

ORMOS MIHÁLY

Hozam-előrejelezhetőség Közép-Kelet-Európában a rendszerváltást követő húsz évben¹

Jelen dolgozatban a tőkepiaci árazás jóságának változását vizsgáljuk hat közép-kelet-európai posztkommunista országban (Csehország, Észtország, Lengyelország, Magyarország, Románia és Szlovákia) a rendszerváltást követő két évtizedben, azaz az 1991–2011 közötti időszakban. Az eredmények nemzetközi összehasonlítása érdekében négy fejlett ország tőkepiacát is bevontuk a vizsgálatba, ezek: Ausztria, Németország, az Egyesült Királyság és az Amerikai Egyesült Államok. Eredményeink szerint a közép-kelet-európai tőkepiacok jelentős fejlődést mutattak, ami az indexeik gyenge szintű tőkepiaci hatékonyságát illeti. A nem parametrikus korrelációs vizsgálataink eredményei alapján a véletlenszerűség hipotézise jellemzően a 2000 előtti időszakra utasítható el, azóta a napi árfolyamváltozások véletlenszerűek. A vizsgált hat közép-kelet-európai ország közül a legnagyobb tőkepiaci kapitalizációjú Varsói Értéktőzsdén ez a folyamat gyorsabban ment végbe, mint a régió kisebb tőkepiacain. A varianciahányados-tesztek eredményei egybeeszenek a fentiekkel: az 1991–2003 időszak eredményeit összehasonlítva a 2004–2011 közötti időszakéival, az látható, hogy a nem egységnyi varianciák eltűntek, de legalábbis kevésbé szignifikánsakká váltak. Érdeemes kiemelni, hogy mind a sorozatesztek, mind a varianciahányados-tesztek esetén a dollárban mért árfolyamok magasabb szintű hatékonyságot mutattak, mint a helyi devizákban mértek.

1. BEVEZETŐ

A tőkepiaci hatékonyság gyenge szintjét teszteljük hat posztkommunista közép-kelet-európai ország tőkepiacain (Csehország, Észtország, Lengyelország, Magyarország, Románia és Szlovákia) a rendszerváltás és a tőkepiacok újraindítását követő időszakban (általában 1991-től 2011-ig). A vizsgálatokba a Bécsi Értéktőzsdét is bevontuk, bár Ausztria nem tartozott a szovjet blokkhoz és fejlett ország; általában nem is tekintik a közép-kelet-európai régióhoz tartozónak az eltérő gazdasági-társadalmi múltja miatt. Másfelől az osztrák tőkepiac hasonló mérete és likviditása miatt könnyen összemérhető és összehasonlítható a vizsgált közép-kelet-európai országokkal. Az összehasonlítás és az eredmények könnyebb

¹ Ezúton mondok köszönetet *Bóta Gábor* kollégámnak, aki a tesztek lefuttatásában, valamint a végső szöveg kialakításában is sokat segített.

értelmezése miatt három további fejlett ország (Németország, Egyesült Királyság, Amerikai Egyesült Államok) tőkepiacát is vizsgáltuk.

A tőkepiaci hatékonyság általános definíciója szerint az árfolyamok minden pillanatban valamennyi rendelkezésre álló információt teljességgel tükrözik. Az árfolyamokat egyensúlyi helyzetükből csak új információk mozdíthatják ki, és ezek az új információkra adott árfolyamreakciók azonnaliak és pontosak. Amennyiben fennáll a tőkepiaci hatékonyság, az árfolyamok előrejelezhetetlenek, mivel a jól informált, racionális befektetők figyelembe veszik a rendelkezésükre álló tudásuk alapján várható eseményeket, így árfolyamváltozást csak a véletlenszerű új információk okozhatnak (*Samuelson* [1965]).

Az elmúlt évtizedekben számtalan tanulmány vizsgálta a tőkepiaci hatékonyság szintjeinek fennállását különböző piacokon, különféle módszertan segítségével. *Fama* [1965] korrelációvizsgálatok és sorozat tesztek segítségével arra a megállapításra jutott, hogy a napi hozamok között nincs olyan szintű függőség, amely lehetővé tenné az árfolyamok előrejelzését, és ezzel abnormális hozamok realizálását. Később a szerző (*Fama* [1970]) számba veszi a tőkepiaci hatékonyság korai tesztjeit, és a gyenge szint vizsgálatainak eredményeiről megállapítja, hogy vannak ugyan az egymást követő árfolyamváltozások összefüggésére utaló eredmények, de ezek nem elegendően erősek a hatékonyság hipotézisének elutasításához. Két évtizeddel később *Fama* [1991] elismeri, hogy a tőkepiaci hatékonysággal kapcsolatos aggályok leginkább a hozamok előrejelezhetőségével kapcsolatosak, és bár az új eredmények sokkal pontosabbak, továbbra sem elég erősek az előrejelezhetetlenség hipotézisének cáfolatához. A hatékonyság hipotézisének feltételezése túlmutat a befektetéseméleti megfontolásokon, hiszen amennyiben nem áll fenn, az megkérdőjelezi a racionalitásra építő vállalati pénzügyi elemzések módszertanát is (*Andor és Bóta* [2006a; 2006b; 2007]).

Poterba és Summers [1987] az Egyesült Államok és 17 fejlett ország (köztük a mostani vizsgálatunkban is szereplő Ausztria, Egyesült Királyság és Németország) tőkepiaci hozamainak vizsgálatok rövidebb időszakokra pozitív, míg hosszabb időtávokat tekintve negatív autokorrelációt mért. Megállapította, hogy bár az összesített adatokra elvethető lenne a bolyongás hipotézise, az egyedi adatsorok esetén nem. *Lo és MacKinlay* [1988] varianciahányados-teszt segítségével elvetette az amerikai heti hozamok bolyongásának hipotézisét, de hozzátette, hogy a bolyongás elvetése még nem jelenti az árfolyam-alakulás hatékonyságának cáfolatát is. *Zawadowski et al.* ([2004] és [2006]) 15 percen belül lefutó információbeépülésről számolt be jelentős túlreagálással, azaz negatív autokorrelációval az Egyesült Államok piacán. A vizsgálatok döntő része az amerikai tőkepiacra és egyéb fejlett piacokra koncentrál; bár egyre több írás születik a fejlődő piacokkal kapcsolatban is, a kelet-közép-európai régiót kevésbé intenzíven kutatták.

Harvey [1994] 20 fejlődő országot, köztük 3 európai (Görögországot, Portugáliát és Törökországot) az 1976–1992 közötti időszakban vizsgálva, alacsony korrelációt mért a fejlett piaci hozamokkal, illetve a fejlett tőkepiacoknál erősebb előrejelezhetőséget, amit a fejlődő piacok szegmentáltságával magyarázott.

Kawakatsu és Morey [1994] nem talált bizonyítékot a tőkepiaci liberalizáció hatékonyságnövelő hatására a vizsgált 16 fejlődő országban (köztük Csehországban és Magyarországon), de ezt azzal magyarázta, hogy ezek a piacok már korábban is hatékonyak voltak. *Ayadi és Pyun* [1994] a dél-koreai tőkepiacra a napi hozamok bolyongását bizonyos hi-

batagok esetén elutasította, viszont a hosszabb időszaki (hetes, 1-2-3 hónapos) hozamok esetén nem találta a hipotézisnek ellentmondó eredményeket. *Huber* [1997] a Bécsi Értéktőzsdén az 1987–1992 közötti időszakban elutasította a bolyongást, de azt találta, hogy az 1990–1992-es periódusban jóval közelebb állt a véletlen jelleghez az áralakulás, mint előtte.

Smith és *Ryoo* [2003] a vizsgált öt fejlődő európai tőkepiacon négy esetben (Görögország, Magyarország, Lengyelország, Portugália) varianciahányados-tesztet használva, elutasította a bolyongás hipotézisét, egyedül Törökország esetén fogadta el, ami a leglikvidebb volt a vizsgált (1991 és 1998 közötti) időszakban. *Worthington* és *Higgs* [2004] a tőkepiaci hatékonyság gyenge szintjét tesztelte 20 európai tőkepiacon (16 – köztük mindhárom általunk is vizsgált – fejlett európai ország, valamint 4 fejlődő – köztük Csehország, Lengyelország és Magyarország – tőkepiacán. Mindössze 4 fejlett (köztük Németország és az Egyesült Királyság) és egyetlen fejlődő ország (Magyarország) esetén találtak véletlen bolyongó napi hozamokat az 1987-től (fejlődő országok esetén 1994-től) 2003-ig terjedő időszakban. *Kim* és *Shamsuddin* [2008] ázsiai tőkepiacokon tesztelt varianciahányados segítségével; az 1990–2005 közötti időszakra a fejlett országokat gyenge szinten hatékonynak találták, míg a fejlődőket nem. *Borges* [2010] hat európai részvényindexet vizsgálva az 1993–2007-es időszakra, két esetben (Németország, Spanyolország) nem kapott a gyenge szintű hatékonysággal ellentétes eredményeket, míg négy esetben (Portugália, Görögország, Franciaország és az Egyesült Királyság) nem voltak egyértelműek az eredmények. *Mohanty* et al. [2010] a közép-kelet-európai olajipari cégek árazásának vizsgálatára során komolyabb anomáliákat, a fejlett országok eredményeitől való jelentős eltérést egyedül a magyarországi tőkepiac esetén talált.

