

Nemzetközi krízisek, geopolitikai kockázatok és a magyar részvénytőzsde*

Nagy Attila Zoltán^{1b} – Erdős Sándor^{1b}

Tanulmányunk az 1991 óta bekövetkezett 108 nemzetközi krízis Budapesti Értéktőzsde részvényindexére gyakorolt hatását vizsgálja eseményablakos és keresztmetszeti regressziós módszerekkel, a fejlődő piacokat reprezentáló MSCI Emerging Markets indexhez viszonyítva. Az eredmények szerint az átlagos kumulált abnormális hozamok jellemzően negatívak, és statisztikailag szignifikáns hatás elsősorban az eseményt követő rövid időszakban (0–10 kereskedési nap) jelentkezik. A 2000-es éveket követően a piaci reakciók erősebbé váltak, a magyar részvénytőzsde a fejlődő piacokhoz képest érzékenyebben reagál a krízisekre. A békés válságok rövid távon erősebb, de átmeneti negatív reakciót váltanak ki, míg a súlyosabb krízisek tartósan negatív hatásúak. Regionális bontásban az európai események bizonyultak a legérzékenyebbeknek. A keresztmetszeti regressziók szerint a részvénytőzsde abnormális hozamai döntően a globális volatilitáshoz (VIX) és a BUX index eseményt megelőző hozamkörnyezetéhez kötődnek, míg a hazai fundamentumok és bizalmi mutatók csak gyengébb, bizonytalanabb összefüggést mutatnak.

Journal of Economic Literature (JEL) kódok: G14, F52, C58

Kulcsszavak: geopolitikai kockázat, nemzetközi krízisek, BUX index, befektetői bizonytalanság

1. Bevezetés

A geopolitikai kockázatok meghatározó tényezői a tőkepiaci folyamatoknak. A szakirodalom következetesen rámutat arra, hogy a geopolitikai bizonytalanság növekedése a részvényhozamok csökkenésével és a volatilitás emelkedésével jár együtt (Smales 2021; Lamine – Zribi 2024). Ezek a hatások nem homogének, országonként, régióinként, időszakonként és szektoronként eltérő jellegűek. A feltörekvő piacok

* A jelen kiadványban megjelenő írások a szerzők nézeteit tartalmazzák, ami nem feltétlenül egyezik a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontjával.

Nagy Attila Zoltán: Pécsi Tudományegyetem, PhD-hallgató. E-mail: nagy.attila.zoltan@kttk.pte.hu
Erdős Sándor: Pécsi Tudományegyetem, tanársegéd. E-mail: erdos.sandor@kttk.pte.hu

A tanulmány az innovációs és technológiai minisztérium EKÖP-25-3-II kódszámú egyetemi kutatói ösztöndíjprogramjának a nemzeti kutatási, fejlesztési és innovációs alapról finanszírozott szakmai támogatásával készült.

A magyar nyelvű kézirat első változata 2025. szeptember 23-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.25201/HSZ.24.4.118>

érzékenyebbnek bizonyulnak, míg a fejlett piacok esetében a reakciók mérsékeltebbek (Nasouri 2025; Salisu et al. 2022). A szektorális vizsgálatok szerint a pénzügyi, energia- és védelmi szektor a leginkább kitett, míg más ágazatokban inkább aszimmetrikus reakciók figyelhetők meg (Chatziantoniou et al. 2025; Choudhury 2024). A földrajzi közelség szintén meghatározó, azaz a krízisekhez közeli piacok sokkal erőteljesebben reagálnak, mint a távolabbiak (Nygaard – Sørensen 2024; Grinius – Baležentis 2025).

A fenti kutatások rávilágítanak arra, hogy a nemzetközi krízisek nemcsak rövid távú sokkokat okoznak, hanem strukturálisan is befolyásolják a kockázatkezelést, a befektetési stratégiákat és a portfólió-diverzifikációt. Ezért fontosnak tartjuk megvizsgálni, hogy a magyar részvényt piac miként reagál a geopolitikai eseményekre. Arra keressük a választ, hogy a BUX indexen – a fejlődő piacokat reprezentáló MSCI Emerging Markets indexhez viszonyítva – kimutathatók-e szignifikáns abnormális hozamok. Vizsgáljuk továbbá, hogy a krízisek típusa, súlyossága és földrajzi elhelyezkedése hogyan hat a piaci reakciókra. Végül arra is választ keresünk, hogy a krízisekhez kapcsolódó abnormális hozamokra adnak-e magyarázatot a globális bizonytalansági mutatók, a hazai makrogazdasági fundamentumok vagy a befektetői bizalmi indikátorok.

Kutatásunk során az International Crisis Behavior (ICB) adatbázis 108 nemzetközi krízisét tanulmányozzuk, és az eseményeket öt dimenzió (az erőszakosság mértéke, a válság súlyossága, a nagyhatalmak bevonódása, a feszültség szintje, valamint a földrajzi elhelyezkedés) alapján különítjük el 1991–2021, 2000–2021 és 2010–2021 közötti időszakon. Vizsgálatunk eseményablak-módszertanon alapul, melynek segítségével kimutatjuk az abnormális hozamokat, majd a legerősebb piaci reakciókat keresztmetszeti regresszióval (22 magyarázóváltozó bevonásával) is elemezzük.

2. Szakirodalmi áttekintés

A korábbi kutatások arról árulkodnak, hogy az eszközárak hozamát és volatilitását jelentősen befolyásolják a makrogazdasági bejelentések (Elder et al. 2012), a világpolitikai események (Berkman et al. 2011) és a hírek médiatónusa (Manela – Moreira 2017). A geopolitikai eseményekkel kapcsolatban elsőként Caldara és Iacoviello (2022) hoztak létre geopolitikai kockázati indexet (GPR), mely a geopolitikai kockázatokat a háborúkra, terrortámadásokra és államok közötti feszültségekre értelmezi. A szakirodalom legtöbb kutatása ezt az indexet alkalmazza, és ökonometriai módszereket (például OLS, VAR, kvantilis regresszió) használ a kapcsolatok feltárására. Emellett a szakirodalom másik meghatározó irányzata a tényleges eseményeket vizsgálja eseményablakos módszerrel.

A GPR indexen alapul Lamine és Zribi (2024) tanulmánya, akik a geopolitikai kockázatok hatását a G7- és BRICS-országok részvényt piacain vizsgálták, és arra jutottak,

hogy míg a hozamokra gyakorolt hatás idővel mérséklődik, addig a volatilitás tartósan növekvő tendenciát mutat. *Demiralay és szerzőtársai (2024)* a geopolitikai kockázatok mellett a fenyegetések és cselekmények hatását elemezve mutatták ki, hogy a hozamok emelkedő részvénypiaci környezetben pozitívan, csökkenő részvénypiacokon negatívan reagálnak a GPR-re, míg a volatilitás főként pozitívan reagál, különösen geopolitikai cselekmények esetében.

Rafi és Ali (2025) 40 ország adatai alapján új keretrendszert dolgozott ki a geopolitikai kockázati kitettség (GRE) mérésére, amely a *Caldara és Iacoviello (2022)* által bevezetett indexből kialakítva három faktor (geopolitikai kockázat, cselekmény és fenyegetés) formájában épül fel. Eredményeik szerint a geopolitikai fenyegetések faktorának van a legerősebb előrejelző képessége. *Smales (2021)* napi adatokon kimutatta, hogy a geopolitikai kockázat növekedése emeli az olajárakat, ugyanakkor csökkenti a részvényhozamokat, miközben a volatilitás tartósan magas marad. Hasonló megfigyeléseket tett *Denie és szerzőtársai (2024)* az olaj-, arany- és dollár-index, valamint a részvénypiacok kapcsolatának vizsgálata során.

A GPR-indexen alapuló vizsgálatok a fejlődő országok körében is elemezték a geopolitikai kockázatok hatásait. *Nasouri (2025)* szerint a fejlődő országok részvénypiacainak volatilitása és a pénzügyi stressz sokkal erősebben reagál a GPR növekedésére, míg a fejlett gazdaságokban inkább a részvénypiacokon jelentkeznek hatások. *Salisu és szerzőtársai (2022)* már csak a feltörekvő piacokra fókuszáltak, és arra jutottak, hogy a geopolitikai cselekmények indexe jobb előrejelző, mint a fenyegetések. A fentieket kiegészíti *Wijaya és szerzőtársai (2024)*, akik kimutatták, hogy a GPR hatásai országoként eltérőek.

A geopolitikai kockázatok hatásai nemcsak országok között, hanem a részvénypiacon belül, szektorális szinten is aszimmetrikusan jelentkeznek. *Chatziantoniou és szerzőtársai (2025)* szerint a geopolitikai kockázatok hatása szignifikáns és nagyon szektorfüggő, és a szektorok erősebben reagálnak a terrortámadások fenyegetésére, mint magukra a terrortámadásokra, de a háborús eszkaláció nagyobb volatilitást okoz, mint a háborús fenyegetések vagy a háborúk kezdete. *Choudhury (2024)* megállapítása szerint a geopolitikai kockázatok leginkább az amerikai pénzügyi szektort sújtják, míg az alapanyag- és energiaágazat szintén jelentős kitettséggel bír. A fentiekkel összhangban *Boungou és Urom (2025)* rámutatott, hogy a G20-országok bankszektorának hozamaira gyakorolt geopolitikai hatás mértéke a piaci teljesítmény szintjétől, a konfliktus időszakától és a bankrendszerek földrajzi elhelyezkedésétől függ.

A kutatások másik irányvonala nem geopolitikai kockázati indexeket vesz alapul, hanem a ténylegesen bekövetkező eseményeket, jellemzően eseményvizsgálati módszerrel elemzi. *Grinius és Baležentis (2025)* a 2022-es orosz–ukrán háború 12 részvénypiacra gyakorolt hatását vizsgálva állapította meg, hogy a közelségi hatás

érvényesült, így Lengyelország mutatta a legnagyobb árfolyamreakciót, míg az Európán kívüli piacok összességében nem mutattak érzékenységet. *Goyal és Soni (2024)* eseményvizsgálati módszerrel tárta fel a 2023. októberi izraeli–palesztin konfliktus hatását 47 ország részvénytőkepiacára. Eredményeik szerint a feltörekvő piacok és a globális részvénytőkepiacok jelentős negatív reakciót mutattak, míg a fejlett piacok ellenállóbbnak bizonyultak. További vizsgálatok rávilágítanak arra, hogy a Közel-Keleten zajló fegyveres konfliktusok befolyásolják az olajvállalatok részvényhozamait (*Khalifa et al. 2017*), az arab–izraeli háború is szoros kapcsolatban állt az olajárak alakulásával (*Nygaard – Sørensen 2024*), az Észak- és Dél-Korea kapcsolataiban bekövetkező változások pedig az érintett gazdasági együttműködésben részt vevő vállalatok részvényhozamait érintették (*Pyo 2021*). Emellett az 1997-es ázsiai pénzügyi válság, a 2008-as globális pénzügyi válság és a Covid19-járvány felerősítette az amerikai részvénytőkepiac globális hozamtranszmisszióját, amit a geopolitikai kockázatok tovább alakítottak (*Tran – Vo 2023*).

