

BUDAPESTI ÉRTÉKTŐZSDE

Likviditás és piaci hatékonyság mérése a tőzsdén

HATÉKONYSÁG ÉS ANOMÁLIÁK A BUDAPESTI ÉRTÉKTŐZSDÉN

Készítette: Timári Júlia

Budapest, 2005

Tartalomjegyzék

1. Bevezető	2
2. A hatékony piacok.....	5
Az anomáliák.....	7
Magyarázatok az anomáliákra.....	11
Módszertan	13
3. Saját kutatás.....	18
Az adatok.....	18
A hét napjai (DOW) hatás	23
Outlierek kiszűrésével	29
A trend levonásával.....	34
Outlierek kiszűrésével	37
Az év hónapjai (MOY) hatás	41
Outlierek kiszűrésével	47
A trend levonásával.....	51
Outlierek kiszűrésével	56
Adóhatás.....	59
4. Összefoglalás.....	64

1. Bevezető

A tőzsdék viselkedését sokan valamilyen misztikus dolognak tekintik, ahol csak a profik tudnak nyerni, és a „kisembereknek” nem való. Amikor az ember megpróbálja jobban megismerni a piacok működését, megtanulja, hogy a hozamok valamilyen eloszlást követnek, szinte teljesen kiszámíthatatlanok, és nincs nyerő stratégia. Ekkor kis kiábrándulást éreznek a tőzsde világát meghódítani szándékozó ifjak. Ezután hallottam először az anomáliákról...

Talán lehet mégis okosabbnak lenni a piacnál? Vajon léteznek ezek az anomáliák Magyarországon is, s ha igen, lehet belőle profitálni?

Ez a kíváncsiság mozgatott mikor dolgozatomat elkészítettem.

A dolgozat felépítése:

A piacok hatékonysága kapcsán 3 szintet különböztetnek meg (gyengén, közepesen és erősen hatékony piacok), e három fogalom definiálása után az Olvasó megismerheti, hogy a szakirodalomban mely szerzők mely módszerekkel vizsgálták a különböző fokozatokat, valamint milyen eredményre jutottak.

Bár sok tanulmány arra enged következtetni, hogy a piacokon többnyire megvalósul a hatékonyság, mégis időről időre újabb szabályszerűségeket fedeznek fel, ilyenek a január-hatás, a hét-napjai hatás, a kisvállalat-effektus, az IPO-jelenség, stb. Ezek az anomáliák, melyek segítségével többletprofitra lehet szert tenni, gyengítik a hatékonyságba fektetett bizalmat. Ismertetem a világ különböző piacain megfigyelt anomáliákat, valamint az ezek vizsgálatára irányuló módszereket és eredményeket. Bizonyos anomáliák jelenléte időben és térben eltérő, így más-más piacot vizsgálva más-más következtetések vonhatók le.

Az anomáliák magyarázatát próbálja megragadni az ezt követően bemutatott szakirodalom, melyek a magyarázatok helytállóságát is vizsgálják. A lehetséges okok között felmerül az adó-kerülés, az alapkezelőknek a portfólió év végi átrendezése, vagy a

bennfentesekkel szembeni kereskedés miatt elvárt kockázati prémium. Az adó-hatás kapcsán a szerzők elemzik, hogy az adózás csökkenti-e a hatékonyságot, és lehet-e az adó egy magyarázó tényező, melyhez időbeli és térbeli összehasonlítást alkalmaznak.

A módszertan ismertetése során röviden összefoglalom az e témában született úttörő munkát, mely Fama (1965) nevéhez fűződik. Ezt követően a többi – módszertanilag részletesebben bemutatott – cikk más vonatkozásban fontos, mert például a magyar piacot elemzi.

Az általam elvégzett kutatás a fenti módszerek alkalmazásával történt. A Budapesti Értéktőzsde Részvényindexét, a Bux-ot elemzem 1991 január 1. és 2004. december 31. között. A Bux alakulásának általános ismertetése után a loghozamokban felfedezhető szabályszerűségeket kutatom a hét különböző napjain és az év különböző hónapjain, regresszió segítségével.

A 15 éves adatsor intervallumokra bontása a piac fejlődése és a makrokörnyezet hatásai miatt indokolt, így a mintát előbb 2 részintervallumra (fejletlen versus fejlett piac), majd a nemzetközi eseményeknek az árfolyamra gyakorolt hatásának megfelelően 3 intervallumra bontom.

Egy-egy szélsőséges érték nagyban befolyásolhatja az eredményeket, így a loghozamokat az outlier értékek nélkül is elemzem, tehát az adatsorból kiszűrésre kerülnek a három szigmánál nagyobb értékek.

Bizonyos időszakokban az átlaghozam igen magas volt, így az egyes napok hozamát érdemesebb az átlaghoz viszonyítani. Következésképpen egy újabb adatsoron végzem el a vizsgálatot, melyet már az átlagtól megtisztítottam. A trend levonása után is érdemesnek tartom az outliererek nélküli elemzést.

A regressziókkal kapott eredmények segítségével megállapítható, hogy a piac hatékony-e, illetve ez a hatékonyság időben hogyan változott. Arra is fény derül, hogy az anomáliák között ismertetett egyes szabályszerűségek Magyarországon vajon előfordulnak-e, s ha igen, időben hogyan változtak.

Végezetül az árfolyamnyereség-adó hatásait vizsgálom. Magyarországon eleinte nem volt ilyen adóteher, majd 2 éven át meg kellett fizetni az adót, ezt követően pedig ismét eltörölték. A 3 időszak adatait összehasonlítom, azzal a céllal, hogy az adó befolyásoló hatását megismerjük.

2. A hatékony piacok

A piaci hatékonyságnak 3 fajtáját különböztetjük meg¹:

A piaci hatékonyság **gyenge (weak) formája** azt mondja ki, hogy az árfolyamok minden múltbeli és a múltból levonható információt tükröznek. A *technikai elemzők* (vagy chartisták) grafikon-elemzéssel foglalkoznak, a múltbeli adatokban ismétlődő szabályszerűségeket, a grafikonokban felismerhető mintázatokat keresnek, ezáltal kívánnak profitra szert tenni. A legalább gyengén hatékony piacon ők nem tudnak tartós többlethozamot elérni, hiszen olyan sokan vannak a technikai elemzők a piacon, hogy éppen az ő jelenlétük biztosítja, hogy a felismert alakzatokból ne lehessen profitálni. Amint tömegesen ismernek fel egy alakzatot, az nyomban el is tűnik.

A piaci hatékonyság **közepes (semistrong) formája** esetén az árfolyamok a múltbeli információkon kívül a valamennyi, mindenki számára elérhető információt tartalmazzak. A *fundamentális elemzők* a vállalatokról napvilágra kerülő hírek alapján tájékozódnak, valamint a vállalatok fundamentumait (mérleg, eredmény-kimutatás) elemzik, így próbálják verni a piacot. A legalább közepesen hatékony piacon a fundamentalisták nem tudnak tartós előnyre szert tenni, mert a hírek a megjelenésük pillanatában beépülnek az árakba, az eredmény-kimutatás és mérleg pedig a többi szereplő előtt is nyitva áll.

Az **erősen (strong) hatékony** piacon már a bennfentes információk is tükröződnek az árakban. Ebben az esetben már a bennfentesek sem tudják tartósan verni a piacot. Meg kell jegyeznünk, hogy az erős hatékonyság feltételezése még általában a legfejlettebb tőzsdéken sem állja meg a helyét.

¹ Arról, hogy tulajdonképpen kinek a nevéhez köthető ez a tipizálás, megoszlanak a vélemények: Brealey/Meyers: Principles of Corporate Finance című tankönyvében: Harry Robertset nevezi meg, a piaci hatékonyság 3 szintjének megkülönböztetőjeként. Másutt Fama neve merül fel, mint a 3 különböző forma definiálója.

A piaci hatékonyság különböző formáit különböző módszerekkel vizsgálhatjuk:

1. A hatékony piacok elméletének **gyenge formája** esetén historikus adatokat felhasználva *statisztikai, ökonometriai* módszerekkel vizsgálódunk. A szerzők azt kutatják, hogy a loghozamok valóban normális eloszlást követnek-e, valamint felismerhetők-e alakzatok. Különféle tesztekkel mérik, hogy a normalitás feltételezése megállja-e a helyét. A legátfogóbb tanulmány ebben a témakörben Fama (1965) nevéhez fűződik, számos más szerző az ő módszereivel vizsgálódott tovább. A vizsgálati módszereket és a szerzőket a későbbiekben részletezem.

2. A **közepes hatékonyság** tesztelése: a szerzők azt mérik, hogy a nyilvánosságra kerülő információk *milyen gyorsan tükröződnek az árfolyamokban*. Legalkalmasabb módszer az esettanulmányok (event studies), amelyek az esemény előtti és utáni meghatározott idő alatt figyelik az árfolyamok mozgását. Ez első ilyen tanulmány Fama, Fisher, Jensen és Roll (1969), az első publikáció Ball és Brown (1968) nevéhez fűződik. Benchmarkként a piaci modellt, vagy a CAPM modellt használva arra jutottak, hogy az információk nagyobb része már a bejelentés előtt beépül az árba, és a további árváltozás is gyorsan lezajlik. Ball és Brown szerint tehát alapvetően nem az éves jelentés, hanem az addig világra került információk összessége hat az árfolyamra, mivel az éves jelentés publikálása előtt már a más médiumokon keresztül kapott információk beépültek az árba. Fama és társai cikkükben azt is megállapítják, hogy nem csak a vállaltok teljesítményének közvetlen előrejelzései, de az alaposabb tudást és mögélátást igénylő információkat is tükrözik az árfolyamok.

A részvények felaprózása (split) esetén a névértéket elosztják egy egész számmal, így az csökken; s ennek megfelelően a részvényesek papírjai többszöröződnek. Az összes kapitalizáció tehát nem változik. Ugyanakkor a múltban a felaprózások gyakran jártak osztaléknövekedéssel, következésképpen a felaprózás bejelentésekor a befektetők növelik osztalékkelvárásaikat, és növekednek a részvényárfolyamok. Fama és társai arra az eredményre jutottak, hogy a felaprózás ténye gyorsan beépül az árba, következésképpen a magasabb osztalék bejelentésekor már kevésbé ugrálnak az árfolyamok. Nyilvános split információk birtokában nem lehet extra hozamra szert tenni, csak ha a piac előtt tudunk róla. Ugyanakkor Shiller (1981) kutatásában azt állapította meg, hogy a részvényárakban bekövetkezett változások túl nagyok (5-13-szor nagyobbak) ahhoz képest, mint amennyit az osztalék változása indokolna. Ez a

Formázott: Felsorolás és számozás

különbség olyan nagy, hogy biztosan nem vezethető vissza a modell adathibájára, index-problémájára, vagy adózási okokra.