Fama ([1970; 1991]) gyenge szintű hatékonyságra vonatkozó definícióját követve, a napi loghozamok előrejelezhetőségét vizsgáltuk sorozatesszt, egységgyökteszt és varianciahányados-teszt segítségével. Azt találtuk, hogy a vizsgált közép-kelet-európai tőkepiacok komoly, a hatékonyság gyenge szintjének ellentmondó anomáliákat mutattak ugyan a piaci átmenet utáni időszakban, ezek azonban az utóbbi évtizedben eltűntek, és az árazás sokkal közelebb került a bolyongáshoz, illetve a vizsgált fejlett piacokon mérhető hatékonyság szintjéhez.

2. ADATOK

A közép-kelet-európai tőkepiacok hozamainak előrejelezhetőségét az 1991. január 2. (vagy néhány esetben attól a későbbi időponttól, amikortól az adatok rendelkezésre álltak) és 2011. december 30. közötti indexek napi záróértékeiből számított folytonos loghozamok alapján vizsgáltuk (lásd Andor és *Dülk* [2013]). Az egyes országok tőkepiacait a következő indexek reprezentálták: Magyarország, Budapesti Értéktőzsde (BUX); Észtország, Tallinn Stock Exchange (OMX), Tallinn (EST) 1996. június 3-tól; Csehország, Prague Stock Exchange (PX) 1994. április 6-tól; Románia, Bucharest Stock Exchange: RMBET (RM) 1997. szeptember 19-től; Szlovákia, Bratislava Stock Exchange: SAX16 (SAX) 1993. szeptember 14-től; Lengyelország, Warsaw Stock Exchange: WIG20 (WIG) 1994. április 18-tól. Az adott piacon forgalmazott részvények helyi devizában jegyzett rész-

vényárfolyamok alapján számított index értékeit az összehasonlíthatóság miatt dollárra is átszámoltuk. Szintén az eredmények összehasonlíthatósága miatt a következő fejlett piaci indexeket is bevontuk a vizsgálatba: Ausztria, Vienna Stock Exchange (ATX); Németország, Frankfurt Stock Exchange (DAX); Egyesült Királyság, London Stock Exchange: FTSE100 (FTSE), Egyesült Államok: S&P500 (SP).

Valamennyi index kapitalizációsúlyozású, total return index, vagyis a részvények által fizetett osztalékok újrabefektetésével számol. Az adatok forrása a Thomson Reuters Datastream adatbázis. Az *1. táblázatban* a napi loghozamok leíró statisztikái láthatók mind a teljes vizsgált időszakra, mind két részidőszakra bontva (1991–2003, illetve 2004–2011). A dollárban mért hozamok szórásai (a DAX első részidőszakát kivéve) magasabbak, mint a helyi devizában mértéké. A teljes időszakot tekintve a FTSE esetén mérhető a legalacsonyabb maximum- és a legmagasabb minimumérték, valamint a legkisebb szórás is, míg a legmagasabb, legalacsonyabb napi hozamot és legnagyobb szórást az észt, szlovák és lengyel tőkepiac dollárban mért indexhozamai esetén mérhetjük.

Leíró statisztikák

Index	Periódus		Obs.	Átlag	Medián	Maximum	Minimum	Szórás	Ferdesség	Csúcsosság	Jarque-Bera	JB-prob.
ATX	1/2/1991	12/30/2011	5477	0,000	0,000	0,120	-0,102526	0,014	-0,311153	11,328	15916,2	0,000
ATXUSD	1/2/1991	12/30/2011	5477	0,000	0,000	0,126	-0,125361	0,016	-0,281619	11,363	16035,1	0,000
BUX	1/2/1991	12/30/2011	5477	0,001	0,000	0,136	-0,18034	0,017	-0,530431	14,264	29213,7	0,000
BUXUSD	1/2/1991	12/30/2011	5477	0,000	0,001	0,184	-0,189584	0,020	-0,429164	13,278	24274,8	0,000
DAX	1/2/1991	12/30/2011	5477	0,000	0,000	0,108	-0,098707	0,015	-0,149673	8,157	6089,6	0,000
DAXUSD	1/2/1991	12/30/2011	5477	0,000	0,001	0,124	-0,13058	0,016	-0,15974	8,683	7394,3	0,000
EST	6/3/1996	12/30/2011	4064	0,000	0,000	0,129	-0,215765	0,017	-0,950448	23,397	71057,9	0,000
ESTUSD	6/3/1996	12/30/2011	4064	0,000	0,001	0,133	-0,218929	0,018	-0,740401	18,022	38582,0	0,000
FTSE	1/2/1991	12/30/2011	5477	0,000	0,000	0,094	-0,092656	0,011	-0,128487	9,347	9207,4	0,000
FTSEUSD	1/2/1991	12/30/2011	5477	0,000	0,000	0,122	-0,105381	0,013	-0,127607	11,725	17385,6	0,000
PX	4/6/1994	12/30/2011	4627	-0,0000201	0,000	0,124	-0,161855	0,014	-0,446553	14,826	27114,8	0,000
PXUSD	4/6/1994	12/30/2011	4627	0,000	0,000	0,175	-0,176325	0,017	-0,257639	14,164	24081,6	0,000
RM	9/19/1997	12/30/2011	3725	0,000	0,000	0,115	-0,131168	0,018	-0,25934	9,451	6500,5	0,000
RMUSD	9/19/1997	12/30/2011	3725	-0,00000275	0,000	0,127	-0,128942	0,021	-0,309816	8,733	5161,4	0,000
SAX	9/14/1993	12/30/2011	4773	0,000	0,000	0,276	-0,148101	0,015	1,591	44,655	347091,6	0,000

Index	Periódus		Obs.	Átlag	Medián	Maximum	Minimum	Szórás	Ferdesség	Csúcsosság	Jarque-Bera	JB-prob.
SAXUSD	9/14/1993	12/30/2011	4773	0,000	0,000	0,281	-0,15233	0,017	1,182	33,697	188518,0	0,000
SP	1/2/1991	12/30/2011	5477	0,000	0,000	0,110	-0,094695	0,012	-0,233998	11,928	18240,5	0,000
WIG	4/18/1994	12/30/2011	4619	0,000	0,000	0,148	-0,141608	0,019	-0,147588	7,641	4161,3	0,000
WIGUSD	4/18/1994	12/30/2011	4619	0,000	0,000	0,156	-0,154402	0,023	-0,149618	7,476	3872,3	0,000
ATX	1/2/1991	12/31/2003	3390	0,000	0,000	0,076	-0,086995	0,011	-0,260342	9,679	6338,5	0,000
ATXUSD	1/2/1991	12/31/2003	3390	0,000	0,000	0,093	-0,106873	0,012	-0,190957	9,508	6003,3	0,000
BUX	1/2/1991	12/31/2003	3390	0,001	0,000	0,136	-0,18034	0,017	-0,842007	18,174	32924,0	0,000
BUXUSD	1/2/1991	12/31/2003	3390	0,000	0,000	0,139	-0,176267	0,018	-0,939805	16,678	26923,6	0,000
DAX	1/2/1991	12/31/2003	3390	0,000	0,000	0,076	-0,098707	0,015	-0,268965	7,010	2312,7	0,000
DAXUSD	1/2/1991	12/31/2003	3390	0,000	0,001	0,093	-0,13058	0,015	-0,290603	7,433	2823,3	0,000
EST	6/3/1996	12/31/2003	1977	0,001	0,001	0,129	-0,215765	0,020	-1,173971	21,050	27292,9	0,000
ESTUSD	6/3/1996	12/31/2003	1977	0,001	0,001	0,133	-0,218929	0,021	-1,026303	19,062	21598,6	0,000
FTSE	1/2/1991	12/31/2003	3390	0,000	0,000	0,059	-0,058853	0,011	-0,10094	6,049	1319,0	0,000
FTSEUSD	1/2/1991	12/31/2003	3390	0,000	0,000	0,056	-0,056577	0,011	-0,129176	5,352	790,6	0,000

Az indexek többsége (kivéve a szlovák, román indexet a teljes időszakra, a szlovák indexet az első, valamint az észt indexet a második részidőszakra) negatív ferdeséget mutat, vagyis a nagy esések valószínűsége meghaladja a nagy emelkedéseket. A Jarque–Bera-statisztikák és a kapcsolódó valószínűségek alapján a normális eloszlás hipotézise minden esetben elvethető.