A geopolitikai kockázatok hazai gazdaságra gyakorolt hatásait vizsgáló tanulmányok, különösen a tőkepiaci összefüggések terén, egyelőre korlátozottak. Ugyanakkor a nemzetközi eredményekben is kimutatott országspecifikus és szektorális aszimmetriák miatt indokolt lehet a hazai piacra vonatkozó empirikus vizsgálatok elvégzése. Megállapítható, hogy több hazai tőkepiacokkal kapcsolatos tanulmány a nemzetközi vizsgálatokkal összhangban levő eredményre jutott eszközárzási kérdésekben. Például *Lakatos (2016)* a befektetői túlereagálás jelenségét vizsgálva, *Rádóczy és Tóth-Pajor (2021)* az extrém piaci eseményekre adott reakciók elemzése során talált a nemzetközi szakirodalommal összevethető eredményeket. További hasonló eredmények születtek a szezonális jellegű (Kégl – Petróczy 2024; Neszveda – Simon 2021), a momentumhatás (Csillag – Neszveda 2020), az árfolyamsodródás (Csillag – Neszveda 2022; Nagy – Ulbert 2007), a tőzsdéi anomáliák (Bidló – Szabó 2024), a likviditásnyújtás kereskedési stratégiájának (Neszveda – Vágó 2021) vizsgálata során. A nemzetközi piacokon megfigyelt tendenciáktól eltérő eredmények is feltárássra kerültek, például vállalatértékelési módszerek alkalmazhatóságában (*Takács 2007*), a pénzügyi viselkedéstan jelenségeiben (*Molnár 2005*), valamint a tőkepiaci teljesítménymutatókban (*Koszorús 2019*).

A hazai tőkepiacokkal kapcsolatban *Grébel és Pesuth (2023, 2024)* rámutatott arra, hogy a geopolitikai kockázatok szerepe mind elméletben, mind a gyakorlatban felértékelődött. Elemzésük szerint a geopolitikai feszültségek jellemzően negatívan befolyásolták a részvénytőkepiaci hozamokat, különösen a feltörekvő piacokon és a Közép- és Kelet-Európa régióban. Megállapítható továbbá, hogy a geopolitikai kockázatok nemcsak a részvénytőkepiacokon, hanem a hazai gazdasági kilátásokban is érdemi szerepet játszanak. Például *Horváth és Molnár (2025)* szerint a külső környezet tartós gyengélkedése (az orosz–ukrán háború, az amerikai vámfenyegetések) jelentős

bizonytalanságot keltett a magyar gazdaságban, ami visszavetette a növekedést, valamint a jövőbeli kilátások is jelentős kockázatokkal terheltek.

Össességében a kutatások rávilágítanak, hogy a geopolitikai kockázatok a részvénypiaci hozamokat és volatilitást globálisan és régióként, valamint szektoronként is aszimmetrikusan befolyásolják.

3. Adatok és módszertan

Az események hatásának vizsgálatához a Budapesti Értéktőzsde indexének napi záróárfolyamait használtuk fel az 1991. január 2. és 2021. december 31. közötti időszakon. Bár a BUX index adatai elérhetőek a vizsgált időszakot követően is, azonban a kríziseket tartalmazó ICB adatbázis¹ utolsó eseménye 2021. szeptember 20-ai időponttal került rögzítésre, így a BUX index adatait ehhez igazítva dolgoztuk fel.

Az eseményablak-elemzés során az abnormális hozam meghatározásához benchmarkként az MSCI Emerging Markets (MSCI EM) indexet alkalmaztuk, amely a fejlődő piaci részvények széles körét reprezentálja, és szorosabb kapcsolatot mutat a BUX index mozgásával, mint más alternatív indexek. A vizsgálathoz a BUX és az MSCI EM index napi gyakoriságú loghozamait használtuk, amelyeket a becslési ablakban a következő módon számítottunk:

$$R_t = 100 * (\ln P_t - \ln P_{t-1}). \quad (1)$$

Az Augmented Dickey–Fuller-teszt alapján a sorozatok stacionáriusnak bizonyultak. A várható hozam becslésére lineáris regressziós modellt alkalmaztunk a következő formában:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

ahol:

- $R_{i,t}$: a BUX index napi loghozama t időpontban,
- $R_{m,t}$: az MSCI EM index napi loghozama, t időpontban,
- β_i : a piaci hozamokkal szembeni érzékenységet leíró együttható.

A modellt az eseményt megelőző 130. és 10. nap közötti időszakra illesztettük (becslési ablak), amelyet követően a tényleges esemény körüli időszakra számítottuk az abnormális hozamokat. Az abnormális hozam a tényleges hozam és a várható hozam különbségeként definiálható:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}), \quad (3)$$

¹ <https://sites.duke.edu/icbdata/>

ahol:

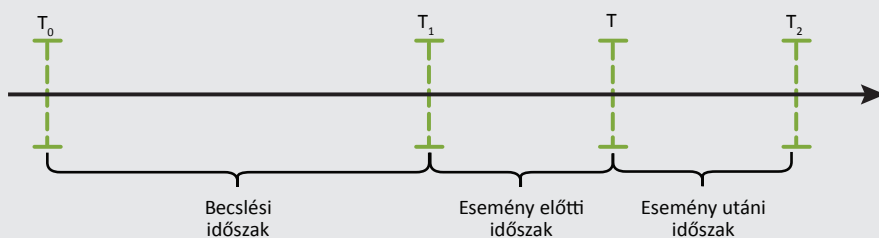
- $R_{i,t}$: a BUX index loghozama a t napon az i esemény környezetében,
- $E(R_{i,t})$: a várható loghozam, amit a becslési időszak regressziós együtthatója alapján becsültünk meg.

Az abnormális hozamokat a fenti módon kiszámolt, egy adott esemény időszakra vonatkozóan a következő képlet szerint összegeztük:

$$CAR_i(T_1, T_2) = \sum_{t=T_1}^{T_2} AR_{i,t}. \quad (4)$$

Az eseményablakos vizsgálat értelmezéséhez az 1. ábra nyújt segítséget, ahol a T_0 – T_1 időszak az esemény előtti 10–130 nap közötti becslési periódus, majd a T_1 – T_2 időszak adja az eseményablakot.

1. ábra
Az eseményvizsgálat időablakának szemléltetése



Megjegyzés: Az ábra az eseményablakot mutatja, ahol T_0 a becslési időszak kezdete, T_1 a vége, T az esemény napja, T_2 az eseményablak vége.

Az eseményablak-vizsgálat során mind szimmetrikus (–30/+30, –15/+15, –2/+2, –1/+1 napos), mind kizárólag az eseményt követő időszakot lefedő aszimmetrikus ablakokat alkalmaztunk (0–2, 0–3, 0–5, 0–10, 0–20 és 0–30 napos), melyek hosszát a szakirodalmi ajánlásokat felhasználva (MacKinlay 1997; Azzimonti 2018; Kiss et al. 2024; Rappai 2011) határoztuk meg.

Az eredmények robusztusságának ellenőrzésére alternatív becslési módszert alkalmaztunk, az ún. átlaghozam-eljárást, amely során a várható hozamot a becslési ablakban számított átlaghozammal helyettesítettük. Ezen túlmenően az eredményeket összevetettük az S&P 500 globális részvényindexszel, valamint a régiós összehasonlíthatóság érdekében a WIG20 (lengyel) és a PX (cseh) indexszel. A szignifikancia-ellenőrzéshez t-próbát és z-próbát is alkalmaztunk, követve a szakirodalomban

elterjedt eseményvizsgálati módszertani irányelveket (MacKinlay 1997; Fűrész – Rappai 2022; Rádóczy – Tóth-Pajor 2021).

Az eseményvizsgálatok során a geopolitikai válságok kezdőpontját az ICB adatbázisban megjelölt esemény dátuma (Trigger Date) alapján határoztuk meg. Ezek a dátumok az adott krízis hivatalos kirobbanásának időpontját jelzik. A vizsgált 108 esemény közül 33 esetben az esemény dátuma nem tőzsdei kereskedési napra (többnyire hétfőre) esett. Ezeket a legközelebbi elérhető kereskedési napra (tipikusan hétfőre) igazítottuk.

Az eseményablak-elemzés mellett kutatásunk célja annak vizsgálata is, hogy a globális bizonytalansági mutatók, a hazai makrogazdasági tényezők, valamint a befektetői és üzleti hangulatindikátorok milyen mértékben képesek magyarázni a geopolitikai eseményekhez kapcsolódó kumulatív abnormális hozamokat. Ehhez 22 változót gyűjtöttünk össze, amelyek a globális és hazai gazdaságpolitikai bizonytalanság, a geopolitikai kockázatok, a befektetői hangulat, a globális tőkepiaci volatilitás, a fogyasztói és üzleti bizalom, a hazai makrogazdasági mutatók, valamint a BUX index technikai indikátorainak köréből származnak (Függelék 4. táblázat). A változók kiválasztása a szakirodalmi áttekintésen, valamint a szerzők intuitív és empirikus megfontolásain alapult. Elemzésünk első lépéseként az eseményablak-elemzés módszerével, z- és t-próbák segítségével azonosítottuk azt az időszakot, amelyben a kumulatív abnormális hozamok (CAR) a legkifejezettebb reakciót adták az eseményekre. A további vizsgálatokhoz ezt a legerősebb időablakot választottuk ki (a későbbi eredmények alapján ez a [0,10] ablak lett). Az egyes eseményekhez tartozó CAR értéken 5 százalékos winszorizálást alkalmaztunk. A keresztmetszeti regressziós vizsgálathoz a CAR értékekhez eseményenként, külön-külön hozzárendeltük az eseményt megelőző, azzal egyidejű, valamint az azt követő hónap makrogazdasági és bizonytalansági változóit. A változók előszűrésére minden egyes magyarázó változót külön regresszióban vizsgáltunk, ahol a függő változó a kumulatív abnormális hozam volt. Ez lehetővé tette, hogy azonosítsuk azokat a tényezőket, amelyek önállóan is kapcsolatot mutatnak a részvénypiaci reakcióval.