3. A hatékonyság közepes formája esetén még van lehetőségünk extra profit realizálására, ha bizonyos információkat a piacnál előbb tudunk meg. Így a **hatékonyság erős** formája esetén azt vizsgáljuk, *bennfentes információkkal lehet-e verni a piacot*. A bennfentes kereskedelem árérzékeny nem nyilvános információ birtokában végrehajtott kereskedés. Korábban általános volt BHAR-módszer (Buy and Hold Abnormal Return), amely az adott esemény bekövetkezésétől T időtartamig tartott portfólió hozamából kivonja a benchmark hozamát. Számos probléma merül fel: a vállalati események időben csoportosulnak, így a keresztkorreláció növekszik. Fama (1998) javasolja ehelyett a CTAR módszert, melynek 2 időparamétere van. *W időablak*, melyre visszatekintve megállapítjuk, hogy egy-egy bennfentes esemény az eladási vagy a vételi portfólióba kerül-e, és egy *T peridóus*, ahol a portfóliók hozamát nézzük. Bennfentes kereskedés jelenlétét vizsgáló tanulmány a BÉT-re is született Vajda (2003) is a CTAR módszert alkalmazta 1997. július 1. és 2002. január 31. közötti adatokra a BÉT-en. T=1 nap és W= 3 nap esetén szignifikáns pozitív hozamot lehetett elérni a *vételi* portfólióval. Ugyanakkor az *eladási* portfólió nem volt szignifikáns. Következtetésként megállapítja, hogy a bennfentes személyek eladásait vezérlő motívum jellemzően a diverzifikációs igény, vagy a likviditás-szerzés, és nem a túlértékeltség miatti eladás. *Eladás esetén* a bennfentes kereskedés bejelentését követő napon a piaci befektetők nem követték a bennfentes lépését. Ugyanakkor az *vételi tranzakciók* esetén a bejelentés napján, és az azt követő 2 napon rendkívüli pozitív hozam volt tapasztalható, vagyis a befektetők hisznek a bennfentesnek és követik őt.

Az anomáliák

Bizonyos szerzők a hatékony piacok mellett teszik le a voksukat. Ugyanakkor el kell ismerniük, hogy felfedezhetők a piacon olyan szabályszerűségek, amelyek ellentmondanak a hatékonyságnak. Ezek a szabályszerűségek összefüggésben állhatnak a naptárral, a szabadsággal, a vállalat méretével, de talán még az időjárással is, hogy az extrém eseteket is említsük. És ki tudja, mit hoz még a jövő, milyen összefüggésekre derül fény? Lehet, hogy még a Hold állását is figyelembe kellene venni...?

Lássuk tehát az anomáliákat, amikre valóban születtek bizonyítékok!

➤ **A Január effektus (January Effect)²**

Rozeff és Kinney (1976) dokumentálták először azt a jelenséget, amelyet január effektusként ismerünk. Megfigyelték, hogy a januári átlaghozam sokkal magasabb volt, mint a többi hónapé. A NYSE 1904-1974 közötti adatai alapján 3,48%-os januári átlaghozamot mértek, mialatt a többi hónap átlaghozama csak 0,42% volt. Időben és térben kiterjesztve a kutatásokat, más szerzők is a jelenség létezését tapasztalták.

➤ **A Hétfő effektus (Monday Effect)³**

French (1980) az 1953-1977 közötti napi hozamokat vizsgálta, és hétfőn negatív, a hét többi napján pozitív hozamokat tapasztalt. Azt is megállapította, hogy ez a hatás csak a hétvégének köszönhető, és nem annak, hogy a börze zárva volt. Kamara (1997) 1962-1993 között kisebb amerikai vállalatokból összeállított portfólióra már nem tapasztalta a fenti tendenciát. Agrawal és Tandon (1994) 18 ország adatait felhasználva 9-ben hétfőn szignifikáns negatív, kedden szignifikáns pozitív hozamokat tapasztalt. 17 országban pedig kifejezetten nagy pozitív pénteki változásokat észlelt.

➤ **A Kisvállalat effektus (Small Firm Effect)⁴**

Banz (1981) nevéhez fűződik a kisvállalat-hatás területén elvégzett kutatás, amely az 1936-1975 periódust fogja át. A NYSE-en 50 alacsony kapitalizációjú részvény havi hozamait hasonlította össze az 50 legnagyobb vállalat részvényeivel. A kockázatot is figyelembe vevő hozam (risk adjusted return) a kisvállalatok esetén túlszárnyalta a nagyvállalatokat, körülbelül havi 1%-ponttal.

➤ **A P/E⁵ arány**

Basu (1977) kutatása mutatott rá, hogy az alacsony p/e rátájú vállalatok jobban teljesítettek, mint azok, akiknek magasabb ez a rátájuk. 1956-71 között 1400 vállalat részvényeit elemezve az alacsony p/e-jű papírok éves szinten 7%-ot vertek a magas p/e-jű papírokra. Basu szerint ezek az anomáliák lehetőséget adtak abnormális hozamok realizálásához.

² Az év hónapjai – Month of the Year – MOY néven is említik

³ A hét napjai – Day of the Week – DOW néven is említik

⁴ Méret hatás – Size Effect néven is említik

⁵ Price/Earnings, azaz ár(folyam)/jövedelem

➤ **A részvényárak túlreakciója / alulreakciója a jövedelem-bejelentésekre**

DeBondt és Thaler (1985) cikkükben a NYSE 1926-1982 közötti adatait vizsgálják, és arra keresik a választ, valóban túlreagálják-e a befektetők a különböző bejelentéseket és drámai változásokat. Két hipotézisük a következő:

1. Az extrém mozgásokat egy ellentétes irányú visszarendezés fogja követni.
 2. Minél nagyobb volt a túllövés, annál nagyobb lesz az utólagos visszaigazodás is.
- A részvényeket 2 portfolióba sorolják attól függően, hogy a vizsgálat kezdő időpontját (t_0) megelőző 36 hónapban milyen volt a teljesítményük. Így alakul ki 2 portfolió: Győztesek és Vesztesek (Winners and Losers). Ennek e két portfoliónak a t_0 időpont utáni teljesítményét összehasonlítva azt kapták: 19,6%-ponttal verik a piacot a korábbi vesztesek, a győztesek pedig alulteljesítenek, kb. 5%-ponttal. Ezek az eredmények a túlreagálás tényét erősítik meg. Aszimmetrikus az eltérés: a vesztesek jobban eltérnek az átlagtól (felfelé) mint a győztesek (lefelé). A két portfolió közötti különbség főleg a 2. és 3. évben volt számottevő. Felmerül, hogy figyelembe kellene venni a bétákat. A béták különbsége nem hogy gyengíti, de erősíti az eredményeket. A korábbi győzteseknek nagyobb az átlagos bétája, így a korábbi vesztesek hozama úgy magasabb, hogy közben kevésbé kockázatosak! Megállapítják, hogy a korábbi vesztes portfolióknál erős január effektus található, és a többlethozam nagyobb része januárban realizálódott. Ez a jelenség november-decemberi veszteséggel párosul. A korábbi winnerek esetén ez a szezonális sokkal kisebb és ráadásul ellentétes irányú.

➤ **Standard & Poor's Index Hatás**

Shleifer (1986) arra a jelenségre lett figyelmes, hogy amint egy részvény S&P indexbe való bekerüléséről döntenek, a részvényárfolyam hirtelen, átlagosan 3%-kal nő. Ez a jelenség ellentmond a hatékony piacoknak, mivel az indexbe való bekerülésnek semmilyen racionális indokkal alátámasztható hatása nincs magára a vállalatra.

➤ **Új kibocsátások (IPO)**

Ritter (1991) dokumentálta azt a jelenséget, ami az új kibocsátású részvényekhez fűződik. 1975-1984 közötti periódus alatt 1526 új kibocsátást vizsgált. Amennyiben a befektető a kibocsátás napjának végén vásárolt ezekből a részvényekből, akkor hosszú távon a piacihoz képest alacsonyabb hozamot tudott elérni. Ez az alulteljesítés iparág szerinti, kapitalizáció szerinti bontásban is érvényes, és számos különböző benchmark esetén is megfigyelhető volt.

Rhee (2002) is hasonló eredményekről számolt be. 1990-2001 közötti adatokat kutatva megfigyelte, hogy a kibocsátás napján jellemzően megugranak az árak, (átlagosan 24,19%-kal!), de e nap *záróárán* való vásárlás esetén rosszabb eredményt érnek el a befektetők, mintha a piaci portfolióba fektettek volna. A szerző ezt a jelenséget azzal magyarázza, hogy egyrészt az a vállalat megy a tőzsdére, amelyik túlértékelt (hiszen alulértékelt részvényt nem érné meg kibocsátani); másrészt a kibocsátás előtti vállalati adatokat sokszor kozmetikázzák, például bizonyos költségek elkönyvelését elhalasztják. Indokként felmerül, hogy a szétaprózott tulajdonosi struktúra esetén csökken a kontroll, és nem ösztönöz olyan jó teljesítményre, mint mikor még egy kézben volt a vállalat.

➤ **Zárt végű alapok**

A zárt végű alapok olyan pénzügyi instrumentumok, melyet egy adott napon, adott mennyiségben kibocsátanak, majd másodlagos kereskedése a tőzsdén történik. Ellentétben a nyílt végűekkel, ezeket nem lehet minden nap jegyezni és eladni, továbbá nem kötelezően az "egy papírra jutó nettó eszközértéken" cserélnek gazdát. Az árfolyamot a kereslet és a kínálat határozza meg, és ez sokszor félrearázáshoz vezet. Malkiel (1977) megállapítja, hogy a zárt végű alapok papírjaival a nettó eszközértékükhöz képest diszkontált árfolyamon kereskednek, ami teljesen ellentétes a hatékony piacokkal. 1970-1990 között az átlagos diszkont 5 és 20% között mozgott.

➤ **Az időjárás**

Talán már felkeltette az olvasó figyelmét, hogy mi köze lehet az időjárásnak a tőzsdéhez. Nos a napsütés kedvező hatásai közé sorolhatjuk azt is, hogy jobb kedvünk lesz tőle. Ez a jókedv és optimizmus a tőzsdén is megmutatkozik – állapítja meg Shumway (2001) cikkében. 26 ország 1982-1997 közötti adatait vizsgálva megfigyelte, hogy szinte minden országban pozitív korreláció volt a napsütés és a pozitív napi hozam között. Érdekes, hogy a hó és az eső nem befolyásolják az árakat. Saunders (1993) a NYSE hozamairól látta be, hogy azok inkább negatívak, ha felhős az ég.

A fenti anomáliák közül dolgozatomban a január effektus illetve a hétfő effektus jelenlétét kutatom. Nem csak a jelenlétük, de az okok feltárása is vizsgálat tárgyát képezi.

Magyarázatok az anomáliákra

A január effektus kialakulására számos **magyarázat** született a szakirodalomban. Az alábbiakban lássuk, mit is takarnak ezek magyarázatok, valamint a szakirodalomban milyen vizsgálatok születtek ezek helytállóságáról!