3. MÓDSZERTAN

Három különböző tesztet használunk a véletlen bolyongás hipotézisének vizsgálatára: az első az egységgyökteszt három változata (kiterjesztett Dickey–Fuller-teszt, Phillips–Perron-teszt és Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin-teszt); a második az autokorreláció detektálására alkalmas, nemparaméteres sorozatteszt; a harmadik pedig a varianciahányados-teszt:

3.1. Egységgyökteszt

Ezzel a tesztípussal a folyamat stacionaritását lehet tesztelni, amit három változatban is elvégeztünk: kiterjesztett Dickey–Fuller-teszt (ADF) [1979], Phillips–Perron-teszt (PP) [1988], illetve a Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin-teszt (KPSS) [1992]. A nemstacionaritásra vonatkozó nullhipotézis teszteléséhez az ADF-teszt az alábbi összefüggést használja:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho_0 P_{t-1} + \sum_{i=1}^q \rho_i \Delta P_{it-i} + \varepsilon_{it},$$

ahol P_t az árfolyam t időpontban és $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$, r_i a becslendő koefficiens, q a késleltetések száma, t a trendet meghatározó paraméter, a_i a trend becsült koefficiense, α_0 konstans, ε pedig a zaj. A bolyongás nullhipotézise $H_0: r_0 = 0$. Amennyiben a nullhipotézis nem vehető el, akkor a folyamat véletlen jellege sem utasítható el.

A PP-teszt annyiban tér el a fentiektől, hogy a korrelációt oly módon kezeli, hogy a teszt-statisztika aszimptotikus eloszlása nem függ a korrelációtól. Mind az ADF-, mind a PP-tesztek t -statisztikái és az azokhoz tartozó p -értékek a null-hipotézis (a nemstacionaritás) fennállását tesztelik. A KPSS-teszt az előzőekkel ellentétben stacionaritást tételez fel és teszteli nullhipotézisként.

3.2. Sorozatteszt

Az árfolyamok előrejelezhetősége egyszerűen vizsgálható sorozatteszt segítségével. Amennyiben sorozatként definiáljuk az egymást követő, egyirányú árváltozásokat, a sorozatok száma összehasonlítható egy teljesen véletlen jellegű folyamat elméleti várható értékével. Amennyiben a mért érték alacsonyabb az elméleti várható értéknél, akkor ez pozitív autokorrelációra utal (hiszen kevesebb számú, így átlagosan hosszabb sorozatokkal találkozunk, mint a véletlen folyamat esetén), míg az elméleti várható értéket meghaladó sorozatszám negatív autokorrelációt jelez.

A teszt eredményét nem torzítják az esetleges kiugró értékek, mivel kizárólag az ár-változás iránya számít, annak mértéke nem. További előnye a vizsgálatnak, hogy a hozamokra vonatkozóan nem kell semmiféle előfeltételezést tennünk, így a normalitást sem kell megkövetelni, vagyis az egy nemparaméteres teszt.

A hozamok mérhető abszolút értékekben, illetve az adott időszaki átlagos hozamhoz viszonyítva is; előbbi esetben a nullánál nagyobb napi hozamok számítanak pozitív ár-változásnak, utóbbi esetben pedig az időszaki átlag feletti. A kérdés tehát az, hogy a hozamok vagy az abnormális hozamok sorozatát vizsgáljuk; de mivel a napi átlagos hozamok nullához nagyon közeli, mindez lényegében nem befolyásolja az eredményeket (ezt egyébként a kétféle megközelítés alapján elvégzett vizsgálataink eredményei is alátámasztják). N_A jelöli a pozitív változások számát (ami pozitív hozam az első, illetve átlag feletti hozam a második megközelítés esetén), N_B a negatív változások számát, N az összes megfigyelés számát ($N=N_A+N_B$), R pedig a sorozatok számát.

Nagy elemszám esetén a teszt statisztika hozzávetőlegesen normális eloszlású az alábbi paraméterekkel (*Wald* és *Wolfowitz* [1940]):

$$Z = \frac{R - \mu_R}{\sigma_R}$$

$$\mu_R = \frac{2N_A N_B}{N} + 1$$

$$\sigma_R = \sqrt{\frac{2N_A N_B (2N_A N_B - N)}{N^2 (N - 1)}}.$$

3.3. Varianciahányados-teszt

Varianciahányados-teszt segítségével szintén a véletlen bolyongás hipotézisét tesztelhetjük. Poterba és Summers [1987] a bolyongás tesztelésének módszereit összehasonlítva arra jutott, hogy a varianciahányados a legerősebb eszközök egyike, sokkal jobban használható a bolyongás hipotézisének vizsgálatára, mint a Fama és French [1988] által javasolt regresszióalapú eljárás. Summers [1986], Poterba és Summers [1987], *Cochrane* [1988], Fama és French [1988], Lo és MacKinlay [1988], valamint *Campbell* és Perron [1991] mindannyian kimutatták, hogy az egységgyökteszt ereje alacsony az alternatív hipotézissel (a stacionaritással) szemben, és bonyolulttá teszi a bolyongáshibás nullhipotézis elutasítását. E módszerben P_t jelöli az ár természetes alapú logaritmusát t időpontban. A tiszta bolyongás hipotézisének megfelelő folyamat az alábbi:

$$P_t = \alpha + P_{t-1} + \varepsilon_t,$$

ahol ε_t a hibatag nulla várható értékkel ($E(\varepsilon_t)=0$) és állandó varianciával ($\sigma_\varepsilon^2=E(\varepsilon_t^2)$). A Lo és MacKinlay [1988] által javasolt teszt egyik fontos tulajdonsága, hogy a hiba-

tag alternatív feltételezésekkel is leírható, heteroszkedaszticitást is feltételezhetünk, ami általános jelenség a napi hozamok esetén, és a mi mintáinkban is megfigyelhető. Lo és MacKinlay arra a tényre építi a vizsgálatot, hogy egy véletlen bolyongó folyamat esetén a variancia k -adik differenciája megegyezik a variancia első differenciájának k -szorosával. Egyszerűbben fogalmazva: amennyiben az árfolyamok logaritmusai véletlen folyamatot követ, akkor a hozam varianciájának egyenesen arányosnak kell lennie a hozam időhorizontjával, vagyis:

$$\text{Var}(P_t - P_{t-k}) = k\sigma^2(\varepsilon).$$

Mivel P_t egy árindex logaritmusai, $P_t - P_{t-k}$ a k tartási perióduson realizált hozam. Így a varianciához viszonyított nullhipotézise:

$$\text{VR}(k) = \frac{1}{k} \frac{\sigma_k^2}{\sigma_1^2} = 1.$$

Lo és MacKinlay [1988] a nullhipotézist homo- és heteroszkedaszticitást feltételezve is tesztelte.

4. EREDMÉNYEK

4.1. Egységgyöktesztek eredményei

Amint a 2. táblázatban bemutatott eredményekből is látható, a napi árfolyamok logaritmusára az egységgyökteszt (nemstacionaritásra vonatkozó) nullhipotézise az ADF- és PP-tesztek alapján nem vethető el, míg a KPSS-tesztek alapján az ellentétes, vagyis a stacionaritásra vonatkozó nullhipotézis elutasítható 1% szignifikanciaszint mellett. Az árfolyamok logaritmusának különbségére elvégzett ADF- és PP-tesztek alapján a nullhipotézis 1% szignifikanciaszinten elutasítható, míg a KPSS-tesztek eredményei alapján az esetek döntő többségében nem vethető el a stacionaritásra vonatkozó nullhipotézis (kivéve a PXUSD, RMUSD indexeket, ahol 10% szignifikanciaszinten utasítható el). Vagyis az egységgyöktesztek eredményei alapján a vizsgált tőkepiacokon a logárak alakulása véletlen bolyongást követett.

A két rész időszakot (1991–2003, illetve 2004–2011) külön vizsgálva, az eredmények kevésbé egyértelműek, mint a teljes időszakot tekintve. Az első részidőszakot tekintve a logárak egységgyökére vonatkozó nullhipotézis a PX index esetén 1% szignifikancia mellett, míg a WIGUSD esetén 10% mellett elvethető az ADF- és PP-tesztek alapján, míg a KPSS-teszt 1% szignifikancia mellett elutasítja a stacionaritás nullhipotézisét majdnem az összes index esetén 1% szignifikanciaszinten; a kivételek az EST, PX és ATXUSD indexek, ahol az elutasítás csak 5% szignifikancia melletti. A második részidőszakban az ADF- és PP-tesztek alapján egyetlen esetben utasítható el a nullhipotézis, míg a KPSS-teszt az esetek többségében elutasítja a stacionaritás nullhipotézisét 1% szignifikanciaszinten.