Az egyedi regressziók lefuttatását követően a magyarázó változókat tematikus blokkokba rendeztük, és négy különböző modellspecifikációt használtunk annak feltárására, hogy mely változócsoporthoz magyarázzák leginkább a kumulatív abnormális hozamok alakulását. A végső specifikációba azok a tényezők kerültek be, amelyek az egyedi regressziók során stabil, viszonylag erős kapcsolatot mutattak a kumulatív abnormális hozamokkal. A globális bizonytalansági mutatókra épülő modell (5) a VIX (tőkepiaci volatilitás), *GEPU_current* (globális gazdasági bizonytalanság), *GPR* (geopolitikai kockázat) és *WUI* (globális bizonytalanság) indikátorokat tartalmazta. A hazai makrogazdasági tényezőkre fókuszáló modell (6) az inflációt,

a munkanélküliségi rátát, a kiskereskedelmi forgalmat és az ipari termelést foglalta magában, kiegészítve a hazai bizonytalansági mutatóval (WUI_HUN) és a hazai geopolitikai kockázati indexszel ($GPRC_HUN$). A bizalmi indikátorokra épülő modell (7) a hazai fogyasztói és üzleti bizalmi indexeket, illetve a Baker–Wurgler befektetői hangulatindexet tartalmazta. Végül a globális volatilitást és a BUX piaci teljesítményét kombináló modell (8) a VIX és a BUX havi hozamának hatását foglalta magában.

$$CAR_i^w = \alpha + \beta_1 VIX_i^{-1m} + \beta_2 GEPU_current_i^{-1m} + \beta_3 GPR_i^{-1m} + \beta_4 WUI_global_i^{-1m} + \epsilon \quad (5)$$

$$CAR_i^w = \alpha + \beta_1 CPI_HUNyy_i^{-1m} + \beta_2 Unemp_HUN_i^{-1m} + \beta_3 Retail_HUNyy_i^{-1m} + \beta_4 Prod_HUNyy_i^{-1m} + \beta_4 WUI_HUN_i^{-1m} + \beta_5 GPRC_HUN_i^{-1m} + \epsilon \quad (6)$$

$$CAR_i^w = \alpha + \beta_1 CCI_HUN_i^{-1m} + \beta_2 BCI_HUN_i^{-1m} + \beta_3 BWSSENT_i^{-1m} + \epsilon \quad (7)$$

$$CAR_i^w = \alpha + \beta_1 VIX_i^{-1m} + \beta_2 BUXhozam_i^{-1m} + \epsilon \quad (8)$$

A modellben a függő változó a winsorizált kumulatív abnormális hozam (CAR_i^w), míg a $(-1m)$ jelölésű magyarázó változók az eseményt megelőző hónap értékeit használják. Az inferenciát heteroszkedaszticitás-robosztus (HC1) szórással végeztük.

4. A nemzetközi krízisek bemutatása

A vizsgálat alapjául az International Crisis Behavior (ICB) adatbázis szolgált (Brecher – Wilkenfeld 1997; Brecher et al. 2025), mely az 1918 és 2021 közötti időszakban bekövetkezett 512 nemzetközi válsághelyzetet dokumentálja, és lehetővé teszi a válságok strukturált összehasonlítását 81 előre definiált kvantitatív és kvalitatív dimenzió mentén. Elemzésünk az 1991–2021 közötti időszakban bekövetkezett 108 eseményt vette alapul, figyelembe véve azt, hogy a magyar részvénypiac és az ICB adatbázisban ezen időszakban fedt le egymást. Megjegyezzük, hogy bár az orosz–ukrán háború is szerepel az adatbázisban, az esemény napját az adatbázis készítői egyelőre nem határozták meg, ezért az esemény nem szerepel a jelen elemzésben.

A vizsgálat során több változót is felhasználtunk az események jellemzőinek mélyebb megértése érdekében. A válságok erőszakosságának vizsgálatához a *VIOL* változót (Violence) vettük alapul, amely az esemény során alkalmazott erőszak mértékét kódolja. A változó értékei 1-től 4-ig terjednek, ahol az 1-es érték a teljesen békés eseményeket, míg a 4-es a teljes körű háborút jelöli. Békés eseményeknek tekintettük azokat, ahol $VIOL < 2$, míg fegyveres eseményeknek azokat, ahol $VIOL \geq 2$. A válság súlyosságát a *GRAVCR* változóval (Gravity of Value Threatened) definiáltuk, mely azt mutatja meg, hogy milyen súlyos érték (pl. gazdasági érdek, politikai rendszer, állami lét) került veszélybe a krízis során. A 0–6 közötti skálán a magasabb értékek súlyosabb fenyegetést jeleznek; elemzésünk a $GRAVCR > 3$ értékű, tehát súlyos

válságokat különítette el. A nagyhatalmi érintettséget a *POWINV* változó (Superpower Involvement in Crisis) méri, amely az Egyesült Államok és a Szovjetunió (később Oroszország) bevonódásának szintjét mutatja meg. A skála 1–7-ig terjed, és azon események esetében, ahol *POWINV* > 0, legalább az egyik nagy hatalom szerepet vállalt a konfliktusban. A válságok hatására bekövetkező nemzetközi feszültségváltozást az *OUTESR* változó (Escalation or Reduction of Tension) rögzíti. Ez három kategóriába sorolja az eseményeket: 1=a feszültség csökkent, 2=a status quo fennmaradt, 3=a feszültség nőtt. Az elemzés során külön vizsgáltuk a feszültségcsökkentő (*OUTESR*=1) és a változatlan helyzetű (*OUTESR*=2) eseményeket. Az *OUTESR*=3 (eszkaláció) értéket viselő események az alacsony esetszám miatt nem kerültek bevonásra az elemzésbe. A válság földrajzi elhelyezkedését a *GEOG* változó (Geographic Location of Crisis) jelöli, amely alapján régiós bontásokat is végeztünk.

5. Az eseményhatások empirikus eredményei

A teljes minta, az 1991–2021 közötti időszak eredményei arról árulkodnak, hogy az alkalmazott időablakok többségében (10 eseményablakból 8 esetben) az átlagos kumulált abnormális hozam (átlagos *CAR*) negatív, ugyanakkor statisztikailag szignifikáns hatás kizárólag az eseményt követő 5 kereskedési napos ablakban mutatható ki a t-próba alapján. A z-próbára alapozott szignifikancia a $[-15,15]$, a $[0,2]$ és a $[0,10]$ napos ablakok esetében jelentkezik (1. táblázat).

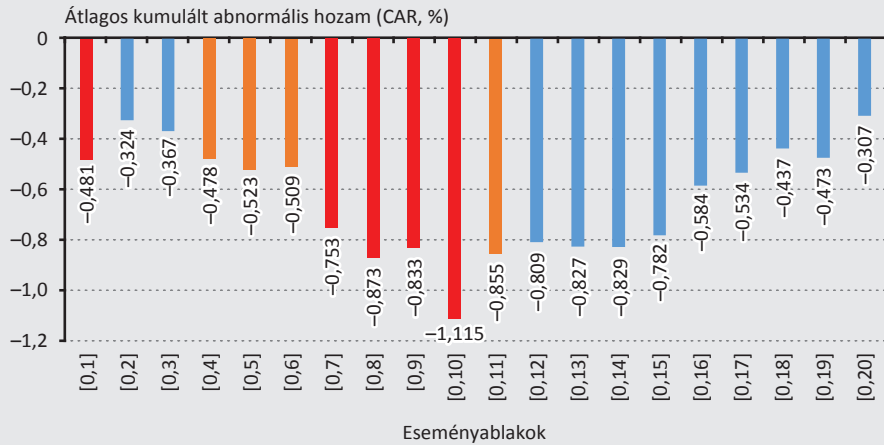
1. táblázat					
Az eseményablakok átlagos kumulált abnormális hozamai 1991–2021 között					
Eseményablak	Esetszám	Átlagos <i>CAR</i>	t-statisztika	Pozitív arány	z-statisztika
$[-30,30]$	108	0,464	0,309	0,48	-0,385
$[-15,15]$	108	-0,409	-0,385	0,42	-1,732*
$[-1,1]$	108	-0,351	-1,348	0,49	-0,192
$[-2,2]$	108	0,009	0,032	0,49	-0,192
$[0,2]$	108	-0,337	-1,589	0,38	-2,502**
$[0,3]$	108	-0,422	-1,641	0,46	-0,77
$[0,5]$	108	-0,671	-2,205**	0,44	-1,347
$[0,10]$	108	-0,341	-0,462	0,41	-1,925*
$[0,20]$	108	-0,042	-0,042	0,47	-0,577
$[0,30]$	108	-0,282	-0,217	0,45	-0,962

Megjegyzés: A táblázat a teljes időszakon, az összes eseményen számított átlagos kumulált abnormális hozamokat (*CAR*) és a hozzájuk tartozó t- és z-statisztikákat mutatja különböző eseményablakok esetén. A „Pozitív arány” oszlop azt jelzi, hogy az események hány százalékában volt pozitív a *CAR*. A * és ** jelölések a 10, illetve 5 százalékos szignifikanciaszintet mutatják ($p < 0,10$; $p < 0,05$).

Az elemzésbe bevont részidőszakok a következők voltak: az 1991–2000 (32 esemény), a 2000–2021 (76 esemény), valamint a 2010–2021 közötti időszak (48 esemény). A 2000–2010 közötti időszak helyett a 2000–2021 közötti részidőszak vizsgálata azért indokolt, mert ebben az időszakban a magyar tőkepiac fejlettebb és likvidebb volt, valamint nagyobb számú esemény ($n=76$) állt rendelkezésre, így a szignifikanciavizsgálat megbízhatóbb eredményeket adott. A részidőszakokat vizsgálva azt láthatjuk, hogy 1991–2000 között az átlagos CAR több időablakban is pozitív előjelet mutat, azonban egyik esetben sem lesz statisztikailag szignifikáns (Függelék 5. táblázat). Ezzel szemben 2000–2021 között az átlagos CAR az összes vizsgált eseményablakban negatív, kivéve a $[-30,30]$ napos időintervallumot. A t-próba alapján a $[0,5]$ és $[0,10]$ napos ablakokban szignifikáns negatív hatás mutatható ki, míg a z-próba esetén a $[0,1]$ és $[0,2]$ napos ablakokban is statisztikailag szignifikáns eltérés figyelhető meg. A 2010–2021 közötti időszak (48 eset) elemzése szintén hasonló eredményeket hoz. A $[-30,30]$ időablakot kivéve minden ablakban negatív átlagos kumulált abnormális hozamot mérhetünk. A $[0,10]$ és $[0,2]$ napos ablakokban a t-próba alapján is szignifikáns hatás azonosítható, míg a z-próba alapján további rövidebb ablakokban is szignifikáns eltérés mutatkozik (Függelék 5. táblázat).