1. Az **adó-csökkentés** céljából történő eladás (**Tax-Loss Selling**) felmerül lehetséges indokként azokban az országokban, ahol van árfolyamnyereség-adó. Ekkor előfordulhat, hogy a befektetők az év végén a legrosszabbul teljesítő részvények közül eladnak valamennyit, hogy így veszteséget realizáljanak, és az adóalapjuk csökkenjen. Január elején hasonló áron visszavásárolják ezeket, így a felmerülő tranzakciós költségek és a drágább visszavásárlás ellenére pénzt tudnak megtakarítani. Az adócsökkentést mint lehetséges magyarázatot vizsgálják az alábbi szerzők. Összehasonlítják az árfolyamnyereség-adó melletti és anélküli hozamokat térben és időben, nagyon különböző eredményekre jutva:
 - a. Henke (2001) a lengyel tőzsde havi átlaghozamait elemzi. Az adóhatás mellett szól, hogy nem talált szignifikáns naptár-hatást, Lengyelországban a vizsgált időszakban ugyanis nincs árfolyamnyereség-adó. A Tax-loss selling hipotézist erősíti az is, hogy amikor 1986-ban az USA-ban eltolták az adóév végét októberre, szignifikáns november-hatást találtak. [Bhabra, Dhillon, Ramirez (1999).]
 - b. Arsad és Coutts (1997) Londoni Tőzsde 60 évre visszamenő adatait vizsgálva, arra a következtetésre jutott, hogy az árfolyamnyereség-adó 1965-ös bevezetését követően jelent meg szignifikánsan a januári többlet a hozamokban. Figyelemre méltó ugyanakkor, hogy 1965 előtt az áprilisi hozamok voltak kimagaslóak.
 - c. Jones és szerzőtársai (1987) szintén az amerikai piacot vizsgálják 1871 és 1938 között. A hozamokat a „Cowles Industrial Data” alapján számolják. Bár nem szignifikánsan, de a január-hatás *nőtt* az adó 1918-es bevetése után, még érdekesebb azonban, hogy a hatás jelenlétét már az adó 1918-as bevezetése *előtt* észlelték. A Dow Jones indexre is elvégzik ugyanezt a kutatást, itt azonban nincs szignifikáns eltérés a havi hozamok között, megerősítve ezzel, hogy a hatás inkább a kisvállalatokat jellemzi.

2. A **kirakat-rendezés (Window-dressing)** mint lehetséges magyarázat azt mondja ki, hogy az alapok kezelői a rosszul teljesítő részvényeket év végén eladják, majd januárban jól teljesítőkkel helyettesítik, hogy a beszámolóikban (azaz a kirakatban) kedvezőbb képet mutassanak magukról, nevezetesen, hogy a pénzt a sztár-papírokba fektették.
3. Egyes szerzők az eltéréseket azzal magyarázzák, hogy az alkalmazottak januárban tudják az év végi **prémiumokat** befektetni, ezzel felhajtva az árakat. Véleményem szerint ez az állítás nem állja meg a helyét, mivel a piacra a magánszemélyeknél nagyobb befolyással vannak az intézményi befektetők, akiknek nincs pluszpénzük év végén.
4. Az **információk egyenetlen eloszlására** hivatkozik Babalan (1995). A török piac 1988-93 közötti adatait elemezve a júniusban, szeptemberben és januárban talál szignifikáns pozitív hozamot. Különösen meglepő, hogy ezek közül is a január a legmagasabb, noha nincs árfolyamnyereség-adó. A júniusi és szeptemberi felfutásokat azzal magyarázza, hogy mivel a negyedéves jelentések ezt követően, júliusban és októberben látnak napvilágot, a pozitív eredményekre spekulálók okozzák a magas hozamot, (októberben és júliusban csökkenés következett be a hozamokban). Felmerül, hogy akkor március és április kapcsán miért nem figyelhető meg hasonló összefüggés. A szerző véleménye szerint a március-április táján tartott éves közgyűlések visznek zavarokat az adatokba.
5. A **bennfentesekkel szembeni kereskedés (Trading against insiders)** magasabb kockázattal jár, ezért kockázati prémiumot várunk el. E feltevés szerint a bennfentes információval rendelkező érintettek decemberben eladnak, januárban vesznek, így aki velük ellentétesen kereskedik, magasabb profitot vár el, ami a január effektusban jelentkezik.
 - a. Seyhun (1988) az amerikai piacot (NYSE és AMEX) elemzi 1975 és 1981 között. A vállalatokat méret szerint 5 csoportba osztja, ahol az 1-es a legkisebb. A januári hozamok az 1-4-es csoportnál szignifikánsan pozitívak (különösen a kisvállalatok esetén), így arra keresi a választ, hogy ez összefüggésben áll-e a bennfentes kereskedelemmel. Megállapítja, hogy a kisvállalatok esetében a

bennfentesek januárban és decemberben is jellemzően *vásároltak* (decemberben többet), ugyanakkor a nagy vállalatoknál mindkét hónapban *eladtak*, decemberben többet. Konklúzióként levonja, hogy a január effektus nem adódhat az insiderekkel szembeni kereskedéstől elvárt prémiumból. Levonható ugyanakkor a következtetés: a kisvállalatok bennfentesei decemberben vásárolnak, eladásait pedig januárra halasztják, hogy meglovagolják az év végi felfutást, míg a nagyvállalatok bennfentesei jelentős eladásai decemberben inkább adó-optimalizáció miatt történnek.

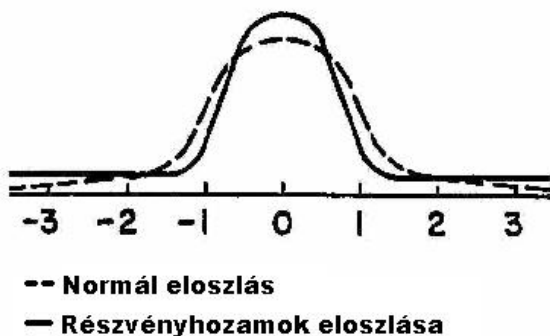
Módszertan

A piac hatékonysága – gyenge értelemben – azt fejezi ki, hogy a *historikus adatok* elemzésével nem lehet többletinformációra szert tenni, és evvel magasabb nyereséget elérni.

A szakirodalomban alkalmazott módszerek alaposabban kerülnek bemutatásra az alábbiakban. Fama (1965) cikke meghatározó volt a témában. Arsad és Coutts (1997) tanulmányát a dummy változók használata miatt tartom említésre méltónak. Végül Andor és társai (1999) értekezése a magyar vonatkozások miatt érdekes.

1. **Fama** (1965) arra keresi a választ, hogy múltbeli historikus adatokból tudunk-e következtetéseket levonni a jövőre nézve, ahogy azt a „charstisták” állítják, vagy valóban a „véletlen bolyongás” hipotézis állja-e meg a helyét.
 - a. A gyakoriságok eloszlását vizsgálva arra jutott, hogy azok a **normális eloszláshoz** hasonlóan alakulnak, de a szélsőséges értékeket, és a centrális értékeket gyakrabban veszik fel. A normális eloszlástól való eltérés két lehetséges magyarázata – nevezetesen az „eloszlások keveréke” és a „nem stabil paraméterek” – is elemzésre kerül cikkében. Az „eloszlások keveréke” abból indul ki, hogy a hét munkanapjai, valamint a péntek és hétfő között bekövetkezett változások az eltelt napok miatt más-más eloszlást követnek. Fama hétköznapi és hétvégi hozamokat külön vizsgálva arra jutott, hogy ezek nem különböznek szignifikánsan egymástól. A „nem stabil paraméterek” elve azt mondja ki, hogy a különböző időszakokban más várhatóértékkel és más szórással kell számolnunk. Fama 2 10éves periódust hasonlított össze, de a hozamok viselkedése nem mutatott eltérést. Mindezek alapján elfogadja, hogy

a loghozamok normális eloszlástól Mandelbrot hipotézisnek megfelelően térnek el. A hozamok eloszlása az alábbi módon tér el a normálistól:



1. ábra Empirikus és normál eloszlás összehasonlítása, Fama (1965)

- b. **Az eloszlás stabilitása** kapcsán az eloszlás α paraméterét 3 módszerrel vizsgálva megállapítja, hogy az közel van 2-höz, de nem 2, hanem kevesebb.⁶
- c. **A függetlenség vizsgálatánál** 3 különböző megközelítést alkalmaz. A korrelációs, a „Runs Test”, és az Alexander filter technika. A napi hozamok és az azt megelőző 1-10. napon mért hozamok között korrelációt elemezve a kapott értékek alacsonyak, pozitív és negatív hasonló arányban fordul elő. Az előző napi hozammal összehasonlítva 11 részvélynél szignifikáns pozitív eredményt kapott, ugyanakkor még ez is érdektelenül kicsi egy befektető számára. Hosszabb időtávot vizsgálva (4/9/16 napos hozamot az előző 4/9/16 nappal összehasonlítva többnyire negatív, de kis abszolút értékű eredményeket kapott. A „Runs Test” azt méri, hogy a hozamokban hányszor történt előjelváltozás. A szerző részvényhozamokban történt előjelváltozást hasonlítja egy normál eloszlás esetén várható előjelváltozások számához. Vizsgálódások eredménye: a részvényhozamok előjelváltozása (az egy napos, és a 4 napos hozamokat tekintve is) kissé kevesebbszer fordult elő, mint azt egy normál eloszlás esetén várnánk. A különbség azonban kicsi: az átlag napi hozamai esetén: 759,8 helyett 735,1-szer, a 4, 9, és 16 napos kumulált hozamok tekintetében pedig a várttal majdnem megegyező számú

⁶ Az alfa 2-nél kisebb értéke a Var (Value at Risk) számítása során, annak alkalmazhatósága miatt fontos. Az alfa értéke nagyban befolyásolja, hogy a Var-t túllépő veszteségek hogyan alakulnak, mennyire nagyok a veszteségek.

előjelváltás volt megfigyelhető. Így tehát megállapítható, hogy ha van is kismértékű összefüggés a hozamok között, az nem kiaknázható. Ugyanakkor egy befektetőt nem a hatékonyság statisztikai oldala és az eredmények szignifikanciája érdekel, hanem hogy ő tud-e extraprofitra szert tenni. Az Alexander szűrőtechnikáját vizsgáló teszt éppen arra irányul, hogy ezzel a stratégiával meg lehet-e verni a piacot. *[Alexander szűrőtechnika: Ha a napi záróár legalább x %-ot megy fel, vásárolj, majd tartsd addig, míg egy bizonyos magasságról lefelé megy x %-ot, ekkor add el, és végy fel short pozíciót!]* Alexander stratégiája már nem veri a „vedd és tartsd” politikát, amint számításba vesszük a tranzakciós költségeket és az osztalékot, nem is beszélve arról, hogy az Alexander által hipotetikusán meghatározott részvényárfolyamokon nem is biztos, hogy tudunk kereskedni.