Periódus	Index	Becsült érték				Első differenciák				
		ADF	PP	KPSS		ADF	PP	KPSS		
	ATX	-1,802	-1,758	2,939	***	-52,329	***	-52,329	***	0,066
	BUX	-0,778	-0,784	6,853	***	-53,485	***	-53,545	***	0,157
	DAX	-1,581	-1,577	5,725	***	-59,04	***	-59,133	***	0,287
	EST	-1,865	-1,461	0,643	**	-11,484	***	-36,172	***	0,149
	FTSE	-1,977	-1,992	5,567	***	-36,705	***	-57,576	***	0,372
	PX	-3,691	-3,652	0,632	**	-30,754	***	-44,315	***	0,545
	RM	0,077	0,110	3,453	***	-30,328	***	-30,309	***	0,649
	SAX	-1,778	-1,887	2,587	***	-17,378	***	-53,352	***	0,118
	SP	-1,624	-1,672	6,578	***	-58,946	***	-59,333	***	0,344
	WIG	-1,974	-2,119	1,667	***	-48,566	***	-48,632	***	0,049
	ATXUSD	-1,564	-1,438	0,627	**	-53,706	***	-53,586	***	0,198
	BUXUSD	-0,664	-0,6	5,519	***	-54,093	***	-54,105	***	0,140
	DAXUSD	-1,499	-1,459	5,368	***	-58,816	***	-58,995	***	0,155
	ESTUSD	-1,158	-0,887	0,810	***	-11,932	***	-37,355	***	0,238
	FTSEUSD	-1,454	-1,368	5,218	***	-36,813	***	-57,3	***	0,183
	PXUSD	-2,471	-2,457	1,940	***	-43,839	***	-44,033	***	0,823
	RMUSD	-2,268	-2,313	1,187	***	-30,727	***	-30,724	***	1,112
	SAXUSD	-1,201	-1,304	3,593	***	-18,078	***	-53,235	***	0,196
	WIGUSD	-2,823	-2,835	1,496	*	-48,174	***	-48,205	***	0,048

1991-2003

Periódus	Index	Becsült érték			Első differenciák		
		ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
	ATX	-1,699	-1,662	1,022	-42,548	-42,552	0,559
	BUX	-2,556	-2,539	1,032	-42,955	-42,955	0,371
	DAX	-1,972	-1,924	2,029	-45,643	-45,716	0,143
	EST	-1,876	-1,942	0,575	-39,109	-41,223	0,353
	FTSE	-2,149	-2,104	0,657	-23,096	-48,313	0,094
	PX	-2,123	-2,129	0,802	-33,424	-41,577	0,483
	RM	-2,231	-2,228	0,716	-41,91	-41,853	0,591
	SAX	-1,406	-1,42	1,624	-30,468	-46,114	1,136
	SP	-1,782	-1,814	0,673	-36,533	-52,238	0,094
	WIG	-1,986	-1,97	0,835	-43,893	-43,872	0,269
	ATXUSD	-1,811	-1,772	0,855	-42,495	-42,499	0,470
	BUXUSD	-2,353	-2,373	0,928	-33,427	-42,595	0,312
	DAXUSD	-1,916	-1,88	2,423	-45,359	-45,388	0,141
	ESTUSD	-1,949	-2,015	0,689	-39,425	-40,474	0,323
	FTSEUSD	-1,602	-1,63	0,930	-22,247	-47,588	0,146
	PXUSD	-2,377	-2,379	1,361	-32,967	-41,358	0,423
	RMUSD	-2,016	-2,01	0,797	-42,042	-42,045	0,616
	SAXUSD	-1,499	-1,565	1,261	-45,067	-45,511	0,786
	WIGUSD	-2,07	-2,021	1,123	-42,805	-42,732	0,292

Ebben a táblázatban a különböző egységgyökteszték eredményei láthatók. Az ADF- és PP-tesztetek kritikus értékei 1%, 5%, és 10% szinten: -3,432, -2,862, illetve -2,567. A KPSS-teszt nullhipotézise, hogy a folyamat stationárius, Newey West sávszélesség-választással, az aszimptotikus kritikus értékek 1%, 5%, és 10% szinteken: 0,739, 0,463 és 0,347. ***, ** és * az 1%, 5% és 10%-os szignifikanciaszinteket jelöli.

4.2. A sorozatesztek eredményei

Amint a 3. táblázatban bemutatott eredmények mutatják, a helyi devizában mért hozamok esetén a sorozateszt alapján a véletlen bolyongás nullhipotézise a teljes időszakot tekintve majdnem minden index esetén elutasítható 1% szignifikancia mellett, kivételt a közép-európai országok közül egyedül Lengyelország, a fejlett piacok közül pedig az Egyesült Államok képez. A közép-kelet-európai indexek esetén a sorozatok száma az elméleti értéknél alacsonyabb, ami pozitív autokorrelációra utal, míg az amerikai S&P500 esetén magasabb a mért sorozatszám az elméletinél (bár nem szignifikáns az eltérés), ami negatív autokorrelációt jelez.

A dollárban mért hozamok esetén a véletlenszerűség nullhipotézise 1% szignifikancia mellett elutasítható Csehország, Észtország, Szlovákia és Románia esetén, és nem utasítható el az Egyesült Királyságra. Az eredmények ezen országokban tehát megegyeznek dollárban és helyi devizában mérve. Ausztria és Magyarország esetén a dollárban mért hozamoknál a bolyongás nullhipotézise csak 10% szignifikancia mellett utasítható el (az elméletinél kevesebb sorozatszám mellett), szemben a helyi devizában mért hozamok véletlenszerűségének 1%-os szignifikancia melletti elutasításával. Németországban a dollárban mért hozamok véletlenszerűsége 5%-os szinten utasítható el az elméletit meghaladó sorozatszám, vagyis negatív autokorreláció mellett.

Érdemes megemlíteni, hogy a változások abszolút értelmű vagy az időszaki átlaghoz képesti megragadása nem befolyásolta az eredményeket, egyetlen esetet kivéve, de ott is csak a szignifikancia tekintetében volt különbség: a BUXUSD index esetében, ahol előbbi esetben 10%, utóbbi esetben 5% szignifikanciaszinten utasíthatjuk el a nullhipotézist.²

A sorozateszteket lefuttattuk 5 éves részütemzőkora is (mégpedig valamennyi vizsgálati évben kezdődő 5 évre, az eredményeket a 3. és a 4. táblázat mutatja be. Ausztria (ATX) és Magyarország (BUX) esetén a nullhipotézis kizárólag az 1999 előtti időszakokban került elutasításra, Lengyelország (WIG) esetén mindössze két öt éves időszakban: 1994–1998 és 2007–2011 között, Csehországnál (PX) pedig 2004-et megelőzően. Valamennyi esetben az elméletinél alacsonyabb sorozatszám, vagyis pozitív autokorreláció társult az elutasításhoz, kivéve a WIX indexet a 2007–2011 közötti időszakban, ahol negatív volt az autokorreláció. Az elmúlt évtizedben tehát ezek az indexek véletlen folyamatot követtek, egyetlen kivételt a WIG képez a 2007–2011-es időszakban. Észtország (EST), Szlovákia (SAX) és Románia (RM) esetén a véletlenszerűség nullhipotézise a legtöbb 5 éves időszakban elutasítható, Észtország és Románia esetén az elméletinél alacsonyabb, Szlovákia esetén az elméletinél magasabb sorozatszám mellett. A DAX, a FTSE és az SP500 indexek tekintetében a véletlenszerűség nullhipotézise nem utasítható el a 2000 előtti időszakokban (egyetlen kivétel a FTSE 1997–2001 között). A DAX és a FTSE esetén a nullhipotézis elutasítható a 2002 és 2010 közötti időszakokban, az SP500 1999 és 2011 között, minden esetben az elméleti várható értéket meghaladó sorozatszám mellett, ami negatív autokorrelációt jelez, megerősítve *De Bondt* és *Thaler* [1987] megállapításait.

2 Emiatt kizárólag az átlagos hozamokhoz képesti eltérésekkel készített elemzések eredményeit prezentáltam, de az abszolút hozamokat használó változat eredményeit kérésre rendelkezésre bocsátom.

A dollárban mért hozamokat vizsgálva, az 5 éves részüidőszakokra lényeges különbségeket találunk: a DAXUSD esetén a nullhipotézis kizárólag az 1999 előtti időszakra, a FTSEUSD-nél pedig kizárólag 2004–2008 között utasítható el. A közép-kelet-európai indexek közül Lengyelországban és Észtországban eltérőek az eredmények: a dollárban mért WIG-nél a véletlenszerűség több esetben utasítható el, mint a WIG indexnél, az EST index egyetlen időszakban sem mutatott véletlen jelleget, ezzel szemben az ESTUSD véletlen jelleget mutat (vagy csak magas szignifikancia mellett utasítható el) az 1998–2006 időszakra.

Meglepő eredmény az is, hogy bár Ausztria hosszú múltra tekint vissza, az osztrák tőkepiac ugyanazokat az anomáliákat mutatta az 1990-es években, mint a posztkommunista magyar, cseh és lengyel tőkepiac.

