figyelhető meg negatív CAR érték. Utóbbi két eredmény megegyezik a 2008–2012 időszak során megfigyelt értékekkel, ugyanis abban az esetben is negatívan hatott ezen két szektorra a QE programok bejelentése. A legnagyobb CAR értékkel rendelkező szektor az energia lett, amely a 6 napos intervallumban 8,36% abnormális hozamot halmozott fel úgy, hogy a bejelentés napján még szignifikáns negatív AR érték volt megfigyelhető.

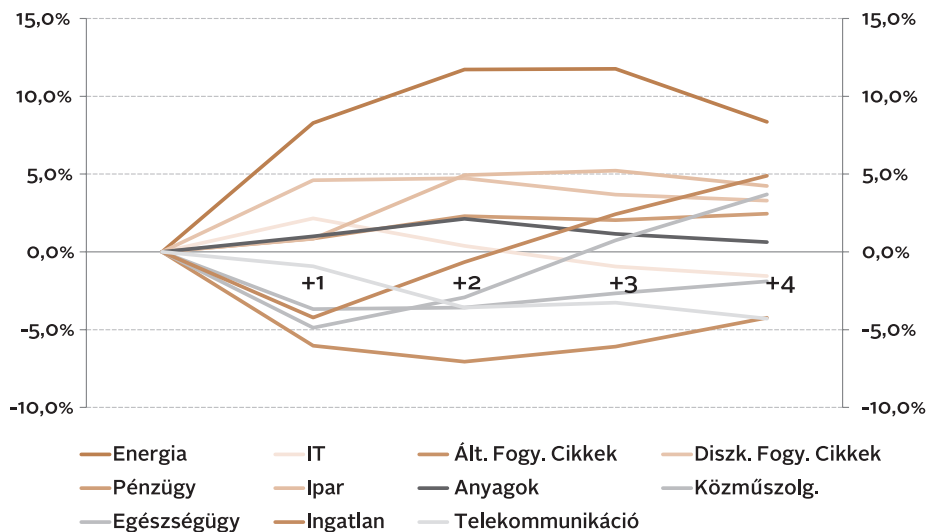
Fontos megjegyezni, hogy a  $T_0$  napon a bejelentés a piac zárása után történt, így ennek hatása csak a  $T_{+1}$  naptól volt megfigyelhető. Ezen a napon a 11 szektorból 9

esetében 95 százalékos konfidenciaszinten szignifikáns abnormális hozam volt mérhető, amely a  $T_{+2}$  napon 8 szektor esetében továbbra is fennmaradt. Látható azonban, hogy az esemény előtti napon is volt szignifikáns AR a piacon, amelyből látszik, hogy igen turbulens piaci környezetet vizsgáltam ebben az időszakban. A mennyiségi lazítás kibővítésének bejelentése trendfordulót eredményezett a részvények irányában, amely viszont egyértelműen a jegybank intervenciójához köthető.

Az első három program során vizsgált szignifikáns eredményeket összehasonlítva a QE4 eredményeivel egyértelmű következtetéseket lehet levonni. Ahogy korábban már említettük az általános fogyasztási cikkek és az egészségügyi szektorra negatív hatással volt mind a négy eszközvásárlási program, így véleményünk szerint ez az a két szektor, amely esetében a jegybank válságkezelő intézkedésén felül egyéb célzott beavatkozásra lehet szükség a stabilizálás érdekében. A diszkrecionális fogyasztási cikkek, amely a legjobban reagáló szektor volt a korábbi QE programok esetében, itt is pozitívan teljesített a vizsgált eseményablakban, 3,30 százalékos kumulatív abnormális hozammal. A pénzügyi szektor esetében a legérdekesebb megfigyelés az, hogy az eseménynapon szignifikáns negatív AR értéket kaptunk, ez a bejelentés előtt volt, majd a  $T_{+1}$  és  $T_{+2}$  napon 99,9 százalékos konfidenciaszinten is szignifikáns abnormális hozam volt. Ebben az esetben már egyértelműen mérhető volt a nemkonvencionális eszköz hatása.