Az 1991–2000 közötti események esetében a krízisek BUX indexre gyakorolt tőkepiaci hatása statisztikailag nem volt kimutatható. Ezzel szemben a 2000 utáni időszakban több eseményablakban is szignifikáns hatás jelentkezett, ezért erre az időszakra (76 esemény) az átlagos kumulált abnormális hozamot egy napos léptetéssel is megvizsgáltuk. A 2. ábrán bemutatott eredmények szerint a legerősebb szignifikáns hatás a $[0,10]$ kereskedési napos eseményablakban jelentkezik ($CAR=-1,12$; $p<0,05$). A teszteredmények alapján statisztikailag szignifikáns negatív hatás az eseményt követő 4. és 11. nap közötti időszakban is kimutatható. A $[0,4]$ és $[0,11]$ közötti ablakok mindegyike legalább 10 százalékos szinten szignifikáns, több pedig 5 százalékos szinten is. Ezek az eredmények arra utalnak, hogy az eseményeket követő első két hétben tartós negatív piaci reakció tapasztalható, amely során a BUX index az MSCI Emerging Markets indexhez képest alulteljesít. A hatás ezt követően fokozatosan mérséklődik, és a $[0,12]$ napos időszaktól kezdve már nem mutatható ki statisztikailag szignifikáns eltérés. A részidőszakokon végzett vizsgálatok szerint a hatás időben nem homogén. Amíg az 1991–2000 közötti időszakban nem figyelhető meg statisztikailag szignifikáns átlagos CAR, addig a 2000-es években a negatív reakció már több eseményablakban is kimutatható, ami 2010 utáni periódusban tovább erősödik.

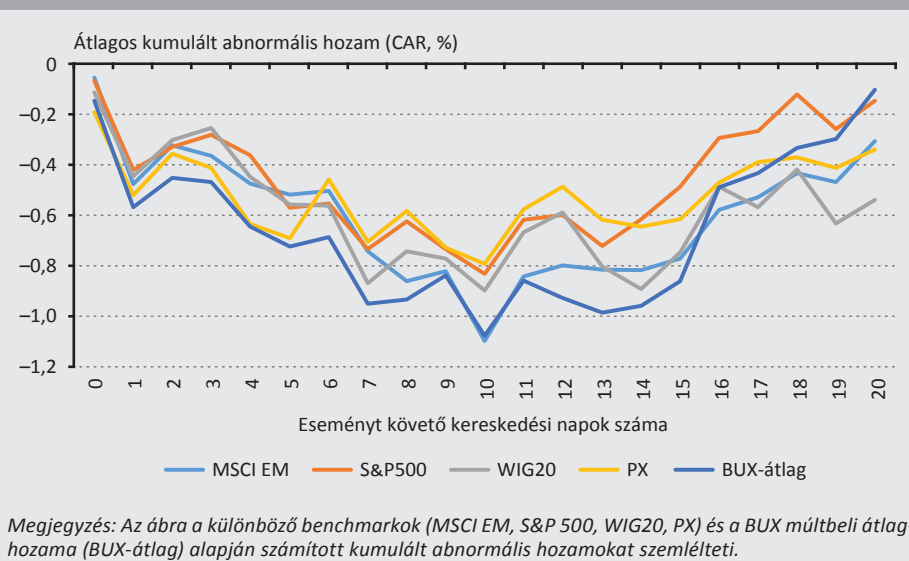
2. ábra
Az átlagos CAR változása különböző eseményablakokban



Megjegyzés: A grafikon az eseményt követő, egy kereskedési napos lépésközzel kialakított eseményablakok átlagos abnormális hozamait mutatja. A piros oszlopok 5 százalékos szinten szignifikáns negatív hatást jeleznek ($p < 0,05$), a narancssárga oszlopok 10 százalékos szinten szignifikáns negatív hatást mutatnak ($p < 0,10$), míg a kék oszlopok esetében a hatás statisztikailag nem szignifikáns a t-próba alapján.

Az 1991–2000 közötti időszakban kimutatott eredmények mögött módszertani okok is húzódnak, mert az 1991–1996 közötti periódusban a piaci modell magyarázóereje (R^2) rendkívül alacsony volt (minden esetben 5 százalék alatti) a becslési időszakban, ami kérdéssé teszi a regresszióval becsült várható hozamok megbízhatóságát. Ennek korrigálására alternatív megközelítést is alkalmaztunk, és a várható hozamot a becslési időszak átlaghozamával helyettesítettük, de ezzel a módszerrel sem mutatható ki szignifikáns abnormális hozam az 1991–2000 közötti időszakban. Ezzel szemben a 2000–2021 közötti időszakban a [0,2] és [0,5] napos eseményablakokra vonatkozóan statisztikailag szignifikáns negatív abnormális hozam figyelhető meg, vagyis a BUX index mind a saját eseményt megelőző átlaghozamához képest, mind a benchmarkokhoz (MSCI EM, S&P 500, WIG20, PX) képest alulteljesített. A robusztussági ellenőrzések megerősítik az alapmodell eredményeit, azaz a negatív abnormális hozam tartósan fennállt, és az eseményt követő 10. kereskedési napon éri el a legnagyobb abszolút értékét (3. ábra).

3. ábra
Az átlagos CAR változása különböző benchmarkokkal

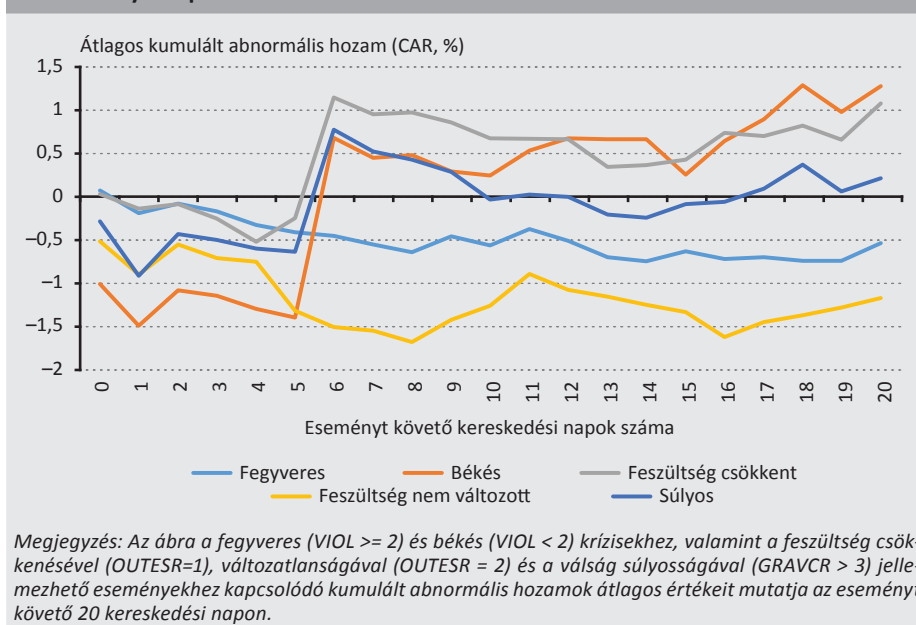


A különböző időszakok vizsgálatát követően az eseményeket a 4. fejezetben ismertetett dimenziók mentén is elkülönítettük. Az eseményeket fegyveres és békés típusokra bontva (VIOL változó), a teljes vizsgált időszakban azt tapasztaltuk, hogy a fegyveres konfliktusokhoz kapcsolódó események (n=80) esetében az átlagos CAR ugyan többnyire negatív, azonban egyik alkalmazott statisztikai teszt sem mutatott ki szignifikáns eredményt (Függelék 6. táblázat). Ezzel szemben a békés konfliktusok esetén (n=28) az átlagos CAR rövid távon, a [0,5] napos eseményablakban statisztikailag szignifikánsan negatív, majd az ezt követő időszakban pozitívvá válik, de a hatás nem bizonyul szignifikánsnak (4. ábra).

A válság súlyosságát jelző GRAVCR változó alapján végzett felosztás a békés konfliktusokkal egyező mintázatot mutat. A teljes időszakot vizsgálva (n=41) a súlyosabb válsághelyzetekhez köthető események (GRAVCR > 3) esetében rövid távon – a [-1,1] és [0,2] napos ablakokban – statisztikailag szignifikánsan negatív átlagos CAR volt megfigyelhető. Ezt követően azonban az abnormális hozam pozitívvá válik, de a hatás már nem bizonyul szignifikánsnak. A 2000–2021 közötti részidőszakban (n=27) szintén több eseményablakban ([-1,1], [0,2], [0,20]) is megerősítést nyert ez a negatív és szignifikáns piaci reakció. Ugyanakkor a nagyhatalmak bevonódását jelző POWINV változó alapján nem sikerült érdemi különbséget kimutatni az események tőzsdei hatásaiban, mert a vizsgált időszak során nem fordult elő olyan esemény, amelyben legalább egy nagyhatalom ne lett volna érintett.

Az *OUTESR* változó alapján a vizsgált 108 esemény közül 51 esetben a válság kirobbanását követően a feszültség szintje csökkent, míg 47 esetben nem történt változás a külső szereplők válságérzékelésében, és 10 esetben a feszültség szintje növekedett. Az elemzés eredményei alapján azokban az esetekben, amikor a feszültség csökkent (*OUTESR*=1), nem mutatható ki statisztikailag szignifikáns abnormális hozam, és az események lefutása a békés konfliktusokkal egyeztethető össze (4. ábra). Ezzel szemben a status quo megőrzésével (*OUTESR*=2) jellemezhető események alatt több időablakban is negatív és szignifikáns átlagos *CAR* volt megfigyelhető. Szignifikáns eredményeket találtunk például a [-1,1], [0,2], [0,3] és [0,5] ablakokra vonatkozóan. A 4. ábra kategóriák szerint összesíti az eseményekre adott piaci reakciókat. Az eredmények összhangban állnak az intuitív elvárásokkal, azaz tartós alulteljesítés figyelhető meg a fegyveres konfliktusok és a változatlan feszültségű krízisek esetében, míg a súlyos, békés vagy csökkenő feszültséget mutató krízisek hatása rövid távúnak bizonyult.