Sorozatszettek helyi devizában mért adatokra

	1991	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
	2011	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
NA	2862	656	656	657	681	686	685	677	677	670	668	674	689	702	726	707	692	683
NB	2333	580	581	577	552	548	547	554	556	564	567	565	549	535	514	532	548	559
ATX runs	2435	519	543	556	577	576	593	593	597	596	612	599	602	604	599	592	608	607
E(R)	2572	617	617	615	611	610	609	610	612	613	614	616	612	608	603	608	613	616
P- value	0,000	0,000	0,000	0,001	0,052	0,048	0,348	0,317	0,402	0,317	0,892	0,339	0,561	0,807	0,820	0,349	0,789	0,613
NA	2746	613	595	617	674	685	695	688	665	637	651	645	654	663	677	659	659	659
NB	2495	631	640	616	558	546	545	556	580	609	598	606	604	591	578	593	594	595
BUX runs	2450	509	472	471	509	531	568	608	615	629	638	636	638	640	605	615	627	642
E(R)	2615	623	618	617	612	609	612	616	621	624	624	626	629	626	625	625	626	626
P- value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,011	0,646	0,750	0,763	0,440	0,567	0,611	0,425	0,265	0,561	0,946	0,376
NA	2897	655	669	692	697	701	707	708	687	683	677	695	699	692	715	710	701	692
NB	2412	596	585	560	554	552	550	552	577	583	593	578	576	582	560	562	570	581
DAX runs	2685	624	641	621	631	628	626	609	617	634	646	650	668	691	659	666	656	632
E(R)	2633	625	625	620	618	619	620	621	628	630	633	632	633	633	629	628	630	633
P- value	0,153	0,950	0,369	0,956	0,468	0,592	0,718	0,480	0,525	0,823	0,471	0,312	0,045	0,001	0,089	0,032	0,136	0,970

	1991	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
	2011	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
EST	NA	2104					628	693	690	667	669	651	625	656	699	692	673	659	
	NB	1820					527	570	570	592	595	616	637	606	560	561	576	593	
	runs	1705					500	572	581	568	563	544	519	512	522	531	535	538	
	E(R)	1953					574	627	625	628	631	634	632	631	623	621	622	625	
	p-value	0,000					0,000	0,002	0,012	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
FTSE	NA	2803	639	652	658	669	674	677	671	669	676	681	681	687	683	676	673	672	
	NB	2499	621	610	602	592	588	585	590	588	593	583	582	577	582	588	592	592	
	runs	2686	638	647	615	621	610	606	582	603	622	644	665	662	677	664	665	654	
	E(R)	2643	631	631	630	629	629	629	629	629	630	630	629	629	628	629	630	631	630
	p-value	0,239	0,688	0,376	0,405	0,645	0,281	0,200	0,008	0,147	0,663	0,426	0,371	0,039	0,055	0,007	0,054	0,054	0,184
PX	NA	2373				656	671	659	645	639	656	683	686	695	712	687	671	653	
	NB	1983				448	555	588	602	609	578	564	565	558	544	568	583	600	
	runs	1954				386	463	511	549	565	583	604	599	614	610	610	624	643	
	E(R)	2162				533	609	622	624	625	622	619	621	620	618	623	625	626	
	p-value	0,000				0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,028	0,022	0,397	0,216	0,731	0,464	0,959	0,347	
RM	NA	1912							545	644	644	644	641	664	687	678	689	700	
	NB	1649							523	607	594	589	593	573	558	565	562	559	
	runs	1570							440	530	542	520	535	529	549	577	604	611	
	E(R)	1772							535	626	619	616	617	616	617	617	620	623	
	p-value	0,000							0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,021	0,359	0,508	

	1991	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
	2011	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
NA	2562			567	666	734	717	712	701	677	654	645	660	684	712	731	757	746
NB	1428			467	551	449	429	423	429	449	473	507	474	397	284	174	139	183
SAX	runs			534	628	599	583	575	581	596	571	576	588	558	508	448	445	474
	E(R)	1835		513	604	558	538	532	533	541	550	569	553	503	407	282	236	295
	P-value	0,000		0,191	0,166	0,012	0,004	0,006	0,003	0,001	0,198	0,664	0,031	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	NA	2825	627	637	641	652	657	659	646	648	663	677	683	694	718	715	713	712
	NB	2465	635	627	622	610	606	597	610	608	593	579	576	564	540	543	545	547
SP500	runs	2761	642	640	633	634	620	635	644	664	665	679	695	706	695	697	685	669
	E(R)	2634	632	633	632	631	631	627	628	628	627	625	626	623	617	618	619	620
	P-value	0,000	0,572	0,692	0,971	0,866	0,538	0,670	0,381	0,044	0,032	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,005
	NA	2313				604	647	640	646	638	643	658	657	660	684	667	655	664
	NB	2085				532	609	609	603	612	612	598	600	597	573	587	601	591
WIG	runs	2176				503	587	615	610	626	627	639	650	649	647	640	656	673
	E(R)	2194				567	624	625	625	626	628	628	628	628	625	625	628	626
	P-value	0,584				0,000	0,015	0,567	0,403	0,988	0,950	0,518	0,218	0,233	0,203	0,409	0,111	0,008

Ebben a táblázatban a napi loghozamokat a helyi devizában mért árfolyamokból számítottuk, a pozitív és negatív változásokat a vizsgált időszaki átlag feletti, illetve alatti hozamként ragadtuk meg. NA az időszaki átlagot meghaladó hozamú napok száma, NB az átlagos hozam alatti hozamú napok száma. A p-értékek annak a valószínűségét mutatják, hogy a mért sorozatszám az adott várható értékű és szórású (terjedelmi korlátok miatt ezt, illetve a Z-értékeket nem közöltük, de kérésre rendelkezésre bocsátjuk), normális eloszlású mintából származik, vagyis egy véletlen folyamat.

Sorozatessztek dollárban mért adatokra

	1991	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
ATXUSD	NA	2858	673	677	683	694	667	658	652	653	661	664	684	691	719	695	695	693	
	NB	2337	563	560	551	539	565	573	581	581	574	575	554	546	521	544	545	549	
	runs	2503	577	597	598	605	608	593	577	583	583	579	607	610	617	590	599	608	629
	E(R)	2572	614	614	611	608	613	614	615	616	615	617	613	611	605	611	612	614	614
	P-value	0,052	0,033	0,330	0,456	0,873	0,256	0,036	0,064	0,060	0,037	0,556	0,855	0,729	0,376	0,478	0,821	0,377	0,377
BUXUSD	NA	2835	659	653	643	689	695	686	682	665	678	669	681	701	694	677	681	674	
	NB	2406	585	582	590	543	545	558	563	581	571	582	577	553	561	575	572	580	
	runs	2528	581	564	563	561	591	591	610	607	609	612	620	616	617	608	627	640	
	E(R)	2604	621	616	616	608	612	616	618	621	621	623	626	619	621	623	623	624	624
	P-value	0,035	0,023	0,003	0,002	0,006	0,228	0,713	0,536	0,488	0,611	0,843	0,582	0,897	0,629	0,398	0,809	0,378	0,378
DAXUSD	NA	2894	695	684	689	701	688	678	675	676	684	684	689	692	704	696	697	684	
	NB	2415	556	570	563	550	579	567	589	590	586	589	586	582	571	576	574	589	
	runs	2712	661	683	667	669	666	648	629	627	622	620	642	655	643	649	648	631	
	E(R)	2634	619	623	621	617	626	625	630	631	632	634	634	633	632	631	631	634	634
	P-value	0,031	0,016	0,001	0,008	0,003	0,203	0,807	0,862	0,608	0,490	0,650	0,244	0,265	0,517	0,317	0,323	0,868	0,868

	1991	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
	1991	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
NA	2082						625	682	679	655	662	653	635	652	676	661	658	666
NB	1842						530	581	581	604	602	614	627	610	583	592	591	586
runs	1774						508	579	599	605	601	610	591	563	544	549	548	555
E(R)	1956						575	628	627	629	632	634	632	631	627	626	624	624
P-value	0,000						0,000	0,005	0,110	0,167	0,085	0,179	0,021	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
NA	2844	655	675	665	670	668	668	656	661	674	683	674	672	680	699	694	702	697
NB	2458	605	587	595	591	594	594	605	600	588	581	590	591	584	566	570	563	567
runs	2630	628	627	632	631	623	615	604	614	606	622	624	639	648	659	646	648	640
E(R)	2638	630	629	629	629	630	630	630	630	629	629	630	630	629	627	627	626	626
P-value	0,826	0,910	0,913	0,868	0,911	0,699	0,402	0,135	0,365	0,192	0,697	0,726	0,607	0,291	0,065	0,278	0,207	0,436
NA	2341				644	662	667	648	627	651	663	677	669	674	707	688	677	679
NB	2015				460	564	580	599	621	594	579	570	582	579	549	567	577	574
runs	2002				439	533	543	565	579	573	573	596	599	595	598	610	615	623
E(R)	2167				538	610	621	624	625	622	619	620	623	624	619	623	624	623
P-value	0,000				0,000	0,000	0,000	0,001	0,009	0,005	0,008	0,172	0,164	0,100	0,227	0,470	0,608	0,995
NA	1907							554	659	655	650	659	642	660	686	678	687	691
NB	1654							514	592	583	587	574	592	577	559	565	564	568
runs	1606							434	526	557	575	559	565	559	561	573	594	601
E(R)	1773							534	625	618	618	615	617	617	617	617	620	624
P-value	0,000							0,000	0,000	0,001	0,014	0,001	0,003	0,001	0,001	0,011	0,131	0,181