- d. Nagy ugrások összefüggéseit kutatva megfigyelte, hogy a nagy ugrásokat gyakrabban követik nagy ugrások, de véletlen irányban.

2. **Arsad és Coutts** (1997) a Londoni Nemzetközi Tőzsde adatait 60 éves perspektívában dolgozták fel, azt kutatva, hogy **van-e eltérés a napi átlaghozamokban** a hét különböző napjain, illetve az év különböző hónapjaiban.

Módszertanuk a **hétfő-péntek effektus** esetén a következő:

$$R_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \varepsilon_t$$

Ahol R_t a napi loghozam, D_{1t} dummy változó, vagyis 1 értéket kap, ha t hétfőre esik, 0-t, ha a hét többi napjára. Tesztjük arra vonatkozott, hogy az α -együtthatók különböző értékeket vesznek-e fel.

Arra az eredményre jutottak, hogy a napi átlaghozamok – 99%-os szignifikancia szinten – valóban eltérnek egymástól, melyekből a hétfői volt negatív (-0,129), a hét többi napján pozitív, ezek közül is pénteken a legmagasabb (+0,074).

Az év **különböző hónapjainak** napi átlaghozamát hasonló módon vizsgálták

$$R_t = \beta_1 M_{1t} + \beta_2 M_{2t} + \beta_3 M_{3t} + \beta_4 M_{4t} + \beta_5 M_{5t} + \beta_6 M_{6t} + \beta_7 M_{7t} + \beta_8 M_{8t} + \beta_9 M_{9t} + \beta_{10} M_{10t} + \beta_{11} M_{11t} + \beta_{12} M_{12t} + \varepsilon_t$$

Ahol R_t a napi loghozam, M_{1t} dummy változó, vagyis 1 értéket kap, ha t januárra esik, 0-t, ha az év többi hónapjára, stb.

Amennyiben a β értékei különböznek, az a „naptár-effektus” jelenlétére enged következtetni.

Vizsgálatuk eredménye a következő:

99%-os szignifikancia szinten pozitív januári hozamot figyeltek meg (+0,104), ugyanakkor a decemberi hozam is pozitív volt (+0,071), 95%-os szignifikancia mellett.

Konklúzióként levonhatjuk, hogy a londoni piacon ezek a hatások jelen vannak, ugyanakkor a tranzakciós költségek miatt kiaknázásuk nem valószínűsíthető.

3. **Andor György, Ormos Mihály és Szabó Balázs** (1999) több módszerrel vizsgálták a hatékonyságot, a Budapest Értéktőzsde 1991 január és 1999 június közötti adatait felhasználva.

- a. A **napi hozamok közötti autokorrelációt** elemezték, vagyis, hogy a tegnapi hozamból tudunk-e következtetni a maira. (A napi hozamokat korrigálták az esetleges osztalékhozammal). A kapott korrelációs együtthatók mind az egyes részvények, mind az átlag tekintetében nagyon kicsik, pozitív és negatív értékek egyaránt találhatóak közöttük. A megelőző 5, illetve 10 napra vonatkozó korreláció hasonlóan alacsony értéket mutatott.
- b. A Fama cikkében már említett „**Runs Test**”-et is alkalmazták szerzők. A vizsgálódások eredménye: a részvényhozamok előjelváltozása (az egy napos, és a 4 napos hozamokat tekintve is) ritkábban fordult elő, mint azt egy normál eloszlás esetén várnánk. A különbség azonban itt is kicsi: a napi átlaghozamok esetén: 558,74 helyett 497-szer.
- c. A **különböző részvényhozamok közötti keresztkorreláció** vizsgálata a következő:

$$r_{i,t} = a + br_{j,t-1-T} + e_{ij}$$

ahol a és b konstansok

$r_{i,t}$ az i-edik részvény hozama t-edik napon

$r_{j,t-1-T}$ az j-edik részvény hozama a t-1-T napon

T 0 vagy pozitív egész szám

e_{ij} 0 várható értékű véletlen változó

Kutatásuk eredményeként 0-közeli keresztkorrelációs értékeket kaptak, az MSCI indexszel összehasonlítva viszont alacsony pozitív eredményre jutottak,

amelyet magyaráz, hogy az Egyesült Államokbeli „tegnap” már nagyon közel van időben a hazai „mához”.

- d. A **keresztkorrelációt a hozamok és a kereskedés mennyisége** között inszignifikánsan kicsinek találták.
- e. A **naptár effektus** tekintetében az 1991-1994 időszakban januárban, ugyanakkor az 1995-1999 időszakban már decemberben mérték a legmagasabb átlaghozamot.
- f. A **„hétfő-péntek” effektus** jelenlétét egyáltalán nem tapasztalták. Figyelemre méltó ugyanakkor, hogy a vizsgált időszak egészében a csütörtöki hozamok voltak jellemzően negatívak.

Az eredmények összességében megerősítik a nem-előrejelezhetőség hipotézisét, és alátámasztják a magyar piac hatékonyságát.

A fenti – hatékonyságot tesztelő – módszerek közül kutatásom a napi hozamokra irányul, mely során

- ⊕ A hét napjainak
- ⊕ Az év hónapjainak

a hozamra gyakorolt hatásait elemzem.

3. Saját kutatás

Az adatok

Kutatásom során azt vizsgáltam, hogy a magyarországi tőkepiacon mennyire valósul meg a hatékonyság. A magyar piacon csak kevés megfelelően likvid papír van, s ezek közül se volt mind kezdettől jelen a tőzsdén, megfelelőbbnek találtam az indexet vizsgálni. Következésképpen Bux index napi záróértékeit elemeztem az 1991. január 1 - 2004. december 31. időhorizonton. A hozamokat a logaritmikus hozamszámítás alapján képeztem:

$$r_t = \ln(P_t/P_{t-1}), \text{ ahol:}$$

r_t : loghozam a t-edik napon

P_t : Bux záró értéke a t-edik napon

P_{t-1} : Bux záró értéke a t-1-edik napon

A Bux tükrözi az osztalékkal elérhető bevételeket.

Az adatok részletes elemzése előtt vessünk egy szempillantást a BUX alakulására.

Bux napi záró értéke 1991-2004

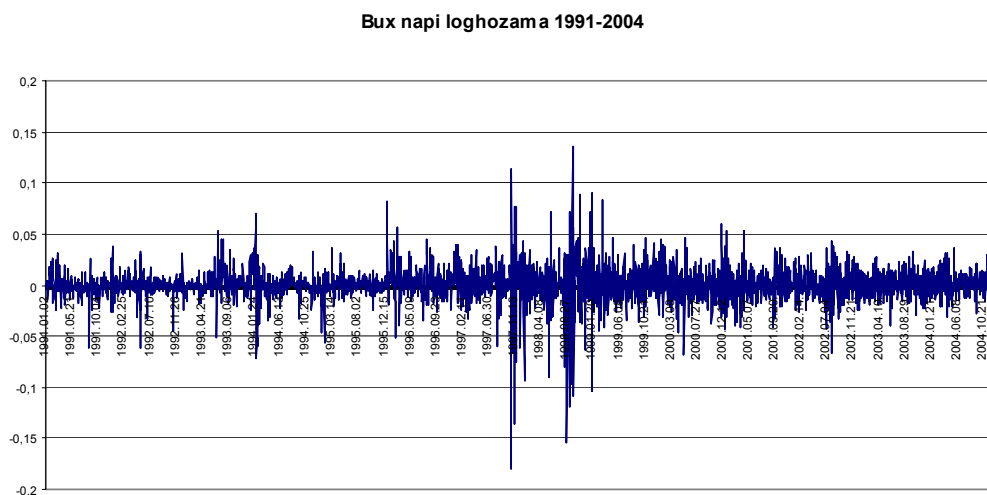


2. ábra

Jól megfigyelhető az exponenciális trend. Látható, hogy kezdeti években elég stabil volt az árfolyam. Ebben az időben még az egész tőkepiac fejletlensége volt jellemző. A középső szakaszt gyors felfutás, majd esés jellemzi. Ekkorra már a forgalom is megnőtt a

BÉT-en. Az 1998 nyári nagy krach-ot az orosz piac összeomlása idézte elő, ugyanakkor a magyar piac viszonylag hamar újra magához kért. 2000-es évek elején az amerikai gyengélkedés a Bux-on is éreztette hatását, ellenben az utóbbi 2 évben ismét dinamikus növekedésnek lehettünk szemtanúi.

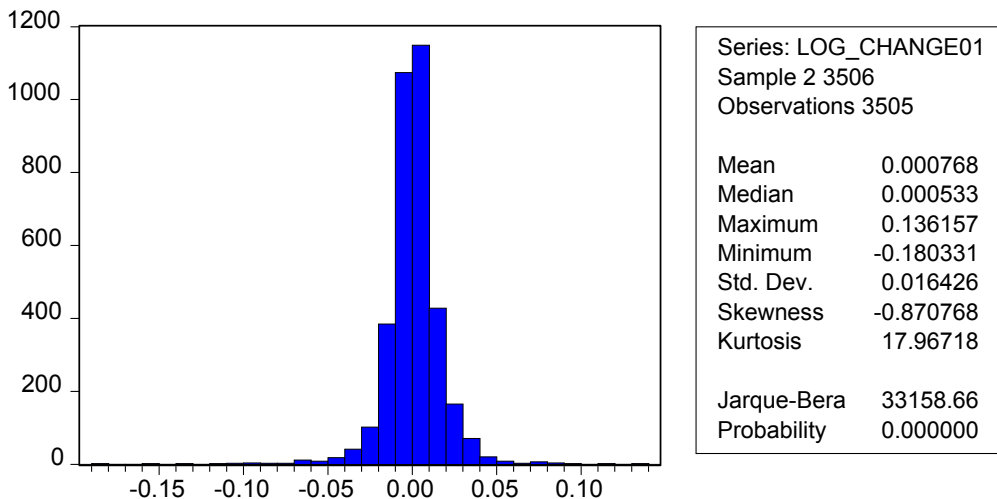
A loghozamok alakulását is érdemes megnézni. A középső szakaszban jelentősen megnőtt a volatilitás. Jellemző az is, hogy nagy kiugrást nagy kiugrás követ. A volatilitás az utolsó néhány évben alacsonyabb lett, ugyanakkor még mindig magasabb, mint az első 5 évben.



3. ábra

Mint azt Fama (1965) cikke nyomán is olvashattuk, a loghozamok eloszlását vizsgálva a normálistól jellemzően úgy térnek el az értékek, hogy a 0 körül tömörülnek, így itt csúcsosabb az eloszlás. Majd a szélek felé haladva a normális eloszlás alatt halad a tényleges. Az extrém értékek tekintetében viszont az figyelhető meg, hogy míg 3 szigmán túl a normális eloszlás esetén már nincs élet, addig a tőzsei hozamok alkalmanként kívül esnek a 3 szigma tartományon. Ezt a jelenséget a vastag szélek névvel illetjük. A hozamok eloszlását mutató ábrán látható, hogy valóban a 0 körül csoportosulnak az értékek, de a szakirodalomban megfigyelt „vastag szélek” jelenség itt is jelen van. Vagyis a hozamok eloszlása már ránézésre sem normális.