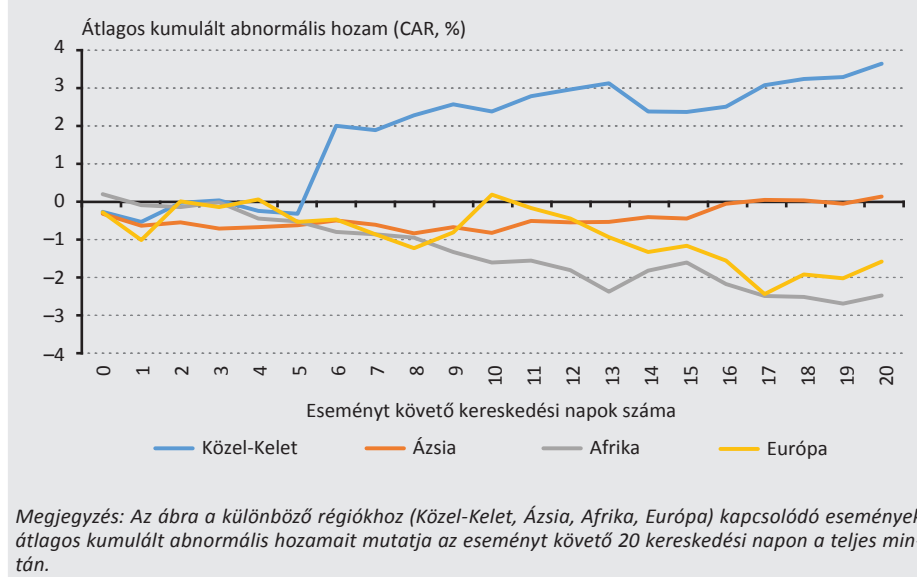
4. ábra
Az események típusa szerinti abnormális hozamok



A teljes mintát regionális bontásban vizsgálva megállapítható, hogy az események Afrikához (23 eset), Ázsiához (50 eset), Európához (7 eset) és a Közel-Kelethez (26 eset) kapcsolódnak. Ugyanakkor a legtöbb régióban nem mutatható ki statisztikailag szignifikáns kapcsolat az események és az abnormális részvénypiaci hozamok között (Függelék 7. táblázat). Kivételt képez néhány eset. Afrikai események esetében a [0,10] ablakban az átlagos *CAR* értéke -1,6, amelyhez $t=-1,975$ statisztikai érték

társul, ami már közelít a szignifikancia határához. Az Ázsiához kapcsolódó események esetén a $[-1,1]$, $[0,2]$ és $[0,3]$ ablakokban negatív és szignifikáns kumulált abnormális hozamokat találtunk (5. ábra). A teljes időszakon 40 régió és időablak kombinációból 23 esetben volt kimutatható negatív átlagos CAR, és ezek közül 5 esetben beszélhetünk statisztikailag szignifikáns eredményről. A legtöbb nem negatív átlagos CAR a Közel-Kelettel összefüggő eseményekhez köthető, itt a megvizsgált 10 eseményablakból 7 esetben pozitív az átlagos CAR. Az 5. ábra alapján megállapítható, hogy míg a közel-keleti eseményekhez pozitív árfolyamreakciók társulnak, addig az afrikai és európai krízisek következetesen negatív abnormális hozamokat eredményeznek. Az ázsiai események hatása mérsékelt, és nem mutat egyértelmű irányt. Az eredmények általánosíthatóságát ugyanakkor korlátozza, hogy az abnormális hozamok az időablakok többségében nem szignifikánsak.

5. ábra
A kumulált abnormális hozamok alakulása régióként



A 2000-es éveket követően növekedett azoknak az eseteknek a száma, amelyekben statisztikailag szignifikáns, negatív abnormális hozamot lehetett kimutatni. A 40 régió és időablak kombinációt megvizsgálva 28 esetben volt negatív átlagos CAR, és ebből 8 esetben volt kimutatható statisztikailag szignifikáns eredmény. A 2000–2021 közötti időszakon a pozitív átlagos CAR már nem a Közel-Kelethez köthető, hanem Afrikához, ahol 7 esetben pozitív átlagos CAR figyelhető meg. Érdekes kiemelni az európai régióhoz kapcsolódó kríziseket, amelyek esetében a legalacsonyabb átlagos CAR mellett szignifikáns negatív hatás volt megfigyelhető. Ez alátámasztja azt a hipotézist, miszerint a földrajzi közelség fokozza a piac reakcióját a geopolitikai

eseményekre. Ugyanakkor az eredmények értelmezését árnyalja az alacsony esetszám (négy esemény), ami korlátozza az általánosíthatóságot. Meg kell jegyeznünk, hogy bár az ICB adatbázis a vizsgált négy régión (Afrika, Ázsia, Európa, Közel-Kelet) belül további 21 alrégiót is elkülönít a *GEOG* változó alatt, ezek részletes elemzése nem adott többletinformációt a fenti eredményekhez, azaz nem különíthető el olyan alrégió, ahol a szignifikáns hatások jobban megfigyelhetők, illetve számos alrégió esetében az alacsony esetszám korlátozza az eredmények értelmezhetőségét.

6. A globális, hazai és egyéb bizonytalansági tényezők hatása a CAR értékekre

A keresztmetszeti regresszió függő változójaként a fenti elemzés alapján a teljes időszakra a [0,10] eseményablakhoz tartozó *CAR* értékeket használtuk fel, mivel ez az időszak bizonyult a legerősebb statisztikai erejűnek. A winszorizált kumulatív abnormális hozamok (*CAR*) eloszlása a Shapiro–Wilk-teszt ($W=0,982$, $p=0,44$) alapján nem tér el szignifikánsan a normalitástól.

Az egyváltozós keresztmetszeti regressziók eredményei alapján három tényező emelkedik ki. A globális bizonytalansági mutatók közül a *VIX* index szignifikáns, pozitív kapcsolatot mutatott a kumulatív abnormális hozamokkal, ami arra utal, hogy magasabb előző havi piaci volatilitás mellett a részvénytőzsi reakciók kevésbé negatívak, sőt kedvezőbbek lehetnek. A technikai alapú *BUXrec* változó szintén pozitív kapcsolatot jelzett, ami azt sugallja, hogy amikor a *BUX* index a 12 havi mozgóátlag alatt tartózkodik (csökkenő trend), a piac mérsékeltebben reagál a geopolitikai eseményekre, mint emelkedő trendben. A *BUX* index hozamával összefüggő két további változó (*BUXmedián*, *BUXhozam*) is alátámasztja a fentieket. A medián alatti előző havi részvénytőzsi hozam, illetve a jelentősebb részvénytőzsi visszaesés mérsékli a geopolitikai eseményekre adott reakciókat. Az üzleti bizalmi index (*BCI_HUN*) esetében a negatív együtttható azt jelzi, hogy alacsonyabb bizalmi szintek mellett a kumulatív abnormális hozamok magasabbak, azaz pesszimista gazdasági környezetben a piac hajlamos kedvezőbbben reagálni, feltehetően azért, mert a befektetők már előzetesen beárazták a negatív kilátásokat (2. táblázat). Az események bekövetkezésével egyidejűleg vizsgált változók közül kizárólag a *BUX* indexhez köthető tényezők (*BUXmedián*, *BUXhozam*) mutatnak kapcsolatot, azonban itt a kapcsolat jellege megfordul, és az esemény során kimutatott mérsékeltebb árreakciók a magasabb részvénytőzsi hozamszinthez, illetve medián feletti teljesítményhez köthetők. Ezzel összhangban vannak a vizsgált változók eseményt követő egy hónapos kapcsolatai is, amelyeket a hazai geopolitikai kockázati (*GPRC_HUN*) és bizonytalansági (*WUI_HUN*) indikátorokkal kimutatott negatív összefüggés egészíti ki, azaz a jelentős árreakció (negatív *CAR*) a következő hónapban növekvő bizonytalansággal (emelkedő

indikátorértékkel) jár együtt. Érdemes kiemelni, hogy az Oroszországgal kapcsolatos bizonytalanság (*WUI_RUS*) és geopolitikai kockázatok (*GPR_RUS*) nem mutatnak szignifikáns kapcsolatot a hazai részvényiacra gyakorolt reakciókkal.

2. táblázat						
A keresztmetszeti regressziók eredményei a CAR értékekre						
Változó	Koefficiens	p-érték	Koefficiens	p-érték	Koefficiens	p-érték
Időszak	1 hónappal korábban		Egyidejűleg		1 hónappal később	
GEPU_current	-0,001	0,747	-0,001	0,826	-0,002	0,661
GEPU_ppp	-0,001	0,704	0,000	0,899	-0,002	0,666
US_EPU	0,001	0,811	0,001	0,878	0,003	0,531
GPR	0,002	0,796	0,008	0,437	0,008	0,499
GPRT	0,002	0,856	-0,001	0,954	-0,001	0,942
GPRA	0,001	0,806	0,007	0,210	0,007	0,304
GPRC_HUN	9,830	0,601	3,567	0,859	-21,863*	0,048
BWSENT	0,413	0,500	0,020	0,975	-0,239	0,674
VIX	0,115**	0,007	0,046	0,305	0,030	0,496
CCI_HUN	-0,122	0,517	-0,137	0,461	-0,148	0,419
BCI_HUN	-0,254	0,090	-0,271	0,080	-0,241	0,145
BUXrec	1,511*	0,029	-0,110	0,878	-0,571	0,410
CPI_HUNyy	0,128	0,347	0,104	0,467	0,127	0,395
Unemp_HUN	0,029	0,832	0,028	0,841	0,040	0,770
Retail_HUNyy	0,013	0,859	0,026	0,728	-0,011	0,873
Prod_HUNyy	-0,045	0,207	0,038	0,223	-0,033	0,415
WUI_global	0,000	0,510	0,000	0,858	0,000	0,239
WUI_HUN	2,227	0,369	-2,094	0,374	-6,632*	0,019
BUXmedián	1,530*	0,016	-1,488*	0,020	-1,599*	0,014
BUXhozam	-12,837*	0,030	19,317**	0,000	12,504*	0,030
WUI_RUS	2,240	0,378	2,509	0,221	-2,170	0,330
GPR_RUS	-0,466	0,648	0,178	0,846	-1,101	0,234

*Megjegyzés: A táblázat a winszorizált kumulatív abnormális hozamokra (CAR) illesztett keresztmetszeti regressziók eredményeit mutatja. A három oszlop a magyarázó változók hatását jelzi az eseményt megelőző egy hónapban, az eseménnyel egyidejűleg, illetve az eseményt követő egy hónapban. Az inferenciához HC1 robusztus (heteroszkedaszticitás-álló) szórásokat alkalmaztunk. A szignifikanciaszintek jelölése: ** p<0,01; * p<0,05.*

A 3. táblázat szerinti globális modellben a VIX index szignifikáns pozitív hatást mutatott a CAR értékekre ($\beta = 0,175$, $p < 0,01$), míg a *GEPU_current*, a *GPR* és a *WUI_global* nem bizonyultak szignifikánsnak. A modell illeszkedése alacsonynak mondható (*korrigált* $R^2=0,10$). A diagnosztikai tesztek alapján a modell megbízható, mert a multikollinearitás alacsony ($VIF < 1,5$), a reziduumok normális eloszlását a Shapiro–Wilk-teszt nem utasította el ($p=0,996$), és a Breusch–Pagan-teszt sem jelzett heteroszkedaszticitást ($p=0,90$).