	1991	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
	2011	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
SAXUSD	NA	2441			561	681	729	718	696	677	659	655	646	660	649	650	659	667
	NB	1549			473	536	454	428	434	449	468	497	488	421	347	255	237	262
	runs	2023			533	632	611	591	569	579	588	585	594	554	481	442	443	465
E(R)	1896			514	601	561	537	533	536	541	548	566	557	515	453	367	350	377
p-value	0,000			0,240	0,070	0,002	0,001	0,021	0,006	0,003	0,024	0,056	0,025	0,013	0,052	0,000	0,000	0,000
SP500	NA	2825	627	637	641	652	656	657	646	648	663	677	683	694	718	715	713	712
	NB	2465	635	627	622	610	606	605	597	610	593	579	576	564	540	543	545	547
	runs	2761	642	640	633	633	634	620	635	644	664	665	679	706	695	697	685	669
E(R)	2634	632	633	632	631	631	631	631	627	628	627	625	626	623	617	618	619	620
p-value	0,000	0,572	0,692	0,971	0,924	0,866	0,538	0,670	0,381	0,044	0,032	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,005
WIGUSD	NA	2366				601	641	653	646	648	662	648	660	667	683	693	687	693
	NB	2032				535	605	595	603	601	588	602	608	597	574	561	569	562
	runs	2138				507	567	573	589	593	595	608	613	620	637	648	663	683
E(R)	2187				567	623	624	624	625	624	627	628	628	627	625	621	623	622
p-value	0,135				0,000	0,001	0,004	0,043	0,073	0,102	0,271	0,385	0,654	0,577	0,151	0,124	0,024	0,000

Ebben a táblázatban a napi loghozamokat a dollárban mért árfolyamokból számítottuk, a pozitív és negatív változásokat a vizsgált időszakok átlag feletti, illetve alatti hozamként ragadtuk meg. NA az időszakai átlagot meghaladó hozamú napok száma, NB az átlagos hozam alatti hozamú napok száma. A p-értékek annak a valószínűségét mutatják, hogy a mért sorozatszám az adott várható értékű és szórású (terjedelmi korlátok miatt ezt, illetve a Z-értékeket nem közöltük, de kérésre rendelkezésre bocsátjuk), normális eloszlású mintából származik, vagyis egy véletlen folyamat.

A vizsgált közép-kelet-európai tőkepiacokkal kapcsolatos sorozatesztek eredményei meglehetősen vegyes képet mutatnak. Worthington és Higgs [2004] 20 európai tőkepiacot (köztük Ausztria, Németország és az Egyesült Királyság tőkepiacát az 1988–2003-as, Csehország, Lengyelország és Magyarország tőkepiacát az 1993–2003-as időszakra) vizsgálva, a véletlenszerűség nullhipotézisét kizárólag Németország és az Egyesült Királyság esetén fogadta el. Borges [2010] hat európai tőkepiacot (köztük Németországot és az Egyesült Királyságot) az 1993–2007 időszakban vizsgálva azt találta, hogy bár nem voltak jelentősek az eltérések, Németország és az Egyesült Királyság esetén az elméletinél magasabb volt a sorozatok száma.

4.3. A varianciahányados-tesztek eredményei

A varianciahányados-tesztek eredményei az 5. táblázatban láthatók. A teljes vizsgált időszakot tekintve, a helyi devizában mért hozamok csak a DAX és a WIG index esetén mutattak tiszta bolyongást, a dollárban számított változatoknál pedig kizárólag a DAXUSD mutatott nem szignifikáns eltérést a bolyongás nullhipotézisétől. Mindkét angolszász típusú tőkepiac az átlaghoz való visszatérést mutatott, hiszen 1-nél kisebb varianciahányadosokat mértünk; vagyis ezek az indexek negatív autokorrelációt mutatnak kisebb k -értékek esetén. Az amerikai és az egyesült királyságbeli piacokkal ellentétben a közép-kelet-európai indexek esetén 1-nél magasabb varianciahányadosokat mértünk mind helyi devizában, mind dollárban. Ez az eredmény egybecseng Ormos és Urbán [2012] egyenlően súlyozott portfóliókra tett megállapításaival, ahol megmutatták, hogy szemben az amerikai tőkepiacal, a magyar piacon az egyenlően súlyozott portfóliók nem nyújtanak a kapitalizációval súlyozott portfóliókéval meghaladó hozamokat, sőt a stratégia negatív Jensen-alfát [1968] eredményez. Mivel az egyenlően súlyozott portfóliók többelhozamának egyik alapvető oka az átlaghoz való visszatérés, amennyiben pozitív autokorrelációkat mérhetünk, az abnormális hozam eltűnik.

Az egységgyök- és a sorozatesztek eredményei alapján érdemes közelebbről is megvizsgálni az árazás időbeli változását, ezért a varianciahányados-teszteket is elvégeztük két részdíszakra, az 1991–2003-as, illetve a 2004–2011-es évekre bontva is. A varianciahányados-tesztek esetén a becslés standard hibája a vizsgált időszak hosszával arányosan csökken, ezért csak két részdíszakot vizsgálunk. Az 1991–2003-as időszakban a maximum mintanagyság 3390 megfigyelést tartalmaz, de voltak később kezdődő adatsorok is; a legrövidebb Románia esetén, ahol 1997-től kezdődően mindössze 1638 napi adat állt rendelkezésre. A 2004–2011-es időszakra minden index esetén 2087 adatunk volt.

Az 1991–2003 közötti időszakban a közép-kelet-európai indexek (a lengyel WIG kivételével) pozitív autokorrelációt mutattak. A nem véletlen komponens nagysága a vizsgált k periódusok számának függvényében növekszik. A dollárra átszámított értékek esetén a nem egységnyi varianciahányadosok részben eltűnnek, részben csökken a szignifikanciájuk Csehországot és Észtországot kivéve, valamennyi közép-kelet-európai piac esetén.

A 2004–2011-es időszakban az árazás növekvő hatékonyságot mutatott. Az autokorrelációk előjele nem változott, de a szignifikanciaszintek a legtöbb piac esetén csökkentek vagy el is tűntek. A csehországi és magyarországi eredményeket érdemes kiemelni, ahol a szignifikáns pozitív autokorrelációk eltűntek mind a helyi devizában, mind a dollárban mért adatsoroknál. A többi régiós index kisebb tranziens komponenszt mutat dollárban számolva, ami arra utal, hogy ezen piacokon a befektetők többsége nemzetközi, intézményi befektető.

Variansciahányados-teszt

k	ATX		BUX		DAX		EST		FTSE		PX		RM		SAX		SP		WIG	
	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P
2	1,08	0,00	1,07	0,02	0,99	0,68	1,19	0,00	0,99	0,57	1,11	0,00	1,17	0,00	1,04	0,25	0,93	0,01	1,04	0,13
5	1,09	0,16	1,11	0,07	0,95	0,25	1,38	0,00	0,89	0,03	1,16	0,03	1,30	0,00	1,17	0,03	0,85	0,01	1,08	0,10
10	1,09	0,32	1,14	0,10	0,90	0,15	1,54	0,00	0,81	0,02	1,20	0,07	1,39	0,00	1,48	0,00	0,76	0,01	1,08	0,27
20	1,19	0,15	1,32	0,01	0,90	0,36	1,92	0,00	0,78	0,06	1,32	0,04	1,58	0,00	1,93	0,00	0,75	0,06	1,12	0,25
30	1,30	0,06	1,46	0,00	0,91	0,49	2,14	0,00	0,75	0,09	1,43	0,02	1,74	0,00	2,17	0,00	0,73	0,10	1,10	0,46
50	1,43	0,04	1,54	0,00	0,94	0,71	2,44	0,00	0,72	0,13	1,52	0,03	1,93	0,00	2,49	0,00	0,72	0,18	1,03	0,85
100	1,69	0,01	1,64	0,01	1,02	0,93	2,80	0,00	0,69	0,20	1,63	0,03	2,27	0,00	2,36	0,00	0,77	0,40	1,00	1,00
200	1,72	0,04	1,89	0,00	1,15	0,62	3,57	0,00	0,76	0,45	1,90	0,01	2,81	0,00	1,84	0,04	0,92	0,81	1,00	1,00
300	1,74	0,07	1,99	0,01	1,23	0,50	3,72	0,00	0,82	0,62	1,98	0,02	2,94	0,00	2,01	0,02	1,02	0,96	1,04	0,90
2	1,08	0,00	1,07	0,01	1,00	0,91	1,17	0,00	0,99	0,81	1,11	0,00	1,15	0,00	1,04	0,27	0,93	0,01	1,05	0,02
5	1,07	0,22	1,09	0,12	0,95	0,23	1,31	0,00	0,89	0,05	1,14	0,04	1,26	0,00	1,14	0,05	0,85	0,01	1,11	0,03
10	1,06	0,52	1,09	0,28	0,89	0,13	1,44	0,00	0,80	0,02	1,16	0,12	1,35	0,00	1,42	0,00	0,76	0,01	1,09	0,25
20	1,12	0,36	1,22	0,07	0,89	0,30	1,74	0,00	0,75	0,06	1,29	0,06	1,58	0,00	1,83	0,00	0,75	0,06	1,15	0,15
30	1,20	0,21	1,32	0,02	0,88	0,36	1,92	0,00	0,74	0,11	1,40	0,03	1,78	0,00	2,04	0,00	0,73	0,10	1,17	0,19
50	1,32	0,12	1,38	0,03	0,90	0,55	2,16	0,00	0,77	0,25	1,51	0,03	2,05	0,00	2,32	0,00	0,72	0,18	1,14	0,40
100	1,58	0,03	1,43	0,07	0,94	0,80	2,46	0,00	0,85	0,58	1,67	0,02	2,51	0,00	2,28	0,00	0,77	0,40	1,12	0,59
200	1,62	0,08	1,51	0,09	1,02	0,96	3,18	0,00	0,98	0,96	1,85	0,02	3,15	0,00	1,98	0,01	0,92	0,81	1,04	0,90
300	1,56	0,18	1,42	0,23	0,96	0,90	3,35	0,00	1,00	1,00	1,82	0,06	3,41	0,00	2,19	0,00	1,02	0,96	0,97	0,93