A napi loghozamok eloszlása 1991. január 1. - 2004. december 31.

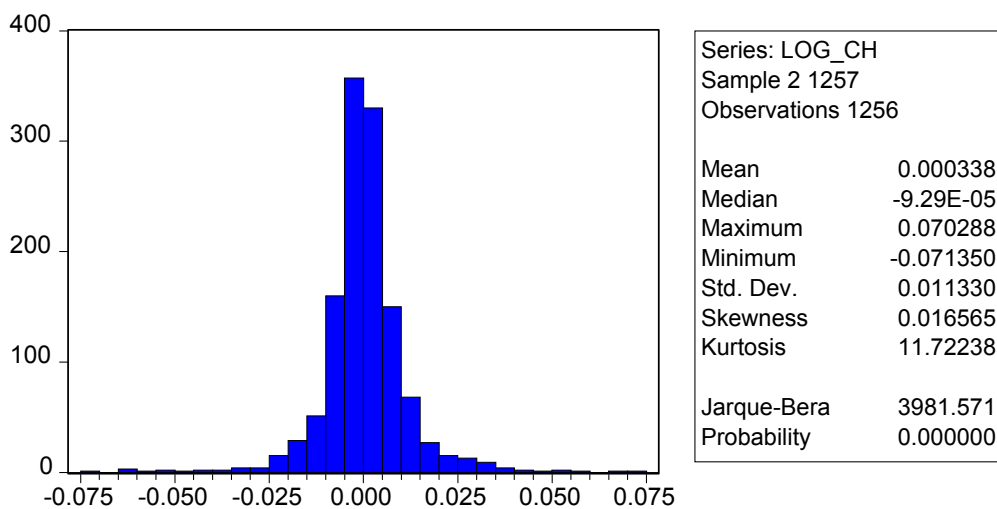


4. ábra

A loghozamok eloszlását érdemes időben több részre bontva is megvizsgálni.

Az alábbiakban azt vizsgáltam, hogy egyes időszakokban hogy alakult a hozamok eloszlása. (Figyeljünk rá, hogy az x tengelyen a skála nem azonos!)

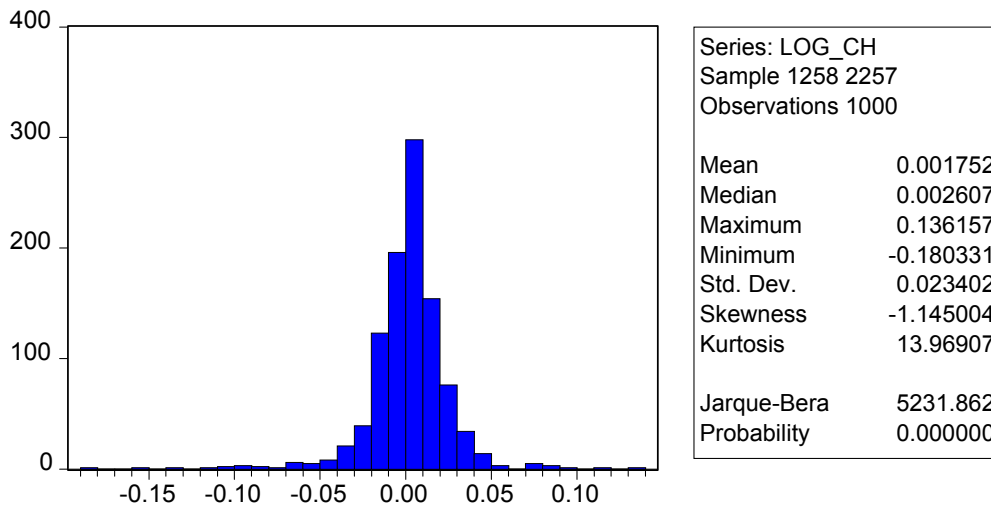
1991 január 1. - 1995. december 31.



5. ábra

Az első időszakban Fama megfigyeléseivel összecsengően a 0 körül csoportosulnak az értékek. A 3 szigma tartományon túl (0,0339) is előfordulnak értékek.

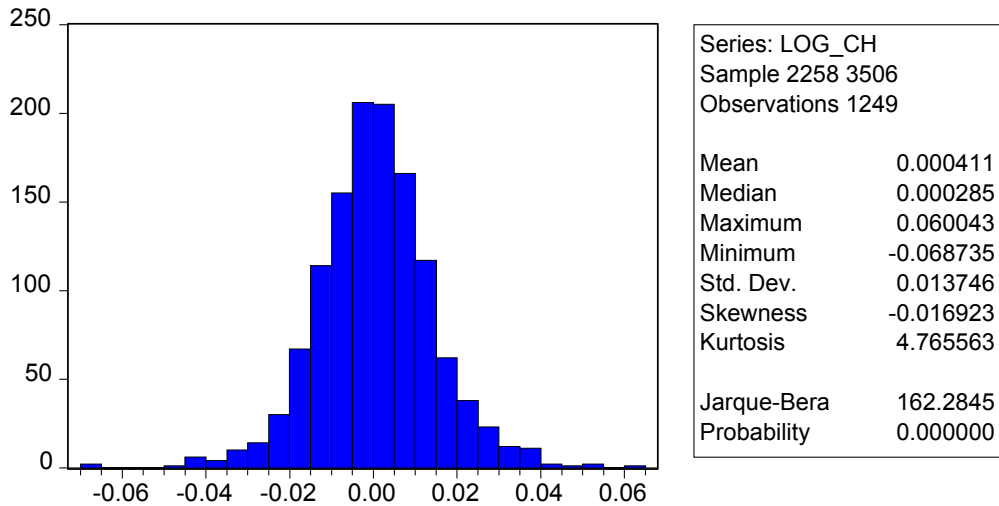
1996. január 1. – 1999. december 31.



6. ábra

A középső szakaszban még drámaibb volt a helyzet, a 0-tól nagyon messze is található értékek. Noha itt nagyobb a volatilitás, így a 3 szigma tartomány is szélesebb (0,0702), mégis nagyon sok extrém érték található, és a hisztogram alakja is igen csúcsos.

2000. január 1. – 2004. december 31.



7. ábra

A harmadik szakaszban már megnyugtatóbbak az eredmények, ránézésre is sokkal normálisabbnak tűnik az eloszlást. A 3 szigmán túl előfordulnak értékek, de ritkábban és nem olyan „messze”. A kurtózis 4,77-es értéke azonban azt mutatja, hogy – bár javultak az eredmények – még mindig nem tekinthetjük normálisnak az eloszlást.

A szakirodalom ismertetése során a hatékonyság tesztelésének bő eszköztárát ismerhettük meg. Dolgozatomban a szezonális anomáliák keresésére koncentrálok. A legfontosabb korábban megfigyelt szezonális mintázatok: a hétfő-péntek, és a január-december effektus, ezeket vizsgáltam a BÉT-en.

A hét napjai (DOW) hatás

A hét napjainak hozamait dummy változók segítségével hasonlítottam össze:

$$r_t = c_1 D_{1t} + c_2 D_{2t} + c_3 D_{3t} + c_4 D_{4t} + c_5 D_{5t} + \varepsilon_t, \text{ ahol:}$$

r_t : loghozam a t -edik napon

D_{1t}, D_{2t}, \dots : dummy változó, azaz D_{1t} 1-et vesz fel, ha t hétfőre esik, és 0-t, ha nem hétfőre..

Azt vizsgáltam, hogy a c_1, c_2, \dots együtthatóra kapott értékek szignifikánsan különböznek-e nullától.

Felmerül, hogy a hozamoknak van trendje, és konstans is kellene bevenni a változók közé. Azonban vegyük figyelembe a következőt: ha dummy változókkal dolgozunk, amelyek vektora a következő: $[1, 0, 0, 0, 0]$; $[0, 1, 0, 0, 0]$... stb., akkor konstans változó alkalmazásával a rendszer lineárisan összefüggő lesz, és több megoldás található. A teljes multi-kollinearitás megjelenése tönkreteszi a modellt. Így két lehetőség közül választhatunk:

- ✦ Teszünk konstans a modellbe, de ekkor az egyik napot ki kell hagynunk, hiszen az kifejezhető a többi lineáris kombinációjaként.
- ✦ Minden napnak lehet együtthatója, de nem szerepel konstans a modellben.

A második variációt választottam a következők miatt:

- ✦ Jobb értelmezhetőség, hiszen minden nap kap együtthatót.
- ✦ Szakirodalomban is erre találtam példát: **Arsad és Coutts (1997)**
- ✦ Egy nap hozama elég közel van 0-hoz, így a trend 0-közeli. Hiszen ha éves szinten 20% volt a loghozam, akkor a napi csak $20/250 = 0,08\% = 0,0008$.

A teljes minta elemzésének eredményei az alábbi táblázatban láthatók:

1991 január 1. – 2004 december 31.

1. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.001408	0.000631	2.229737	0.0258	**
C(2)	0.000421	0.000615	0.683424	0.4944	
C(3)	0.000737	0.000618	1.192657	0.2331	
C(4)	0.000238	0.000617	0.385625	0.6998	

C(5)	0.001057	0.000622	1.700250	0.0892	*
R-squared	0.000642	Mean dependent var	0.000768		
Adjusted R-squared	-0.000500	S.D. dependent var	0.016426		
S.E. of regression	0.016430	Akaike info criterion	-5.378027		
Sum squared resid	0.944772	Schwarz criterion	-5.369237		
Log likelihood	9429.992	Durbin-Watson stat	1.809371		
F-statistic	0.562103				

A kapott eredmények különböző szignifikanciaszint mellett értelmezhetők, így a * ok jelentése:

*** : szignifikáns 1% mellett

** : szignifikáns 5% mellett

* : szignifikáns 10% mellett

Az 1991-2004 közötti adatok 3506 megfigyelésre vonatkoznak. A napok hozamait vizsgálva valóban a hétfő és a péntek hozamai szignifikánsan eltérnek nullától (5, illetve 10%-os szignifikanciaszint mellett). A szakirodalomban megfigyelt hétfő-péntek hatás pénteki pozitív, hétfői negatív hozamot takar, ezzel szemben a magyar piacon éppen a hétfői hozam a legmagasabb. Figyelemre méltó, hogy a többi nap hozama is pozitív, bár ezek nem szignifikáns értékek. Ugyanakkor azt sem szabad elfelejtenünk, hogy a rendszerváltást követő években igen magas volt az infláció, így a nominál értékben vett hozam reálértékben negatív is lehet.