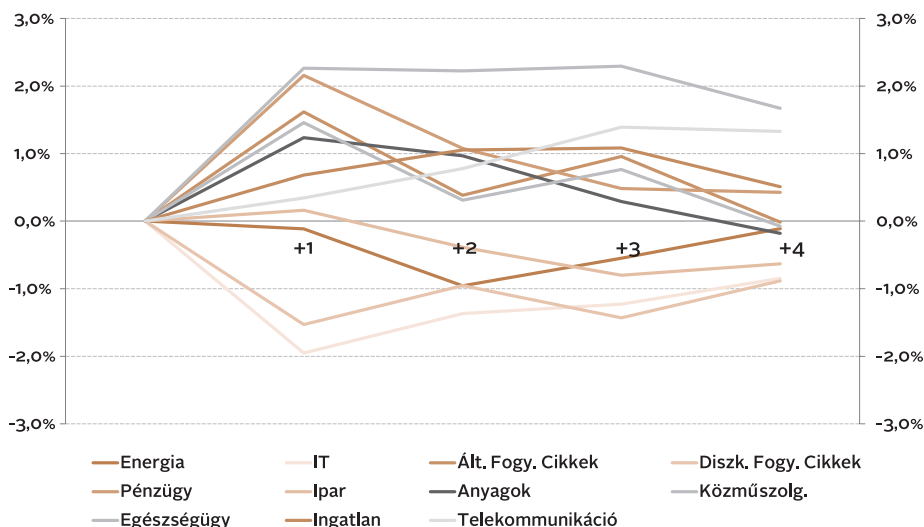
A 3. ábrán a bejelentés kumulatív abnormális hozama látszik százalékban kifejezve, azonos bázisról indítva.

**3. ábra: Kumulált abnormális hozam százalékban kifejezve a mennyiségi lazítási program indításának bejelentése után**



Jól látható, hogy a legtöbb szektor esetében egyértelműen megállapítható a bejelentés-hatás nagysága és iránya, míg voltak szektorkomponensek, amelyek esetében kevésbé, mint például az IT, vagy az anyagok, míg az ingatlan és a közműszolgáltatás szektor az esemény utáni első napon negatív abnormális hozamot produkált, az időszak végére pozitív CAR értékkel zárt. Érdeemes az ábrát összehasonlítani a QE4 program kivezetésének a bejelentése körül vizsgált eseményablak kumulatív abnormális hozamával.

**4. ábra: Kumulált abnormális hozam százalékban kifejezve a mennyiségi lazítási program kivezetésének bejelentése után**



A 4. ábrán első ránézésre látható, hogy kisebb az abnormális hozamok szóródása, mivel míg a bejelentés következtében durván -7 és +12% közé estek az értékek, addig a 2021 decemberi FOMC ülés után -2 és +3 százalékos intervallumon belül voltak a CAR értékek.

Jól látható az is, hogy a 3. ábrán az első napon a három legjobban teljesítő szektor (energia, diszkrecionális fogyasztási cikkek, IT) a QE program kivezetésének bejelentése első napján a három legrosszabbul teljesítő szektor volt, amely érthető, hiszen amennyiben a program bejelentése beárazódik a piacba, akkor annak kivezetésekor ellenkező hatással kell lennie a részvényekre, és ez ebben az esetben jól láthatóan teljesült. Az általános fogyasztási cikkek és az egészségügy, amely mind a négy mennyiségi lazítás hatására negatív abnormális hozamot produkált, a 4. ábrán láthatóan pozitív tartományban található, utóbbi ráadásul az eseményablakban a legjobban teljesítő S&P szektorkomponens lett.



Érdeemes azonban hozzátenni, hogy a 2021. decemberi FOMC alkalmával a jegybank elnök a QE kivezetése mellett felvetette az alapkamat nagyobb mértékű emelését, amely szintén fontos faktor a piaci hozamok szempontjából, így ebben az esetben sem tisztán a QE hatása mérhető, azonban, ahogy említettem, látványosan ellentétes irányú abnormális hozamok álltak fent ebben az esetben, mint a QE4 elindításának bejelentésekor.