1991–2011 vagy a teljes elérhető időszak, USD

1991–2011 vagy a teljes elérhető időszak

	ATX		BUX		DAX		EST		FTSE		PX		RM		SAX		SP		WIG	
	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P	VR	P
2	1,11	0,00	1,09	0,05	0,99	0,59	1,21	0,00	1,02	0,53	1,13	0,00	1,28	0,00	1,06	0,22	0,99	0,63	1,04	0,28
5	1,15	0,01	1,18	0,04	0,95	0,36	1,38	0,00	0,93	0,22	1,37	0,00	1,56	0,00	1,21	0,05	0,93	0,21	1,12	0,08
10	1,20	0,03	1,21	0,08	0,90	0,25	1,50	0,00	0,84	0,07	1,45	0,00	1,71	0,00	1,61	0,00	0,83	0,04	1,14	0,17
20	1,37	0,00	1,52	0,00	0,92	0,55	1,84	0,00	0,83	0,18	1,64	0,00	1,82	0,00	2,16	0,00	0,82	0,14	1,21	0,13
30	1,48	0,00	1,70	0,00	0,93	0,67	2,06	0,00	0,81	0,21	1,78	0,00	1,98	0,00	2,44	0,00	0,78	0,13	1,16	0,32
50	1,49	0,01	1,80	0,00	0,98	0,92	2,36	0,00	0,77	0,23	1,85	0,00	2,12	0,00	2,85	0,00	0,72	0,13	1,09	0,67
100	1,46	0,06	1,84	0,01	1,11	0,70	2,65	0,00	0,75	0,34	1,77	0,00	2,25	0,00	2,54	0,00	0,73	0,29	1,01	0,99
200	1,14	0,66	2,14	0,01	1,25	0,50	3,37	0,00	0,78	0,53	2,12	0,00	2,92	0,00	1,49	0,34	0,90	0,78	0,88	0,75
300	1,15	0,69	2,31	0,01	1,42	0,34	3,53	0,00	0,93	0,87	2,08	0,01	2,83	0,00	1,57	0,32	1,17	0,68	0,90	0,82
2	1,08	0,00	1,07	0,05	0,99	0,68	1,18	0,00	1,03	0,28	1,14	0,00	1,27	0,00	1,05	0,31	0,99	0,63	1,04	0,20
5	1,08	0,19	1,12	0,12	0,93	0,20	1,32	0,00	0,92	0,12	1,30	0,00	1,53	0,00	1,16	0,10	0,93	0,21	1,13	0,07
10	1,07	0,46	1,10	0,35	0,87	0,11	1,41	0,01	0,81	0,01	1,36	0,00	1,67	0,00	1,51	0,00	0,83	0,04	1,14	0,19
20	1,11	0,33	1,31	0,03	0,86	0,24	1,66	0,00	0,77	0,04	1,53	0,00	1,83	0,00	1,98	0,00	0,82	0,14	1,22	0,11
30	1,12	0,40	1,44	0,01	0,83	0,23	1,82	0,00	0,73	0,06	1,63	0,00	2,02	0,00	2,21	0,00	0,78	0,13	1,19	0,25
50	1,04	0,81	1,48	0,02	0,82	0,33	2,04	0,00	0,68	0,07	1,67	0,00	2,25	0,00	2,59	0,00	0,72	0,13	1,13	0,52
100	0,99	0,95	1,41	0,14	0,84	0,53	2,23	0,00	0,64	0,13	1,53	0,04	2,52	0,00	2,37	0,00	0,73	0,29	0,96	0,88
200	0,89	0,71	1,59	0,11	0,93	0,83	3,00	0,00	0,70	0,35	1,88	0,01	3,67	0,00	1,66	0,17	0,90	0,78	0,71	0,44
300	0,91	0,80	1,63	0,14	0,92	0,85	3,33	0,00	0,85	0,69	1,92	0,03	4,29	0,00	1,90	0,10	1,17	0,68	0,64	0,42

1991 (vagy a legkorábbi elérhető időponttól) –
20031991 (vagy a legkorábbi elérhető időponttól) –
2003, USD

k	ATX		BUX		DAX		EST		FTSE		PX		RM		SAX		SP		WIG	
	VR	p	VR	p	VR	p	VR	p	VR	p	VR	p	VR	p	VR	p	VR	p	VR	p
2	1,07	0,08	1,06	0,16	1,00	0,98	1,15	0,00	0,95	0,26	1,09	0,10	1,09	0,04	0,99	0,73	0,88	0,00	1,04	0,13
5	1,05	0,61	1,02	0,82	0,94	0,49	1,38	0,00	0,84	0,09	1,02	0,88	1,11	0,21	1,06	0,29	0,77	0,02	1,01	0,88
10	1,03	0,83	1,05	0,70	0,90	0,41	1,65	0,00	0,77	0,12	1,03	0,85	1,17	0,18	1,12	0,14	0,70	0,05	0,97	0,77
20	1,09	0,66	1,04	0,82	0,88	0,51	2,14	0,00	0,72	0,19	1,11	0,66	1,41	0,02	1,33	0,01	0,68	0,17	0,95	0,73
30	1,21	0,41	1,13	0,56	0,88	0,61	2,42	0,00	0,69	0,23	1,21	0,49	1,59	0,00	1,44	0,01	0,68	0,26	0,97	0,88
50	1,41	0,18	1,19	0,49	0,89	0,70	2,77	0,00	0,68	0,32	1,32	0,38	1,84	0,00	1,59	0,00	0,72	0,44	0,94	0,81
100	1,88	0,03	1,39	0,27	0,93	0,85	3,48	0,00	0,65	0,40	1,57	0,22	2,39	0,00	2,09	0,00	0,81	0,69	1,08	0,81
200	2,16	0,03	1,69	0,14	1,12	0,80	4,92	0,00	0,81	0,72	1,82	0,14	2,99	0,00	3,21	0,00	0,97	0,96	1,43	0,32
300	2,25	0,04	1,81	0,14	1,18	0,75	5,71	0,00	0,82	0,77	2,01	0,11	3,41	0,00	3,92	0,00	0,99	0,99	1,62	0,23
2	1,07	0,06	1,07	0,09	1,01	0,83	1,15	0,00	0,97	0,44	1,10	0,04	1,08	0,04	1,01	0,52	0,88	0,00	1,07	0,03
5	1,07	0,42	1,06	0,46	0,96	0,64	1,31	0,00	0,87	0,15	1,06	0,58	1,11	0,16	1,09	0,06	0,77	0,02	1,08	0,23
10	1,06	0,66	1,09	0,50	0,92	0,51	1,51	0,00	0,79	0,14	1,06	0,70	1,17	0,14	1,21	0,01	0,70	0,05	1,03	0,79
20	1,13	0,50	1,13	0,47	0,94	0,72	1,92	0,00	0,74	0,23	1,16	0,48	1,44	0,01	1,50	0,00	0,68	0,17	1,08	0,63
30	1,26	0,28	1,23	0,31	0,96	0,85	2,16	0,00	0,76	0,35	1,28	0,32	1,64	0,00	1,67	0,00	0,68	0,26	1,15	0,45
50	1,49	0,11	1,31	0,27	1,02	0,96	2,46	0,00	0,85	0,65	1,43	0,21	1,95	0,00	1,79	0,00	0,72	0,44	1,16	0,53
100	1,95	0,02	1,49	0,18	1,11	0,78	3,08	0,00	1,05	0,91	1,76	0,08	2,53	0,00	2,24	0,00	0,81	0,69	1,35	0,30
200	2,11	0,03	1,55	0,25	1,22	0,66	4,09	0,00	1,27	0,63	1,84	0,12	2,98	0,00	3,08	0,00	0,97	0,96	1,50	0,27
300	2,04	0,09	1,41	0,46	1,16	0,78	4,49	0,00	1,25	0,70	1,76	0,23	3,20	0,00	3,49	0,00	0,99	0,99	1,43	0,42

Ebben a táblázatban a varianciánnyados-teszték eredményei láthatók, a p-értékek a nullhipotézis fennállásának (a logárfolyam-martingál) valószínűségét mutatják. A varianciánnyadosokat és p-értékeket heteroszkedasztikus robusztus standard hiba alkalmazásával, nem kiegyenlített varianciák mellett számítottuk k periódusra, ahol k értéke 2, 5, 10, 20, 30, 50, 100, 200 és 300.