Körülbelül 1997-től volt komolyabb a forgalom a BÉT-en, így indokoltnak találom a mintát 2 részre bontani: 1991-1997 és 1998-2004 közötti időszakokra. A második időszakban a BÉT-en forgalmazott papírok száma is magasabb volt. Mindezek alapján azt várhatjuk, hogy a második szakaszban hatékonyabb volt a piac.

A 2 időszakra külön-külön számolt paraméterek az alábbiak szerint alakultak:

1991 január 1. – 1997 december 31.

2. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.001267	0.000793	1.597543	0.1103	
C(2)	0.000779	0.000776	1.004324	0.3154	
C(3)	0.001953	0.000783	2.495204	0.0127	**

C(4)	0.000517	0.000777	0.665301	0.5059	
C(5)	0.001390	0.000783	1.776169	0.0759	*
<hr/>					
R-squared	0.001110	Mean dependent var		0.001183	
Adjusted R-squared	-0.001170	S.D. dependent var		0.014656	
S.E. of regression	0.014664	Akaike info criterion		-5.603956	
Sum squared resid	0.376970	Schwarz criterion		-5.588393	
Log likelihood	4930.877	Durbin-Watson stat		1.665682	
<hr/>					
F-statistic	0.486879				

1998 január 1.- 2004 december 31.

3. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001552	0.000985	1.575246	0.1154
C(2)	6.05E-05	0.000956	0.063334	0.9495
C(3)	-0.000464	0.000957	-0.485226	0.6276
C(4)	-4.31E-05	0.000958	-0.044973	0.9641
C(5)	0.000721	0.000968	0.744330	0.4568
<hr/>				
R-squared	0.001501	Mean dependent var		0.000350
Adjusted R-squared	-0.000792	S.D. dependent var		0.018027
S.E. of regression	0.018034	Akaike info criterion		-5.190278
Sum squared resid	0.566531	Schwarz criterion		-5.174635
Log likelihood	4538.708	Durbin-Watson stat		1.906013
<hr/>				
F-statistic	0.654737			

Valóban megfigyelhető, hogy a kezdeti időszakban 2 napon is szignifikáns pozitív hozam volt jellemző. Itt azonban a szerdai nap volt a nyerő, majdnem 1%-os a szignifikancia szint. A pénteki hozam (10%-os szignifikancia mellett) a „DOW” hatásnak megfelelően pozitív. Figyelemre méltó, hogy a hétfői hozam a „DOW” hatásra rácsafolva pozitív, (bár nem szignifikáns).

1998 után, a stabilizálódó gazdaság jelei már a börzén is megmutatkoznak. Egyik nap hozama sem különbözik szignifikánsan 0-tól, ilyen értelemben a piac *hatékony* lett. Ráadásul már vannak negatív átlaghozamú napok is. (Ekkor már alacsonyabb az infláció, így az alacsonyabb nominál hozamok nem feltétlenül jelentenek rosszabb befektetési lehetőséget azoknak, akik a tőzsdén fialtatják pénzüket.)

Ugyanakkor Magyarország nem él autarchiában, így a borszére az ország saját gazdasági teljesítményén kívül nagy hatást gyakorol a nemzetközi helyzet is.

A korábban már bemutatott ábrán jól látható, hogy 1997-1999 között nagyon megnőtt a volatilitás. Mind pozitív, mind negatív irányban óriási kilengések voltak tapasztalhatók. +13,6% és -18,03% értékű napi hozamokat is mértek, ami normális eloszlások esetén szinte lehetetlen eseménynek számít, hiszen 8 szigmánál is nagyobbak. Erre az időszakra tehető az orosz válság, (amely különösen a magyar gyógyszercégeket sújtotta), majd az Ázsiai Kistigrisek is elkezdtek gyengékedni. 1991-1995 között egyenletes növekedés tapasztalható, 2000 után volt ugyan visszaesés, de a volatilitás mérséklődött. A fenti kilengések tehát feltételezhetően nem a magyar piac hatékonyságbéli hiányának jelei, inkább külgazdasági okokra vezethetők vissza.

Ennek megvizsgálása céljából 3 részre bontottam a mintát:

1991-1995 (5 év)

1996-1999 (4 év)

2000-2004 (5 év)

A kapott eredmények az alábbi táblázatokban olvashatók:

1991 január 1. – 1995 december 31.

4. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000127	0.000729	-0.174204	0.8617
C(2)	0.000560	0.000713	0.785329	0.4324
C(3)	0.000674	0.000715	0.942838	0.3459
C(4)	0.000414	0.000708	0.584459	0.5590
C(5)	0.000109	0.000716	0.151799	0.8794
R-squared	0.000628	Mean dependent var		0.000338
Adjusted R-squared	-0.002568	S.D. dependent var		0.011330
S.E. of regression	0.011344	Akaike info criterion		-6.116242
Sum squared resid	0.160993	Schwarz criterion		-6.095797
Log likelihood	3846.000	Durbin-Watson stat		1.439455
F-statistic	0.196374			

1996 január 1. – 1999 december 31.

5. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.003618	0.001665	2.172792	0.0300	**
C(2)	0.000300	0.001628	0.184146	0.8539	
C(3)	0.003073	0.001644	1.869121	0.0619	**
C(4)	-0.001301	0.001657	-0.785623	0.4323	
C(5)	0.003144	0.001669	1.883215	0.0600	**
R-squared	0.006777	Mean dependent var		0.001752	
Adjusted R-squared	0.002784	S.D. dependent var		0.023402	
S.E. of regression	0.023369	Akaike info criterion		-4.669801	
Sum squared resid	0.543393	Schwarz criterion		-4.645262	
Log likelihood	2339.901	Durbin-Watson stat		1.842198	
F-statistic	1.697292				

2000 január 1. – 2004 december 31.

6. táblázat

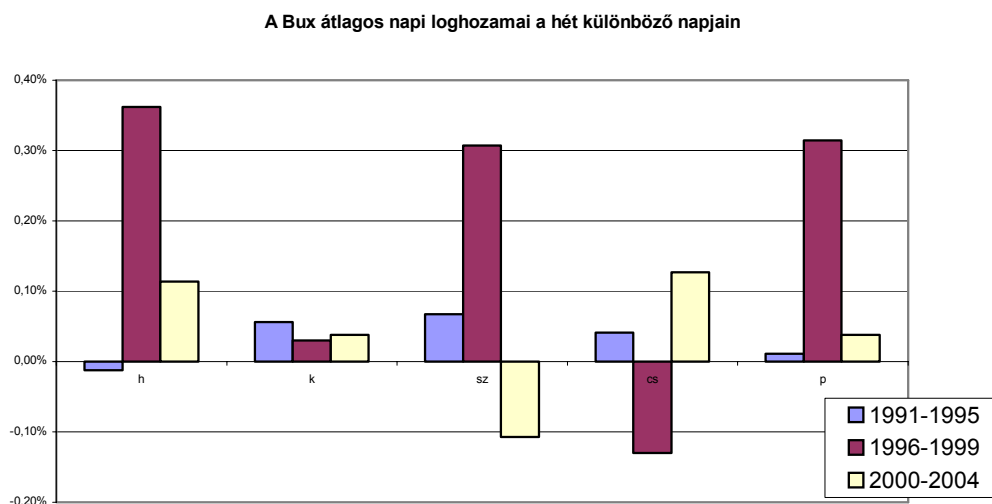
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001140	0.000891	1.279346	0.2010
C(2)	0.000379	0.000862	0.439907	0.6601
C(3)	-0.001071	0.000866	-1.237357	0.2162
C(4)	0.001266	0.000862	1.467936	0.1424
C(5)	0.000377	0.000867	0.434523	0.6640
R-squared	0.003673	Mean dependent var		0.000411
Adjusted R-squared	0.000469	S.D. dependent var		0.013746
S.E. of regression	0.013743	Akaike info criterion		-5.732562
Sum squared resid	0.234958	Schwarz criterion		-5.712025
Log likelihood	3584.985	Durbin-Watson stat		1.969365
F-statistic	1.146491			

Valóban csak a középső időszakban voltak megfigyelhető anomáliák. Szignifikáns hétfői, szerdai, pénteki pozitív hozamok voltak megfigyelhetők. Az 1991-1995 időszakban mindegyik nap hozama 0 körüli volt, a hétfő tér negatív irányba a 0-tól, de ez sem szignifikáns. 2000-2004 között újra nulla körüli hozamok tapasztalhatók, anomáliák nem

figyelhetők meg. Érdekes, hogy itt a csütörtöki hozam a legmagasabb, a szerdai pedig negatív.

Az F-statisztika egyik időszakban sem szignifikáns, de az 1996-1999 intervallumban a legmagasabb, itt súrolja a szignifikancia határát.

A standard hibák értékei is jelentősen eltérnek a 3 időszakban: az 1996-1999 intervallumban hozzávetőleg 2-szer akkora, mint a másik két időszakban.



8. ábra

A grafikon az átlagos napi hozamokat ábrázolja, itt is jól látható, hogy az 1991-1995 időszakban a különböző napok átlagos hozamai 0 körül ingadoznak. 1996 és 1999 között jelentősen megnöttek a hétfői, szerdai, pénteki átlaghozamok. A leginkább negatív hozam is ebben az időszakban figyelhető meg: csütörtökön. 2000-2004 között a napi átlaghozamok ismét 0 körüliek, a melyből szerdai negatív.

A fenti adatokból arra következtettek, hogy a hétfő-péntek effektus nincs jelen a magyar piacon. Megfigyelhető mintázatok ugyan kialakulnak, de ez valószínűleg a külföldi piacok válságaival függ össze. A magyar piac tehát alapvetően hatékony, a hatékonyságot a világgpiaci hatások okozzák.

Outlierek kiszűrésével

A korábbiakban láttuk, hogy előfordultak nagyon kiugró értékek. Az 1991-2004 közötti napi loghozamok szórása: 0,01642559. Normális eloszlás esetén a 3 szigmán túl már „nincs élet”, így outliernek tehát a 3 szigmánál nagyobb, vagy -3 szigmánál kisebb hozamokat tekintettem. A $-4,93\%$ és $+4,93\%$ közötti hozamokat vizsgálva az alábbi eredményeket kaptam:

Outlierek nélkül, 1991 január 1. – 2004 december 31.

7. táblázat

Included observations: 3448

Excluded observations: 57 after adjusting endpoints

LOG_CH_T=C(1)*H+C(2)*K+C(3)*SZ+C(4)*CS+C(5)*P

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.001461	0.000505	2.893869	0.0038	***
C(2)	0.000701	0.000487	1.439161	0.1502	
C(3)	0.001102	0.000491	2.242578	0.0250	**
C(4)	0.000743	0.000492	1.511729	0.1307	
C(5)	0.001346	0.000494	2.725514	0.0065	***
R-squared	0.000525	Mean dependent var		0.001067	
Adjusted R-squared	-0.000636	S.D. dependent var		0.012956	
S.E. of regression	0.012961	Akaike info criterion		-5.852370	
Sum squared resid	0.578337	Schwarz criterion		-5.843459	
Log likelihood	10094.49	Durbin-Watson stat		1.711212	
F-statistic	0.451994				

A táblázat felső sorában látható felhasznált és a kiszűrt adatok száma (Included observations, illetve excluded observations).