A hazai makrogazdasági és bizonytalansági modellben egyik változó sem érte el a szignifikanciaszintet. Az illeszkedés gyenge (*korrigált* R^2 negatív), ami azt mutatja, hogy a hazai fundamentumok nem járulnak hozzá a CAR érdemi magyarázatához. A bizalmi indexek modelljében sem a fogyasztói, sem az üzleti bizalmi indikátor, sem a Baker–Wurgler befektetői hangulatindex nem mutatott szignifikáns kapcsolatot a CAR értékekkel. Az illeszkedés itt is gyenge (*korrigált* $R^2=0,00$), vagyis ezek a mutatók nem magyarázzák a hozamok alakulását.

A végső modellben a VIX szignifikáns pozitív hatást mutatott a CAR értékekre ($\beta=0,097$, $p < 0,05$). A BUX havi hozamának hatása negatív irányú volt ($\beta=-9,25$), amely robusztus hibákkal gyengén szignifikánsnak bizonyult ($p=0,09$). A modell magyarázóereje alacsony (*korrigált* $R^2=0,11$). A diagnosztikai tesztek alapján a modell becslése megbízhatónak tekinthető. A multikollinearitás nem jelent problémát ($VIF=1,08$ mindkét változó esetében). A reziduumok normális eloszlásának hipotézisét a Shapiro–Wilk-teszt nem utasította el ($p=0,81$), a Breusch–Pagan-teszt pedig nem jelzett szignifikáns heteroszkedaszticitást ($p=0,79$).

A modellek közül egyedül a globális bizonytalansági modell, azon belül is a VIX index mutatott szignifikáns kapcsolatot a CAR értékekkel. A hazai fundamentumok és a bizalmi indikátorok nem szolgálták többletinformációval. A végső modell eredményei összességében megerősítik, hogy a magyar részvénytőkepiac abnormális hozamai elsősorban az előző havi globális volatilitáshoz (VIX) kötődnek, míg a hazai piaci teljesítmény (*BUXhozam*) gyengébb és bizonytalanabb kapcsolatot mutat. Az eredmények tehát arra utalnak, hogy magasabb tőkepiaci kockázat időszakát követően a negatív reakciók mérsékeltebbek (magasabb CAR), és hasonlóan mérsékeltek a reakciók akkor is, ha a BUX index előző havi hozama alacsony. Ez arra enged következtetni, hogy a piac már az eseményeket megelőzően részben beárazta a kedvezőtlen kilátásokat, illetve a befektetők a fokozott bizonytalanság időszakában kisebb meglepetésként értékelik a geopolitikai fejleményeket.

3. táblázat
A keresztmetszeti regressziók eredményei a CAR értékekre

Változó	Globális (5)	Hazai makrók (6)	Bizalmi indexek (7)	Végső modell (8)
Konstans	-6,785*	-2,607	20,452	-2,647**
VIX	0,175**			0,097*
GEPU_current	-0,002			
GPR	0,033			
WUI_global	0			
CPI_HUNyy		0,087		
Unemp_HUN		0,064		
Retail_HUNyy		0,008		
Prod_HUNyy		-0,064		
WUI_HUN		1,828		
GPRC_HUN		32,54		
CCI_HUN			0,057	
BCI_HUN			-0,271	
BWSENT			0,306	
BUXhozam				-9,245
R ²	0,169	0,101	0,047	0,136
Korrigált R ²	0,096	-0,024	0,003	0,11

Megjegyzés: A táblázat a winszorizált kumulatív abnormális hozamokra (CAR) illesztett keresztmetszeti regressziók eredményeit mutatja a 3. fejezetben ismertetett (5), (6), (7) és (8) egyenletek alapján. A becslésekhez HC1 robusztus (heteroszkedaszticitás-álló) szórásokat alkalmaztunk. A szignifikanciaszintek jelölése: ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.

7. Diskusszió

Eredményeink összhangban állnak a nemzetközi szakirodalommal, azaz a BUX index negatív, rövid távú reakciói jellemzően a részvényhozamok csökkenéséhez vezetnek (Smales 2021; Lamine – Zribi 2024). A 2000 utáni időszakban tapasztalt erősebb piaci érzékenység összefügghet azzal, hogy a piac fejlettebbé, likvidebbé vált, ezzel a geopolitikai sokkok erősebben kifejeződnek (Grinius – Baležentis 2025). A békés eseményekhez kapcsolódó, a [0,5] napos eseményablakban kimutatható szignifikáns negatív abnormális hozamok első látásra ellentmondhatnak a várakozásoknak, ugyanakkor összhangban vannak azokkal az eredményekkel, amelyek szerint a fenyegetettség és a bizonytalanság tartós fennmaradása erősebb piaci reakciókat vált ki, mint maga az erőszakos eszkaláció (Rafi – Ali 2025). Ezzel összhangban mutattuk ki azt is, hogy a status quo megőrzésével jellemezhető eseményeknél is hasonló

reakciókat tapasztaltunk. Ez arra utal, hogy a piac sokszor nem a cselekményekhez, hanem inkább a tartós bizonytalanság, a fenyegetettség fenntartásához igazítja reakcióit. A régiós bontásban kimutatott eredmények megerősítik a földrajzi közelség hatását. Az európai események nagyobb alulteljesítést váltottak ki a BUX index esetében, ami összhangban áll a közelségi hatás hipotézisével (*Grinius – Baležentis 2025; Nygaard – Sørensen 2024*).

A keresztmetszeti regressziók azt mutatták, hogy a globális kockázati mutatók (VIX) és a részvénytőkepiac korábbi teljesítménye jelentős szerepet játszanak, míg a hazai makrogazdasági tényezők és bizalmi indikátorok érdemben nem magyarázzák a kumulatív abnormális hozamokat. Ez összhangban áll a nemzetközi vizsgálatok eredményeivel, melyek szerint a hatás mértéke függ a részvénytőkepiaci teljesítmény szintjétől (*Demiralay et al. 2024*).

8. Konklúzió

A vizsgálatunk célja a magyar tőkepiac rövid távú reakcióinak feltárása volt a nemzetközi krízisekkel összefüggésben. Az 1991–2021 közötti időszak eredményei azt mutatták, hogy az eseményablakok többségében az átlagos kumulált abnormális hozam negatív, ugyanakkor a t-próba alapján szignifikáns hatás csak a [0,5] napos ablakban, míg a z-próba szerint a [-15,15], [0,2] és [0,1] ablakokban jelentkezett. A 2000–2021 közötti részidőszakban a szignifikáns hatások száma nőtt, erőteljesebb és tartósabb negatív piaci reakció volt kimutatható, különösen a [0,1] és a [0,11] közötti ablakokban, ahol a legalacsonyabb átlagos abnormális hozam a [0,10] ablakban mutatkozott. Ez azt jelzi, hogy a BUX index nemcsak saját múltbeli teljesítményéhez képest reagál negatívan a nemzetközi krízisekre, hanem a fejlődő és fejlett piacokat reprezentáló benchmarkokhoz – az MSCI Emerging Markets, az S&P 500, a WIG20 és a PX indexekhez – viszonyítva is alulteljesít, vagyis a magyar piac érzékenyebben és erőteljesebben reagál a geopolitikai eseményekre.

A kríziseket különböző dimenziók (például súlyosságuk vagy földrajzi elhelyezkedésük) szerint is csoportosítottuk. Az eredmények azt mutatják, hogy bár a fegyveres konfliktusokhoz kapcsolódó események során az átlagos abnormális hozam többnyire negatív, ezek hatása statisztikailag nem szignifikáns. A békés eseményeknél ezzel szemben rövid távon a [0,5] napos eseményablakban szignifikánsan negatív reakció figyelhető meg, amely azonban átmeneti, mivel az ezt követő időszakban a hozamok pozitív irányba korrigálnak, de a hatás már nem bizonyul szignifikánsnak. A feszültség csökkenésével járó események esetében a piaci reakció a békés konfliktusokéhoz hasonló mintázatot mutat. Rövid távon negatív, majd később pozitív irányba fordul, ugyanakkor a hatás csak rövid távon szignifikáns. Ezzel szemben a status quo fennmaradását, vagyis a válsághelyzet és a bizonytalanság elhúzódását

jelző események több időablakban is negatív és statisztikailag szignifikáns kumulált abnormális hozamokat eredményeztek. Amikor a válságeseményeket súlyosságuk szerint csoportosítottuk, a 2000–2021 közötti időszakban a súlyosabb krízisekhez kapcsolódó események több vizsgált eseményablakban is szignifikánsan negatív abnormális hozamot eredményeztek.

A földrajzi régiók szerinti bontásban az eredmények azt mutatják, hogy a magyar részvénytőzsdén legérzékenyebben az európai krízisekre reagál, amelyek szignifikánsan negatív abnormális hozamokat eredményeztek. Az afrikai események hatása többnyire negatív, de nem szignifikáns, míg a közel-keleti eseményekhez enyhén pozitív árfolyamreakciók társultak. Az ázsiai események hatása mérsékelt és rövid távú, ami összességében arra utal, hogy a földrajzi közelség fokozza a magyar piac reakcióintenzitását a nemzetközi válságokra.

A keresztmetszeti regressziók eredményei azt mutatták, hogy a kumulált abnormális hozamokat elsősorban a globális bizonytalansági tényezők és a magyar részvénytőzsdén korábbi teljesítménye magyarázza. A VIX index előző havi értéke szignifikáns pozitív kapcsolatot mutatott a CAR értékekkel, ami arra utal, hogy a globális piaci volatilitás eseményt megelőző emelkedése mérsékeltébbé tette a magyar tőzsdén negatív reakcióit (magasabb CAR) a krízisekre. Ilyen helyzetekben a befektetők már a krízis előtt kockázatkerülőbbé válnak, így a válság bekövetkezésekor az eladási nyomás mérsékeltébb, mivel a megnövekedett kockázatok egy része már korábban beépült az árakba.

Hasonló kapcsolatot figyelhetünk meg a BUX-hoz kapcsolódó technikai mutatók (*BUXrec*, *BUXmedián*, *BUXhozam*) esetében, azaz az eseményt megelőző hónapban a csökkenő trend (*BUXrec*), medián alatti havi hozam (*BUXmedián*) vagy alacsony havi hozam (*BUXhozam*) csökkentette a piaci reakciót (magasabb CAR). Ez arra utal, hogy a befektetők a kedvezőtlen kilátásokat részben már az esemény előtt beárzták, így a tényleges válság hatása korlátozottabb maradt. Ezzel szemben a hazai makrogazdasági tényezők (infláció, munkanélküliség, ipari termelés, fogyasztói bizalom) nem mutattak szignifikáns kapcsolatot a kumulált abnormális hozamokkal.