## Konklúzió

Tanulmányunkban az amerikai Federal Reserve jegybank által alkalmazott mennyiségi lazítási programok (QE1, QE2, QE3, QE4) bejelentésének hatását vizsgáltuk meg az eseményelemzés módszertanán keresztül az S&P 500 szektorindexei esetében. Az 5. fejezetben ismertetett eredményekből jól látszik, hogy a volatilis piaci körülmények ellenére is azonosítható, és a többi tényezőtől elkülöníthető hatása van a vizsgált eseménynek a részvénypiaci hozamokra. A 100 napos számolási ablak jó választásnak bizonyult, mivel kellően nagy mintából számolhattuk ki a regressziós együtthatókat, és azok megbízható eredményeket adtak a piaci modellel számított abnormális hozam esetében.

Összegzésként elmondható, hogy a mennyiségi lazítás bejelentésének egyértelmű hatása van az amerikai részvényekre, és ezáltal a tanulmány fő fókuszára, az amerikai szektorhozamokra. Voltak azonban olyan bejelentések (QE1, QE2, QE3) amelyeknél Thornton (2013) eredményeihez hasonlóan sok esetben nem állt fent szignifikáns abnormális hozam, míg Joyce et al. [2011] eredményeit erősíti az, hogy az általunk kimutatott szignifikáns AR és CAR értékek eltérő irányba mutattak. Voltak szektorok, amelyek pozitívan, míg voltak, amelyek negatívan reagáltak a bejelentésre.

A program által a pénzügyi intézményekhez juttatott likviditás egyik legnagyobb nyertese a diszkrécionális fogyasztási cikkek szektorba tartozó részvények, mivel ezek kivétel nélkül mindig pozitívan reagáltak a bejelentésre. Ezen felül az is látható, hogy a piac nagy része inkább pozitív válaszreakciót ad a kvantitatív enyhítés bejelentésére annak ellenére is, hogy a Fednek nem célja a piacok támogatása, csak azok stabilizálása és funkcionalitásuk fenntartása. Egyes szektorok, mint az egészségügyi és az általános fogyasztási cikkek szektor, amelyek konzisztensen negatívan reagáltak a bejelentésre, további beavatkozást igényelhetnek. Az egészségügyi szektorindex bejelentésre adott reakciója meglepőnek bizonyult, ugyanis egyik általunk ismert tanulmány sem mutatta ki, hogy ezen szektor teljesítménye jelentősen elmaradna a piac egészétől. Ennek ellenére a vizsgált eseményablak végére negatív CAR értékeket produkált 4 bejelentésből 3 esetben.

A pénzügyi szektor vizsgálata során jellemzően nem találtunk statisztikailag szignifikáns abnormális hozamot a bejelentés utáni napokon az említett két faktor ellentétes irányú hatása miatt, amely eredmény megegyezett Rai et al. [2020] tanulmányával. Azonban bizonyos esetekben, mint a QE4 bejelentése utáni első két nap, 99,9 százalékos konfidenciaszinten is szignifikáns AR értéket mutattunk ki, míg a bejelentés előtt -3,02% AR értéket számoltunk. Itt egyértelmű a jegybanki intervenció

hatása. Ez az eredmény megegyezik azzal a feltételezésünkkel, miszerint a pénzügyi szektorra hatással van a program bejelentése, mindeközben ezen hatás nagysága lényegesen kisebb az általunk várttól, ami abból is látszik, hogy a negyedik program bejelentésének eseményablakában csak a 6. legnagyobb CAR értékkel rendelkezik a pénzügyi szektor.

Az első három mennyiségi lazítási program kumulatív abnormális hozamaiban kimutatott csökkenő tendencia, ahogy korábban említettük, részben egybevág a Da Silva és Rungcharoenkitkul (2017) eredményeivel, viszont ellentmondanak Corbet et al. (2019) tanulmányában bemutatott eredményekkel, miszerint a QE2 és QE3 program bejelentésének jelentősebb tőkepiaci hatása volt. Ennek többek között az egyik oka az eltérő időtáv vizsgálata is lehet, ugyanis kutatásuk során napon belüli adatokat használtak fel.