5. ÖSSZEFOGLALÁS

Vizsgálataim eredménye azt jelzi, hogy a közép-kelet-európai tőkepiacok az elmúlt két évtizedben jelentős fejlődést mutattak a gyenge szintű hatékonyság tekintetében. A sorozattesztek alapján a véletlen jelleg a 2000 előtti időszakban utasítható el, míg azóta az indexek véletlen jelleget követnek. A legtöbb vizsgált ötéves részidőszakban (kivéve Lengyelország két legutóbbi periódusát) elvethető a véletlenszerűség hipotézise az elméletinél alacsonyabb valós sorozatszám mellett, ami pozitív autokorrelációra utal; míg a fejlett piacok esetén az elutasításhoz negatív autokorreláció társul. A kapitalizációját és forgalmát tekintve legnagyobb közép-kelet-európai tőkepiac, a lengyelországi Warsaw Stock Exchange esetén a fejlődés gyorsabb volt, sőt a kezdeti pozitív autokorrelációt először a véletlen jelleg, majd 2007-től (dollárban számolt esetben 2006-tól) a fejlett tőkepiacokra jellemző, negatív autokorreláció volt mérhető.

A varianciahányados-tesztek eredményei egybecsengenek a fentiekkel. Összehasonlítva az 1991–2003 és a 2004–2011 közötti időszakokat, a nem egységnyi varianciahányadosok részben eltűnnek, részben csökken a szignifikanciájuk, mintha komolyabb tanulási effektusnak lehetnének tanúi (Tóth és Jónás [2012]). Érdekes eredmény, hogy mind a sorozattesztek, mind a varianciahányados-tesztek magasabb szintű hatékonyságot jeleztek a dollárban számolt árfolyamok esetén. Az árfolyamok alakulása a befektetők hozamelvárásait tükrözi. Ezekon a piacokon a befektetők többsége nemzetközi befektető, őket a dollárban mért hozamok érdeklik; így a helyi devizában mért változások számukra irrelevánsak, kizárólag a dollárban mért eredmény érdekes. Az új információkat dollárban árazzák be, aminek eredményeképpen e mérésben magasabb szintű hatékonysággal találkozhatunk.

IRODALOMJEGYZÉK

- ANDOR GY.–BÓTA G. [2006a]: Üzletértékelés reálopcióis módszerrel. *Számvitel – Adó – Könyvvizsgálat*, Vol. 48, No. 12, pp. 535–539.
- ANDOR GY.–BÓTA G. [2006b]: Cash flow estimation for real option analysis using Margrabe's model. *Acta Oeconomica*, Vol. 56, No. 2, pp. 183–194.
- ANDOR GY.–BÓTA G. [2007]: A reálopcióis modell alkalmazása az üzletértékelésben. *Számvitel – Adó – Könyvvizsgálat*, Vol. 49, No. 1, pp. 33–38.
- ANDOR, GY.–DÜLK, M. [2013]: Harmonic mean as an approximation for discounting intraperiod cash flows. *Engineering Economist* Vol. 58, No. 1, pp. 3–18.
- AYADI, O. F.–PYUN, C. [1994]: An application of variance ratio test to the Korean securities market. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 18, No. 4, pp. 643–658.
- BORGES, M. R. [2010]: Efficient market hypothesis in European stock markets. *The European Journal of Finance*, Vol. 16, No. 7, pp. 711–726.
- CAMPBELL, J. Y.–PERRON, P. [1991]: Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots, in: BLANCHARD, O. J.–FISCHER, S. (eds.): *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 141–220.
- COCHRANE, J. H. [1988]: How big is the random walk in GNP? *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 5, pp. 893–920.
- DE BONDT, W. F. M.–THALER, R. H. [1987]: Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 3, pp. 557–581.
- DICKEY, D. A.–FULLER, W. A. [1979]: Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427–431.
- FAMA, E. F. [1965]: The behavior of stock market prices. *The Journal of Business*, Vol. 38, No. 1, pp. 34–105.
- FAMA, E. F. [1970]: Efficient capital markets: A review of theory empirical work. *Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, pp. 383–417.
- FAMA, E. F. [1991]: Efficient capital markets: II. *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 5, pp. 1575–1617.
- FAMA, E. F.–FRENCH, K. R. [1988]: Permanent and temporary components of stock prices. *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 2, pp. 246–273.
- HARVEY, C. R. [1994]: Predictable risk and returns in emerging markets. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 4621, January 1994
- HUBER, P. [1997]: Stock market returns in thin markets: evidence from the Vienna Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, Vol. 7, No. 5, pp. 493–498.
- JENSEN, M. C. [1968]: The Performance of Mutual Funds in the period 1945–1964, *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 2, pp. 389–416.
- KAWAKATSU, H.–MOREY, M. R. [1999]: An Empirical Examination of Financial Liberalization and the Efficiency of Emerging Market Stock Prices. *Journal of Financial Research*, Vol. 22, No. 4, pp. 385–411
- KIM, J. H.–SHAMSUDDIN, A. [2008]: Are Asian stock markets efficient? Evidence from new multiple variance ratio tests. *Journal of Empirical Finance*, Vol. 15, No. 3, pp. 518–532.
- KWIATKOWSKI, D.–PHILLIPS, P. C. B.–SCHMIDT, P.–SHIN, Y. [1992]: Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, Vol. 54, No. 1–3, pp. 159–178.
- LO, A. W.–MACKINLAY, A. C. [1988]: Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 1, pp. 41–66.
- MOHANTY, S.–NANDHA, M.–BOTA, G. [2010]: Oil shocks and stock returns: The case of the Central and Eastern European (CEE) oil and gas sectors. *Emerging Markets Review*, Vol. 11, No. 4, pp. 358–372.
- PHILLIPS, P. C. B.–PERRON, P. [1988]: Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, Vol. 75, No. 1–3, pp. 335–346.
- POTERBA, J. M.–SUMMERS, L. H. [1987]: Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2343, August 1987
- SAMUELSON, P. A. [1965]: Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management Review*, Vol. 6, No. 2, pp. 41–49.
- SMITH, G.–RYOO, H. J. [2003]: Variance ratio tests of the random walk hypothesis for European emerging stock markets. *European Journal of Finance*, Vol. 9, No. 3, pp. 290–300.

- SUMMERS, L. H. [1986]: Does the stock market rationally reflect fundamental values? *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3, pp. 591–601.
- ORMOS, M.–URBÁN, A. [2012]: Performance Analysis of Equally Weighted Portfolios: USA and Hungary. *Acta Polytechnica Hungarica*, Vol. 9, No. 2, pp. 155–168.
- TÓTH, Zs. E.–JÓNÁS, T. [2012]: Measuring intellectual capital in the light of the EFQM Excellence Model – evidences from Hungary. *International Journal of Quality and Service Sciences*, Vol. 4, No. 4, pp. 316–331.
- WALD, A.–WOLFOWITZ, J. [1940]: On a Test Whether Two Samples are from the Same Population. *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 11, No. 2, pp. 147–162.
- WORTHINGTON, A. C.–HIGGS, H. [2004]: Random walks and market efficiency in European equity markets. *Global Journal of Finance and Economics*, Vol. 1, No. 1, pp. 59–78.
- ZAWADOWSKI, A. G.–KERTÉSZ, J.–ANDOR, GY. [2004]: Large Price Changes on Small Scales. *Physica A – Statistical Mechanics and Its Applications* Vol. 344, No. 1–2, pp. 221–226.
- ZAWADOWSKI, A. G.–KERTÉSZ, J.–ANDOR, GY. [2006]: Short-Term Market Reaction after Extreme Price Changes of Liquid Stocks. *Quantitative Finance*, Vol. 6, No. 4, pp. 283–295.