A következtetések általánosíthatóságát csökkenti, hogy számos eseményablakban az abnormális hozamok nem bizonyultak statisztikailag szignifikánsnak, ami arra utal, hogy a krízisek piaci hatása sok esetben átmeneti vagy viszonylag gyenge intenzitású volt.

Felhasznált irodalom

- Ahir, H. – Bloom, N. – Furceri, D. (2022): *World Uncertainty Index*. NBER Working Paper No, 29763. <https://doi.org/10.3386/w29763>
- Azzimonti, M. (2018): *Partisan conflict and private investment*. Journal of Monetary Economics, 93: 114–131. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2017.10.007>
- Baker, S.R. – Bloom, N. – Davis, S.J. (2016): *Measuring Economic Policy Uncertainty*. Quarterly Journal of Economics, 131(4): 1593–1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Baker, M. – Wurgler, J. (2006): *Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns*. Journal of Finance, 61(4): 1645–1680. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00885.x>
- Baker, M. – Wurgler, J. (2007): *Investor Sentiment in the Stock Market*. Journal of Economic Perspectives, 21(2): 129–152. <https://doi.org/10.1257/jep.21.2.129>
- Berkman, H. – Jacobsen, B. – Lee, J.B. (2011): *Time-varying rare disaster risk and stock returns*. Journal of Financial Economics, 101(2): 313–332. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.02.019>
- Bidló Eszter Bíborka – Szabó Dávid Zoltán (2024): *Tőzsdei anomáliák meglétének vizsgálata a Budapesti Értéktőzsdén*. Szigma, 55(1): 15–51. <https://doi.org/10.15170/SZIGMA.55.1194>
- Boungou, W. – Urom, C. (2025): *Geopolitical tensions and banks’ stock market performance*. Economics Letters, 247, 112093. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2024.112093>
- Brecher, M. – Wilkenfeld, J. (1997): *A study of crisis*. University of Michigan Press. <https://doi.org/10.3998/mpub.14982>
- Brecher, M. – Wilkenfeld, J. – Beardsley, K. – James, P. – Quinn, D. (2025): *International Crisis Behavior Data Codebook*, Version 16. <http://sites.duke.edu/icbdata/data-collections/>
- Caldara, D. – Iacoviello, M. (2022): *Measuring geopolitical risk*. American Economic Review, 112(4): 1194–1225. <https://doi.org/10.1257/aer.20191823>
- Chatziantoniou, I. – Gabauer, D. – Stenfors, A. (2025): *US sectoral stock market volatility and geopolitical risk categories*. SSRN. <https://doi.org/10.2139/ssrn.5104488>
- Choudhury, T. (2024): *US sectors and geopolitical risk: The investor’s perspective*. Finance Research Letters, 65, 106690. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106690>
- Csillag Balázs – Neszveda Gábor (2020): *A gazdasági várakozások hatása a tőzsdei momentumstratégiára*. Közgazdasági Szemle, 67(11): 1093–1111. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2020.11.1093>

- Csillag Balázs – Neszveda Gábor (2022): *Gyorsjelentés – lassú árfolyam? A gyorsjelentés utáni árfolyamsodródás vizsgálata a magyar részvénypiacon*. *Közgazdasági Szemle*, 69(7–8): 801–824. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.7-8.801>
- Denie, J. – Surachman – Indrawati, N.K. – Rahayu, M. (2024): *Nexus between oil, gold price and DXY index on Indonesian stock market during geopolitical events (2022–2024)*. *Revista de Gestão Social e Ambiental*, 18(6), e06634. <https://doi.org/10.24857/rgsa.v18n6-142>
- Demiralay, S. – Wang, Y. – Chen, C. (2024): *Geopolitical risks and climate change stocks*. *Journal of Environmental Management*, 352, 119995. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2023.119995>
- Elder, J. – Miao, H. – Ramchander, S. (2012): *Impact of macroeconomic news on metal futures*. *Journal of Banking & Finance*, 36(1): 51–65. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.06.007>
- Fűrész Diána Ivett – Rappai Gábor (2022): *Megasportesemények hatása a tőzsdei árfolyamokra*. *Statistikai Szemle*, 100(4): 325–362. <https://doi.org/10.20311/stat2022.4.hu0325>
- Goyal, P. – Soni, P. (2024): *Beyond borders: Investigating the impact of the 2023 Israeli–Palestinian conflict on global equity markets*. *Journal of Economic Studies*, 51(8): 1714–1731. <https://doi.org/10.1108/JES-12-2023-0729>
- Grébel Szabolcs – Pesuth Tamás (2023): *Gondolatok a geopolitika és a tőkepiacok kapcsolatáról*. *Közgazdaság*, 18(2): 15–33. <https://doi.org/10.14267/RETP2023.02.02>
- Grébel Szabolcs – Pesuth Tamás (2024). *Geopolitikai kockázatok és a bankszektor*. *Gazdaság és Pénzügy*, 11(2): 173–197. <https://doi.org/10.33926/GP.2024.2.3>
- Grinius, M. – Baležentis, T. (2025): *Impact of geopolitical turmoil in the developing European stock markets vs. the global benchmark indices: An event study analysis of the Russo-Ukrainian war*. *Contemporary Economics*, 19(1): 121–131. <https://doi.org/10.5709/ce.1897-9254.557>
- Horváth Diána – Molnár Dániel (2025): *Magyar Gazdaságfejlesztési Ügynökség Gazdaságelemzési Központ: Magyarország a geopolitika fantasztikus labirintusába*. *Külgazdaság*, 69(3–4): 80–91. <https://doi.org/10.47630/KULG.2025.69.3-4.80>
- Kégl Virág – Petróczy Dóra Gréta (2024): *A szezonális depresszió hatása a részvénypiaci hozamokra*. *Hitelintézeti Szemle*, 23(3): 119–141. <https://doi.org/10.25201/HSZ.23.3.119>
- Khalifa, A.A. – Alsarhan, A.A. – Bertuccelli, P. (2017): *Causes and consequences of energy price shocks on petroleum-based stock market using the spillover asymmetric multiplicative error model*. *Research in International Business and Finance*, 39(Part A): 307–314. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.08.003>

- Kiss Dorina – Fűrész Diána Ivett – Rappai Gábor (2024): *Az európai uniós szankciók eseményhatás-elemzéssel történő vizsgálata*. *Közgazdasági Szemle*, 71(10): 1032–1052. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2024.10.1032>
- Koszorús Gabriella (2019): *A visegrádi négyek és Románia tőzsdei vállalatainak összehasonlító pénzügyi elemzése*. *Economica*, 10(3–4): 8–25. <https://doi.org/10.47282/ECONOMICA/2019/10/3-4/4690>
- Lakatos Máté (2016): *A befektetői túlreagálás empirikus vizsgálata a Budapesti Értéktőzsdén*. *Közgazdasági Szemle*, 63(7–8): 762–786. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2016.7-8.762>
- Lamine, A. – Zribi, S. (2024): *Do geopolitical risks affect stock market returns and volatilities: An analysis based on the TVP-VAR model*. *European Journal of Government and Economics*, 13(2): 240–261. <https://doi.org/10.17979/ejge.2024.13.2.10168>
- MacKinlay, A.C. (1997): *Event studies in economics and finance*. *Journal of Economic Literature*, 35(1): 13–39. <https://www.jstor.org/stable/2729691>
- Manela, A. – Moreira, A. (2017): *News implied volatility and disaster concerns*. *Journal of Financial Economics*, 123(1): 137–162. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.01.032>
- Molnár Márk András (2005): *A magyar tőkepiac vizsgálata pénzügyi viselkedéstani módszerekkel: Befektetők és egyetemi hallgatók befektetési szokásai és irracionális viselkedése*. Doktori értekezés, Budapesti Corvinus Egyetem. https://phd.lib.uni-corvinus.hu/11/1/molnar_mark.pdf
- Nagy Bálint – Ulbert József (2007): *Tőkepiaci anomáliák*. *Statisztikai Szemle*, 85(12): 1014–1032.
- Nasouri, A. (2025): *The impact of geopolitical risks on equity markets and financial stress: A comparative analysis of emerging and advanced economies*. *International Journal of Economics and Business Administration*, 13(1): 30–41. <https://doi.org/10.35808/ijeba/873>
- Neszveda Gábor – Simon Péter (2021): *Szezonális, január-hatás és a momentum-stratégia*. *Szigma*, 52(4): 335–352. <https://journals.lib.pte.hu/index.php/sigma/article/view/5209>
- Neszveda Gábor – Vágó Ákos (2021): *A likviditásnyújtás kereskedési stratégiájának hozamvizsgálata a magyar részvénypiacon*. *Közgazdasági Szemle*, 68(7–8): 794–814. <http://doi.org/10.18414/KSZ.2021.7-8.794>
- Nygaard, K. – Sørensen, L.Q. (2024): *Betting on war? Oil prices, stock returns, and extreme geopolitical events*. *Energy Economics*, 136, 107659. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107659>
- Pyo, D.-J. (2021): *Does geopolitical risk matter? Evidence from South Korea*. *Defence and Peace Economics*, 32(1): 87–106. <https://doi.org/10.1080/10242694.2020.1829937>

- Rádóczy Klaudia – Tóth-Pajor Ákos (2021): *Az extrém eseményekre adott befektetői reakciók a magyar tőkepiacon*. Hitelintézeti Szemle, 20(3): 5–30. <https://doi.org/10.25201/HSZ.20.3.530>
- Rafi, M.K.H. – Ali, S.R.M. (2025): *Disaggregated geopolitical risks and global stock returns*. Global Finance Journal, 67, 101151. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2025.101151>
- Rappai Gábor (2011): *Okság a statisztikai modellekben*. Statisztikai Szemle, 89(10–11): 1113–1129.
- Salisu, A.A. – Ogbonna, A.E. – Lasisi, L. – Olaniran, A. (2022): *Geopolitical risk and stock market volatility in emerging markets: A GARCH–MIDAS approach*. North American Journal of Economics and Finance, 62, 101755. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2022.101755>
- Smales, L.A. (2021): *Geopolitical risk and volatility spillovers in oil and stock markets*. Quarterly Review of Economics and Finance, 80: 358–366. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.03.008>
- Takács András (2007): *A számított vállalatérték és a részvényárfolyam kapcsolata a magyar tőzsdei vállalatoknál*. Statisztikai Szemle, 85(10–11): 932–952.
- Tran, M.P.-B. – Vo, D.H. (2023): *Market return spillover from the US to the Asia-Pacific countries: The role of geopolitical risk and the information & communication technologies*. PLOS ONE, 18(12), e0290680. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0290680>
- Wijaya, F.M. – Faradila, M. – Darmawan, C. – Darusalam – Musa, K. – Sanusi, Z. M. (2024): *Geopolitical analysis of Southeast Asian countries due to the Russian invasion of Ukraine*. Management and Accounting Review, 23(3): 229–241. <https://doi.org/10.24191/MAR.V23i03-11>