Az teljes mintához képest ezúttal alacsonyabb szórás értékeket kaptam, ráadásul magasabb együtt hatókkal, így több nap is szignifikáns. A korábban szignifikáns napok most is erős pozitív együttthatóval szerepelnek (hétfő és péntek, 1%-os szignifikancia mellett), valamint a szerda 5%-os α mellett szintén pozitív.

Ismét ketté bontva a mintát, az alábbi eredményekre jutottam:

Outlierek nélkül, 1991 január 1. – 1997 december 31.

8. táblázat

Included observations: 1731

Excluded observations: 27 after adjusting endpoints

LOG_CH_T=C(1)*H+C(2)*K+C(3)*SZ+C(4)*CS+C(5)*P

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.001446	0.000612	2.365196	0.0181	**
C(2)	0.001100	0.000592	1.857360	0.0634	*
C(3)	0.002249	0.000601	3.743820	0.0002	***
C(4)	0.001167	0.000597	1.956279	0.0506	*
C(5)	0.000941	0.000599	1.571459	0.1163	
R-squared	0.001608	Mean dependent var		0.001383	
Adjusted R-squared	-0.000705	S.D. dependent var		0.011156	
S.E. of regression	0.011160	Akaike info criterion		-6.150142	
Sum squared resid	0.214952	Schwarz criterion		-6.134381	
Log likelihood	5327.947	Durbin-Watson stat		1.380612	
F-statistic	0.695153				

A BÉT első 7 évében a napi hozamok (outlierek nélkül) szinte minden nap szignifikánsak voltak. Érdekes, hogy a szerda maradt a legnyerőbb nap az outlierek kiszűrése után, 1%-os szignifikancia mellett. A pénteki hozam már nem szignifikáns, és az együtthatója is alacsonyabb, ami arra utal, hogy a kiszűrt outlierek között sok volt a pénteki, kiugróan magas érték. Ugyanakkor a csütörtök most már szignifikánsan pozitív, az együtthatója 2-szer akkora nőtt, vagyis a kiszűrt csütörtöki adatok jellemzően negatívok voltak.

Outlierek nélkül 1998 január 1. – 2004 december 31.

9. táblázat

Included observations: 1717

Excluded observations: 30

LOG_CH_T=C(1)*H+C(2)*K+C(3)*SZ+C(4)*CS+C(5)*P

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.001476	0.000806	1.832308	0.0671	*
C(2)	0.000300	0.000774	0.387070	0.6988	
C(3)	-2.63E-05	0.000776	-0.033901	0.9730	
C(4)	0.000313	0.000783	0.400139	0.6891	
C(5)	0.001756	0.000786	2.232785	0.0257	**

R-squared	0.002388	Mean dependent var	0.000749
Adjusted R-squared	0.000057	S.D. dependent var	0.014544
S.E. of regression	0.014544	Akaike info criterion	-5.620385
Sum squared resid	0.362130	Schwarz criterion	-5.604519
Log likelihood	4830.101	Durbin-Watson stat	1.910203

F-statistic 1.019827

A teljes mintához képest outlierok nélkül kaptam szignifikáns napokat: hétfő és péntek is szignifikáns. Hétfő esetén az együttható nem nagyon változott, a szórás viszont csökkent, péntek esetén nőtt az együttható is. Szerda továbbra is negatív, de a csütörtökkel egyetemben (mely előjelet váltott) mindkettő nagyon 0 közeli együtthatóval rendelkezik.

3 részre osztva a mintát az alábbi eredményeket kaptam:

Outlierek nélkül, 1991 január 1. – 1995 december 31.

10. táblázat

Included observations: 1243

Excluded observations: 13 after adjusting endpoints

LOG_CH_T=C(1)*H+C(2)*K+C(3)*SZ+C(4)*CS+C(5)*P

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	6.84E-05	0.000623	0.109811	0.9126
C(2)	0.000292	0.000607	0.481624	0.6302
C(3)	0.001187	0.000612	1.941078	0.0525
C(4)	0.000258	0.000604	0.427385	0.6692
C(5)	9.77E-05	0.000610	0.160054	0.8729

*

R-squared	0.001761	Mean dependent var	0.000390
Adjusted R-squared	-0.001465	S.D. dependent var	0.009624
S.E. of regression	0.009631	Akaike info criterion	-6.443564
Sum squared resid	0.114841	Schwarz criterion	-6.422947
Log likelihood	4009.675	Durbin-Watson stat	1.411020

F-statistic 0.545929

Az outlierok kiszűrésével nem sokban változtak az eredmények: csak a szerda lett 10% mellett szignifikáns, ami a standard hiba csökkenésének és az együttható növekedésének együttes hatásának köszönhető. A hétfői hozam előjele pozitív lett, de ez az együttható nagyon 0-közeli (prob=0,8617 illetve 0,9126)

Outlierek nélkül, 1995 január 1. – 1999 december 31.

11. táblázat

Included observations: 961

Excluded observations: 39

LOG_CH_T=C(1)*H+C(2)*K+C(3)*SZ+C(4)*CS+C(5)*P

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.003710	0.001177	3.152078	0.0017	***
C(2)	0.001903	0.001114	1.707766	0.0880	**
C(3)	0.003430	0.001131	3.032166	0.0025	***
C(4)	0.001250	0.001155	1.082380	0.2794	
C(5)	0.003892	0.001152	3.378890	0.0008	***
R-squared	0.004429	Mean dependent var		0.002823	
Adjusted R-squared	0.000264	S.D. dependent var		0.015881	
S.E. of regression	0.015879	Akaike info criterion		-5.442495	
Sum squared resid	0.241037	Schwarz criterion		-5.417167	
Log likelihood	2620.119	Durbin-Watson stat		1.643030	
F-statistic	1.063338				

A középső időszakban sokkal több érték (39) kiszűrésére került sor (noha itt csak 4 évet vizsgáltam!). Továbbra is a hétfő, szerda, péntek szignifikáns pozitív együtthatóval rendelkeznek, most még erősebb szignifikancia mellett. A keddi, eddig nagyon alacsony együtthatójú hozam is szignifikánsan pozitív lett. Egyedül a csütörtöki hozam előjele változott meg, de még így is a legalacsonyabb.

Outlierek nélkül, 2000 január 1. – 2004 december 31.

12. táblázat

Included observations: 1244

Excluded observations: 5 after adjusting endpoints

LOG_CH_T=C(1)*H+C(2)*K+C(3)*SZ+C(4)*CS+C(5)*P

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001140	0.000857	1.329176	0.1840
C(2)	0.000144	0.000832	0.172570	0.8630
C(3)	-0.000810	0.000835	-0.970554	0.3320
C(4)	0.000852	0.000833	1.022161	0.3069
C(5)	0.000653	0.000837	0.780989	0.4350
R-squared	0.002677	Mean dependent var		0.000388

Adjusted R-squared	-0.000543	S.D. dependent var	0.013224
S.E. of regression	0.013228	Akaike info criterion	-5.808967
Sum squared resid	0.216797	Schwarz criterion	-5.788363
Log likelihood	3618.177	Durbin-Watson stat	1.979790

F-statistic	0.852849
-------------	----------

Az utolsó harmadban már csak 5 outlier értéket szűrtem ki, ami arra utal, hogy a hozamok jobban közelítenek a normálshoz. Outlierekkel vagy anélkül: egyik nap hozama sem szignifikánsan tér el a 0-tól, az együttthatók előjele sem változott.

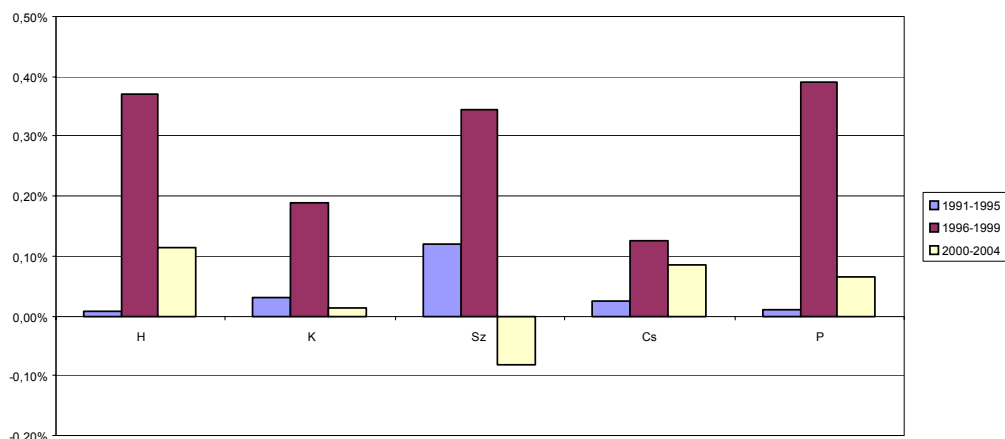
Az outlierok kiszűrésével végzett kutatásból az alábbi következtetéseket vonhatjuk le:

- ✦ A standard hiba csökkenése miatt az eddig is szignifikáns napok jellemzően még erősebben szignifikánsak lettek.
- ✦ Korábban nem szignifikáns napok is szignifikánssá váltak, jellemzően 5 vagy 10% mellett.
- ✦ A együttthatók előjele jellemzően nem változott.
- ✦ A megváltozott előjelek mind nagyon 0 közeli értékek voltak.

Megállapítható, hogy az anomáliákat nem az outlierok viszik a rendszerbe. Az idő előrehaladtával ezek a anomáliák csökkentek, az utolsó 3 évben nem voltak kimutathatók. Ebben az időszakban kevesebb outlier is érték volt, amelyekből arra következtetnek, hogy a piac már hatékonyá vált erre az időszakra.

A DOW hatás vizsgálatánál végig a táblázatok alatt az F-statisztika értéke szerepel. Ez a próba a regresszió magyarázó erejét mutatja. Vagyis nem egy-egy input változó szignifikanciáját méri, hanem az összeset együtt. Az F-statisztika sehol sem volt szignifikáns, vagyis a hét napjaival nem lehet magyarázni a hozamokat. Ez is azt erősíti, hogy *a piac hatékony* abban az értelemben, hogy *a különböző napok nem befolyásolják érdemben az adott napi tőzsdei teljesítményt.*

A Bux átlagos napi loghozamai a hét különböző napjain - Outlierek nélküli értékek



9. ábra

A grafikonon is jól látható, hogy a középső időszak értékei most is a legmagasabbak, és az outlierek nélkül már a csütörtöki hozam is pozitív.