Jelen tanulmányban nem vizsgáltuk a bejelentés napon belüli hatását, illetve az említett két faktort, amely befolyásolja a pénzügyi szektor részvényeinek árfolyamát a bejelentést követően, így ezek még fennállnak lehetőségként a tanulmány bővítésére. További érdekes téma lehet további kutatásokra a média figyelem, mivel ennek nagy hatása van több területen is, mint például a klíma pénzügyekben [Choi et al. (2020), Csillag et al. (2022)] vagy az új NLP technikák pénzügytudományi alkalmazása [Zaremba & Demir (2023)] a kérdés elemzésére. ■

## Irodalomjegyzék

1. Armitage, S. (1995). Event study methods and evidence on their performance. *Journal of Economic Surveys*, 9(1), 25-52. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1995.tb00109.x>
2. Balatti, M., Brooks, C., Clements, M. P., & Kappou, K. (2016). Did quantitative easing only inflate stock prices? Macroeconomic evidence from the US and UK. *Macroeconomic Evidence from the US and UK (September 13, 2016)*.
3. Becchetti, L., & Ciciretti, R. (2011). STOCK MARKET REACTION TO THE GLOBAL FINANCIAL CRISIS: TESTING FOR THE LEHMAN BROTHERS' EVENT. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 3-58.
4. Borio, C., & Zabai, A. (2018). Unconventional monetary policies: a re-appraisal. In *Research Handbook on Central Banking* (pp. 398-444). Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781784719227.00026>
5. BREALEY, R. A.-MYERS, S. C. [1999]: Modern vállalati pénzügyek, Panem Könyvkiadó, Budapest, 2005
6. Brick, I. E., Statman, M., & Weaver, D. G. (1989). Event studies and model misspecification: Another look at the benefits of outsiders from public information about insider trading. *Journal of Business Finance & Accounting*, 16(3), 399-424. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1989.tb00026.x>
7. Brown, S. J., & Warner, J. B. (1985). Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90042-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90042-X)

8. Choi, D., Gao, Z., & Jiang, W. (2020). Attention to global warming. *The Review of Financial Studies*, 33(3), 1112-1145. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhzo86>
9. Corbet, S., Dunne, J. J., & Larkin, C. (2019). Quantitative easing announcements and high-frequency stock market volatility: Evidence from the United States. *Research in International Business and Finance*, 48, 321-334. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.01.007>
10. Corrado, C. J. (1989). A nonparametric test for abnormal security-price performance in event studies. *Journal of Financial Economics*, 23, 385-395. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(89\)90064-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90064-0)
11. Csillag J, B., Granát, M., & Neszveda, G. (2022). Media Attention to Environmental Issues and ESG Investing. *Financial and Economic Review*, 21(4), 129-149. <https://doi.org/10.33893/FER.21.4.129>
12. Da Silva, L. A. P., & Rungcharoenkitkul, P. (2017, April). QE experiences and some lessons for monetary policy: defending the important role central banks have played. In *Speech for the for the Eurofi High Level Seminar* (pp. 4-35)
13. Ederington, L., Guan, W., & Yang, L. Z. (2015). Bond market event study methods. *Journal of Banking & Finance*, 58, 281-293. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.03.013>
14. Eggertsson, G. B., & Woodford, M. (2003). Optimal monetary policy in a liquidity trap. <https://doi.org/10.3386/w9968>
15. 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. <https://doi.org/10.2307/2525569>
16. Federal Reserve Board. Retrieved from: <https://www.federalreserve.gov/default.htm>
17. Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., & Sack, B. (2018). The financial market effects of the Federal Reserve's large-scale asset purchases. 24th issue (Mar 2011) of *International Journal of Central Banking*.
18. Girardin, E., & Moussa, Z. (2011). Quantitative easing works: Lessons from the unique experience in Japan 2001-2006. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(4), 461-495. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2011.01.004>
19. Granát, M. P., Lehmann, K., Nagy, O., & Neszveda, G. (2023a). Expect the unexpected: Did the equity markets anticipate the Russo-Ukrainian war?. *Finance Research Letters*, 58, 104301. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104301>
20. Granát, M., Neszveda, G., & Szabó, D. (2023b). An Empirical Analysis of the Predictive Power of European Yield Curves. *Financial and Economic Review*, 22(3), 48-66. <https://doi.org/10.33893/FER.22.3.48>
21. Haldane, A., Roberts-Sklar, M., Young, C., & Wieladek, T. (2016). QE: the story so far.
22. Hartley, J., & Rebucci, A. (2020). An event study of COVID-19 central bank quantitative easing in advanced and emerging economies. NBER Working Paper, (w27339). <https://doi.org/10.2139/ssrn.3607645>