Függelék

4. táblázat		
Változó	Kategória	Rövid leírás / Forrás
GEPU_current	Globális gazdaságpolitikai bizonytalanság	A Global Economic Policy Uncertainty Index egy szövegalapú, híralapú mutató, GDP-súlyozott, folyóáras GDP alapján (<i>Baker et al. 2016</i>).
GEPU_ppp	Globális gazdaságpolitikai bizonytalanság	A Global Economic Policy Uncertainty Index egy szövegalapú, híralapú mutató vásárlóerő-paritás alapján súlyozva (<i>Baker et al. 2016</i>).
US_EPU	USA gazdaságpolitikai bizonytalanság	Az Economic Policy Uncertainty Index egy szövegalapú, híralapú mutató, Egyesült Államok (<i>Baker et al. 2016</i>).
GPR	Globális geopolitikai bizonytalanság	A Geopolitical Risk Index globális, összesített, szöveg- és híralapú mutató (<i>Caldara – Iacoviello 2022</i>).
GPRT	Globális geopolitikai bizonytalanság	A Geopolitical Threat Index (fenyegetettség) szöveg- és híralapú mutató (<i>Caldara – Iacoviello 2022</i>).
GPRA	Globális geopolitikai bizonytalanság	Geopolitical Act Index (tényleges cselekmények) szöveg- és híralapú mutató (<i>Caldara – Iacoviello 2022</i>).
GPRC_HUN	Hazai geopolitikai bizonytalanság	Magyarország-specifikus geopolitikai kockázati index (<i>Caldara – Iacoviello 2022</i>)
BWSENT	Befektetői hangulatindikátor	Baker–Wurgler befektetői hangulatindex (<i>Baker – Wurgler 2006, 2007</i>)
VIX	Globális tőkepiaci bizonytalanság	Volatilitási index (S&P500 opciók implikált volatilitása). Forrás: CBOE
CCI_HUN	Hazai fogyasztói bizalom	Consumer Confidence Index (hazai fogyasztói bizalmi index). Forrás: OECD
BCI_HUN	Hazai üzleti bizalom	Business Confidence Index (hazai üzleti bizalmi index). Forrás: OECD
CPI_HUNyy	Hazai makrogazdasági változó	Infláció (fogyasztói árindex, éves változás). Forrás: KSH
Unemp_HUN	Hazai makrogazdasági változó	Munkanélküliségi ráta (%). Forrás: KSH
Retail_HUNyy	Hazai makrogazdasági változó	Kiskereskedelmi forgalom, éves változás (%). Forrás: KSH
Prod_HUNyy	Hazai makrogazdasági változó	Ipari termelés, éves változás (%). Forrás: KSH
WUI_global	Globális bizonytalansági mutató	World Uncertainty Index (globális átlag, GDP-súlyozott) (<i>Ahir et al. 2022</i>)
WUI_HUN	Hazai bizonytalansági mutató	World Uncertainty Index – Magyarország (<i>Ahir et al. 2022</i>)
BUXmedián	Piaci technikai indikátor	Értéke 1, ha a BUX index hozama a medián alatti, egyébként 0.
BUXreturn	Piaci technikai indikátor	A BUX index havi hozama
BUXrec	Piaci technikai indikátor	Értéke 1, ha a BUX az előző 12 havi mozgóátlag alatt van, különben 0.
WUI_RUS	Bizonytalansági mutató	World Uncertainty Index – Oroszország (<i>Ahir et al. 2022</i>)
GPR_RUS	Geopolitikai bizonytalanság	Oroszország-specifikus geopolitikai kockázati index (<i>Caldara – Iacoviello 2022</i>)

5. táblázat

Az eseményablakok kumulált abnormális hozamainak eredményei különböző időszakokra bontva

Időszak	Eseményablak	Esetszám	Átlagos CAR	t-statisztika	Pozitív arány	z-statisztika
1991–2000	[-30,30]	32	0,584	0,13	0,53	0,354
1991–2000	[-15,15]	32	-0,365	-0,117	0,40	-1,061
1991–2000	[-1,1]	32	-0,253	-0,393	0,56	0,707
1991–2000	[-2,2]	32	0,394	0,554	0,56	0,707
1991–2000	[0,2]	32	-0,37	-0,717	0,38	-1,414
1991–2000	[0,3]	32	-0,555	-0,909	0,44	-0,707
1991–2000	[0,5]	32	-1,024	-1,265	0,47	-0,354
1991–2000	[0,10]	32	1,496	0,679	0,44	-0,707
1991–2000	[0,20]	32	0,588	0,195	0,59	1,061
1991–2000	[0,30]	32	0,517	0,129	0,56	0,707
2000–2021	[-30,30]	76	0,414	0,401	0,46	-0,688
2000–2021	[-15,15]	76	-0,427	-0,554	0,42	-1,376
2000–2021	[-1,1]	76	-0,392	-1,534	0,46	-0,688
2000–2021	[-2,2]	76	-0,152	-0,53	0,46	-0,688
2000–2021	[0,2]	76	-0,324	-1,523	0,38	-2,065**
2000–2021	[0,3]	76	-0,367	-1,392	0,47	-0,459
2000–2021	[0,5]	76	-0,523	-1,937*	0,42	-1,376
2000–2021	[0,10]	76	-1,115	-2,306**	0,39	-1,835*
2000–2021	[0,20]	76	-0,307	-0,493	0,42	-1,376
2000–2021	[0,30]	76	-0,619	-0,767	0,40	-1,606
2010–2021	[-30,30]	48	0,509	0,408	0,43	-0,866
2010–2021	[-15,15]	48	-0,844	-0,899	0,38	-1,732*
2010–2021	[-1,1]	48	-0,373	-1,622	0,46	-0,577
2010–2021	[-2,2]	48	-0,197	-0,588	0,48	-0,289
2010–2021	[0,2]	48	-0,422	-1,624	0,37	-1,732*
2010–2021	[0,3]	48	-0,275	-0,839	0,52	0,289
2010–2021	[0,5]	48	-0,445	-1,333	0,45	-0,577
2010–2021	[0,10]	48	-1,499	-2,511**	0,35	-2,021**
2010–2021	[0,20]	48	-1,309	-1,935*	0,37	-1,732*
2010–2021	[0,30]	48	-1,194	-1,375	0,35	-2,021**

Megjegyzés: A táblázat az egyes időszakokban számított átlagos kumulált abnormális hozamokat (CAR) és a hozzájuk tartozó t- és z-statisztikákat mutatja különböző eseményablakok esetén. A „Pozitív arány” oszlop azt jelzi, hogy az események hány százalékában volt pozitív a CAR. A csillagok a statisztikai szignifikanciát jelölik: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$.

6. táblázat

Eseményablakok eredményei békés és fegyveres konfliktusok esetén

Eseményablak	Esetszám	Átlagos CAR	t-statisztika	Pozitív arány	z-statisztika
Békés krízis					
[-30,30]	28	1,399	0,454	0,5	0
[-15,15]	28	-1,06	-0,371	0,29	-2,268**
[-1,1]	28	-1,435	-2,128**	0,32	-1,89*
[-2,2]	28	-1,098	-1,632	0,36	-1,512
[0,2]	28	-1,112	-2,467**	0,32	-1,89*
[0,3]	28	-1,177	-1,962**	0,32	-1,89*
[0,5]	28	-1,441	-1,793*	0,36	-1,512
[0,10]	28	0,268	0,111	0,21	-3,024**
[0,20]	28	1,346	0,546	0,36	-1,512
[0,30]	28	1,987	0,738	0,46	-0,378
Fegyveres krízis					
[-30,30]	80	0,137	0,079	0,48	-0,447
[-15,15]	80	-0,181	-0,174	0,46	-0,671
[-1,1]	80	0,028	0,113	0,55	0,894
[-2,2]	80	0,397	1,299	0,54	0,671
[0,2]	80	-0,066	-0,282	0,4	-1,789*
[0,3]	80	-0,158	-0,58	0,51	0,224
[0,5]	80	-0,402	-1,35	0,46	-0,671
[0,10]	80	-0,555	-1,014	0,48	-0,447
[0,20]	80	-0,527	-0,518	0,51	0,224
[0,30]	80	-1,077	-0,725	0,45	-0,894

Megjegyzés: A táblázat a teljes időszakon, az összes eseményen számított átlagos kumulált abnormális hozamokat (CAR) és a hozzájuk tartozó t- és z-statisztikákat mutatja fegyveres ($VIOL \geq 2$) és békés ($VIOL < 2$) konfliktusokra bontva. A „Pozitív arány” oszlop azt jelzi, hogy az események hány százalékában volt pozitív a CAR. A * és ** jelölések a 10 százalékos ($p < 0,10$), illetve 5 százalékos szignifikanciaszintet mutatják ($p < 0,05$).

7. táblázat

Eseményablakok eredményei régiókra bontott konfliktusok esetén

Időszak	Esemény- ablak	Esetszám	Átlagos CAR	t-statisztika	Pozitív arány	z-statisztika	Régió
1991–2021	[0,10]	23	-1,609	-1,975**	0,35	-1,46	Afrika
1991–2021	[-1,1]	50	-0,632	-1,782*	0,4	-1,414	Afrika
1991–2021	[0,2]	50	-0,559	-1,998**	0,36	-1,98**	Ázsia
1991–2021	[0,3]	50	-0,713	-1,989**	0,42	-1,131	Ázsia
1991–2021	[0,10]	50	-0,832	-1,519	0,36	-1,98**	Ázsia
2000–2021	[-1,1]	17	0,669	2,097**	0,76	2,183**	Afrika
2000–2021	[-1,1]	39	-0,787	-1,839*	0,35	-1,761*	Ázsia
2000–2021	[0,2]	39	-0,618	-1,985**	0,33	-2,082**	Ázsia
2000–2021	[0,3]	39	-0,718	-1,821*	0,41	-1,121	Ázsia
2000–2021	[0,10]	39	-0,67	-1,297	0,35	-1,761*	Ázsia
2000–2021	[0,3]	4	-1,887	-2,502**	0	-2**	Európa
2000–2021	[0,5]	4	-2,932	-3,457**	0	-2**	Európa
2000–2021	[0,10]	4	-3,615	-2,276**	0,25	-1	Európa

*Megjegyzés: A táblázat a BUX index kumulált abnormális hozamait (CAR), valamint a hozzájuk tartozó t- és z-statisztikákat mutatja régióként különböző eseményablakokban, kizárólag azokban az esetekben, amikor statisztikailag szignifikáns eredmények figyelhetők meg. A szignifikanciaszintek jelölése: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$.*