23. Henderson Jr, G. V. (1990). Problems and solutions in conducting event studies. *Journal of Risk and Insurance*, 282-306. <https://doi.org/10.2307/253304>
24. Jaffe, J. F. (1974). Special information and insider trading. *The Journal of Business*, 47(3), 410-428.
25. Joyce, M., Lasaosa, A., Stevens, I., & Tong, M. (2010). The financial market impact of quantitative easing.
26. Joyce, M., Miles, D., Scott, A., & Vayanos, D. (2012). Quantitative easing and unconventional monetary policy-an introduction. *Economic Journal*, 122(564), F271-F288. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2012.02551.x>
27. Judit, K., Csaba, B., Kristóf, L., Róbert, M., György, P., & Balázs, V. (2012). Nemkonvencionális jegybanki eszközök alkalmazásának nemzetközi tapasztalatai és hazai lehetőségei. *MNB Tanulmányok*, 100.
28. Kökény, L., Kenesei, Z., & Neszveda, G. (2022). Impact of COVID-19 on different business models of European airlines. *Current issues in tourism*, 25(3), 458-474. <https://doi.org/10.1080/13683500.2021.1960284>
29. Krishnamurthy, A., & Vissing-Jorgensen, A. (2011). The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy (No. w17555). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w17555>
30. Lima, L., Vasconcelos, C. F., Simão, J., & de Mendonça, H. F. (2016). The quantitative easing effect on the stock market of the USA, the UK and Japan: An ARDL approach for the crisis period. *Journal of Economic Studies*. <https://doi.org/10.1108/JES-05-2015-0081>
31. MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39.
32. Neszveda, G., & Siket, B. (2023). Green ECB speeches matter. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 1-18. <https://doi.org/10.1080/20430795.2023.2253205>
33. Rai, A., Goglione, A., & Krauskopf, R. S. (2020). The Impact of Quantitative Easing on Sectoral Stock Prices in the Euro Area.
34. Rácz, D. A., & Huszár, G. (2019). Negyedéves jelentések meglepetéshatása S&P 500 indexelemekre. *PÉNZÜGYI SZEMLE/PUBLIC FINANCE QUARTERLY*, 64(2), 244-264.
35. Seyhun, H. N. (1986). Insiders' profits, costs of trading, and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 16(2), 189-212. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90060-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90060-7)
36. Swanson, E. T., Reichlin, L., & Wright, J. H. (2011). Let's Twist Again: A High-Frequency Event-Study Analysis of Operation Twist and Its Implications for QE2 [with Comments and Discussion]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 151-207. <https://doi.org/10.1353/eca.2011.0006>
37. Tawadros, G. B., & Moosa, I. A. (2022). A Structural Time Series Analysis of the Effect of Quantitative Easing on Stock Prices. *International Journal of Financial Studies*, 10(4), 114. <https://doi.org/10.3390/ijfs10040114>
38. Thornton, D. L. (2013). An evaluation of event-study evidence on the effectiveness of the FOMC's LSAP program: Are the announcement effects identified?. FRB of St. Louis Working Paper No. <https://doi.org/10.20955/wp.2013.033>

39. Wang, G. (2019). The Effects of Quantitative Easing Announcements on the Mortgage Market: An Event Study Approach. *International Journal of Financial Studies*, 7(1), 9. <https://doi.org/10.3390/ijfs7010009>
40. Yardeni Research. Retrieved from: <https://www.yardeni.com/chronology-of-feds-quantitative-easing/>
41. Zaremba, A., & Demir, E. (2023). ChatGPT: Unlocking the future of NLP in finance. *Modern Finance*, 1(1), 93–98. <https://doi.org/10.61351/mf.v1i1.43>