A trend levonásával

A fentiekben azt vizsgáltam, hogy egy nap együttthatója szignifikánsan különbözik-e *nullától*. Egy befektető szempontjából az is érdekes, hogy az átlagos hozamhoz képest milyen előjelűek bizonyos napok, vagyis a trendhez képest gyengébb illetve erősebb napok léteznek-e.

Magyarországon – különösen a kezdeti években – magas volt a trend értéke.

Következésképpen indokoltnak tartom a napi hozamokból levonni a trendet. 15 év hosszú idő, hiba lenne ugyanazt a trendet alkalmazni az egész adatsor esetén, különösen, hogy a korai magas nominál hozamokat az szárnyaló infláció indokolja.

3 időszakra bontva a mintát, az alábbi egy napra számított átlaghozamot kaptam:

13. táblázat

időszak	napi átlag hozam
1991-1995	0,0338%
1996-1999	0,1752%
2000-2004	0,0411%

A napi loghozamokból tehát a különböző időszakokban más-más trendet vontam le, és az így kapott adatokkal vizsgáltam, továbbra is a

$$R_{t-m} = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \varepsilon_t$$

Összefüggéssel, ahol az R_{t-m} már a trenddel csökkentett hozam.⁷

A null-hipotézis a következő

$$H_0: \alpha_i = 0, \text{ minden } i\text{-re.}$$

Vagyis azt vizsgáltam, hogy bármely nap együttthatója különbözik-e nullától (a trend levonása miatt nem az egymástól való különbség szignifikanciáját néztem).

A kapott eredmények az alábbi táblázatokban olvashatók:

1991 január 1. – 1995 december 31.

14. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000422	0.000728	-0.580455	0.5617
C(2)	0.000644	0.001019	0.632503	0.5272
C(3)	0.000758	0.001020	0.743336	0.4574
C(4)	0.000498	0.001015	0.490585	0.6238
C(5)	0.000193	0.001021	0.189125	0.8500
R-squared	0.000614	Mean dependent var	-4.08E-19	
Adjusted R-squared	-0.002581	S.D. dependent var	0.011330	
S.E. of regression	0.011344	Akaike info criterion	-6.116228	
Sum squared resid	0.160995	Schwarz criterion	-6.095784	
Log likelihood	3845.991	Durbin-Watson stat	1.439493	

Az első időszakban a hétfő volt a vesztes nap (a többihez képest), de egyik nap hozama se különbözik szignifikánsan nullától, vagyis az hogy, milyen nap van nem befolyásolja az adott napi hozamot.

1996 január 1. – 1999 december 31.

15. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
--	-------------	------------	-------------	-------

⁷ -m jelentése az indexben: „-mean” vagyis átlagot levonva

C(1)	0.001865	0.001665	1.120296	0.2629	
C(2)	-0.003318	0.002329	-1.424708	0.1546	
C(3)	-0.000544	0.002340	-0.232632	0.8161	
C(4)	-0.004919	0.002349	-2.094386	0.0365	**
C(5)	-0.000474	0.002358	-0.201113	0.8407	
<hr/>					
R-squared	0.006777	Mean dependent var	-6.25E-19		
Adjusted R-squared	0.002784	S.D. dependent var	0.023402		
S.E. of regression	0.023369	Akaike info criterion	-4.669801		
Sum squared resid	0.543393	Schwarz criterion	-4.645262		
Log likelihood	2339.901	Durbin-Watson stat	1.842198		
<hr/>					

Az 1996-1999 közötti trend igen magas volt, levonása *nélkül* majd minden nap pozitív hozammal „büszkélkedhetett”. A trend levonásával csak a hétfői hozam együttthatója pozitív, a többi nap negatív együttthatóval rendelkezik. (Ezekon a napokon nem volt feltétlenül negatív a hozam a tőzsdén, csak az átlaghoz képest ezek gyengébb napok voltak). Egyedül a csütörtöki nap szignifikáns, 5%-os szignifikancia mellett. Ez a nap volt a leggyengébb abban az értelemben, hogy az átlagosnál alacsonyabb hozamot lehetett elérni.

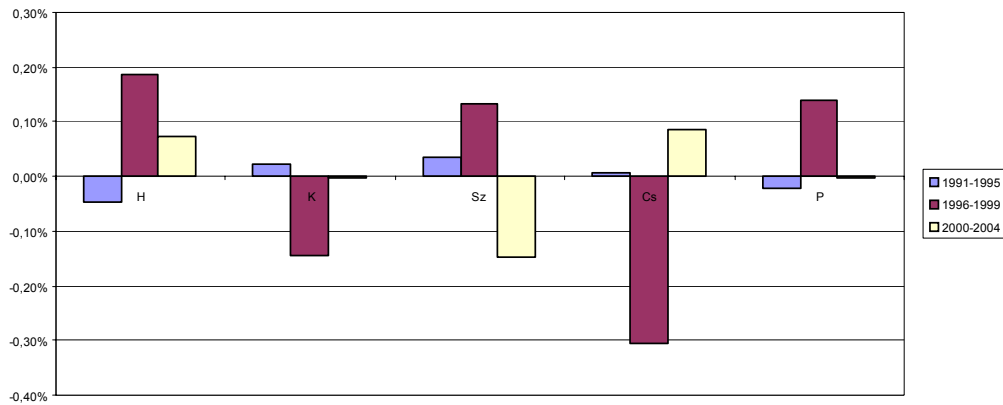
2000 január 1. – 2004 december 31.

16. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.000728	0.000891	0.817584	0.4138	
C(2)	-0.000760	0.001240	-0.613265	0.5398	
C(3)	-0.002211	0.001242	-1.779820	0.0753	*
C(4)	0.000126	0.001240	0.101744	0.9190	
C(5)	-0.000763	0.001243	-0.613437	0.5397	
<hr/>					
R-squared	0.003673	Mean dependent var	4.17E-21		
Adjusted R-squared	0.000469	S.D. dependent var	0.013746		
S.E. of regression	0.013743	Akaike info criterion	-5.732562		
Sum squared resid	0.234958	Schwarz criterion	-5.712025		
Log likelihood	3584.985	Durbin-Watson stat	1.969365		
<hr/>					

2000 és 2004 között is a hétfő hozama magasabb volt mint az átlag, de nem volt szignifikáns. Ezúttal a szerdai nap volt a gyengén teljesítő, 10%-os szignifikancia mellett.

A Bux átlagos napi loghozamai a hét különböző napjain - Az adott időszaki trend levonása után



10. ábra

Mivel minden időszaktól a saját átlaga került levonásra, ezért szükségszerű, hogy a hozamok 0 körül szóródjanak. Valóban minden időszakban negatív és pozitív napok is vannak, ugyanakkor itt is jól megfigyelhető, hogy a középső szakaszban a kilengések sokkal nagyobbak.

Outlierek kiszűrésével

Az outlierek kiszűrése módosíthatja az eredményeket, az alábbi adatok az outlierek kiszűrése után adódtak.

A középső időszakban nem csak az átlag, a szórás is magasabb volt, így mindhárom időszakra külön-külön szórást számítottam.

Hogy egy adott nap bentmaradt-e a mintában, azt az döntötte el, hogy a „valós hozam” alatta volt-e az adott időszak „saját” szigmájának háromszorosánál. Amelyeknek a „valós” napi hozama tehát kisebb volt 3 szigmánál, azok maradtak bent, de a vizsgálatot ezen napok esetén már a *trenddel csökkentett* hozamokra végeztem.

17. táblázat

időszak	napi szórás	3 * szigma
1991-1995	1,1330%	3,3989%
1996-1999	2,3402%	7,0206%
2000-2004	1,3746%	4,1239%

Az outlierok kiszűrése után az alábbi eredményeket kaptam:

1991 január 1. – 1995 december 31.

18. táblázat

Included observations: 1232

Excluded observations: 24 after adjusting endpoints

LOG_CH_T_MEAN=C(1)*H+C(2)*K+C(3)*SZ+C(4)*CS+C(5)*P

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000425	0.000577	-0.737198	0.4611
C(2)	9.53E-05	0.000562	0.169675	0.8653
C(3)	0.000348	0.000569	0.612804	0.5401
C(4)	0.000311	0.000563	0.553085	0.5803
C(5)	-0.000235	0.000566	-0.415094	0.6781
R-squared	0.001149	Mean dependent var		3.06E-05
Adjusted R-squared	-0.002107	S.D. dependent var		0.008892
S.E. of regression	0.008901	Akaike info criterion		-6.601281
Sum squared resid	0.097210	Schwarz criterion		-6.580516
Log likelihood	4071.389	Durbin-Watson stat		1.406181

Az első időszakban az outlierok kiszűrése után továbbra sincs 0-tól szignifikánsan különböző érték. A péntek előjele negatívra változott, vagyis az outlierok között pozitív pénteki hozamokat szűrtünk ki.

1996 január 1. – 1999 december 31.

19. táblázat

Included observations: 977

Excluded observations: 23

LOG_CH_T_MEAN=C(1)*H+C(2)*K+C(3)*SZ+C(4)*CS+C(5)*P

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001757	0.001277	1.375697	0.1692
C(2)	-0.000169	0.001226	-0.137915	0.8903
C(3)	0.001366	0.001244	1.097616	0.2726
C(4)	-0.002095	0.001257	-1.666994	0.0958
C(5)	0.001238	0.001260	0.982083	0.3263

*

R-squared	0.006470	Mean dependent var	0.000408
Adjusted R-squared	0.002381	S.D. dependent var	0.017528
S.E. of regression	0.017507	Akaike info criterion	-5.247336
Sum squared resid	0.297911	Schwarz criterion	-5.222339
Log likelihood	2568.324	Durbin-Watson stat	1.687420

A középső időszakban a csütörtök 10%-os szignifikancia mellett továbbra is szignifikánsan a leggyengébb nap. Kevésbé negatív most az együtthatója, tehát nagyon negatív csütörtöki hozamok voltak az outlierok között.

2000 január 1. – 2004 december 31.

20. táblázat

Included observations: 1238

Excluded observations: 11 after adjusting endpoints

LOG_CH_T_MEAN=C(1)*H+C(2)*K+C(3)*SZ+C(4)*CS+C(5)*P

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.000754	0.000840	0.897640	0.3696
C(2)	-0.000268	0.000811	-0.330119	0.7414
C(3)	-0.000888	0.000818	-1.085950	0.2777
C(4)	0.000259	0.000815	0.318510	0.7502
C(5)	6.73E-05	0.000818	0.082330	0.9344

R-squared	0.001780	Mean dependent var	-2.35E-05
Adjusted R-squared	-0.001459	S.D. dependent var	0.012896
S.E. of regression	0.012905	Akaike info criterion	-5.858350
Sum squared resid	0.205347	Schwarz criterion	-5.837667
Log likelihood	3631.319	Durbin-Watson stat	2.004040

A 3. időszakban a szerda továbbra is negatív együtthatóval rendelkezik, de már nem szignifikáns, kevésbé negatív együttható arra utal, hogy a kiszűrt értékek között vesztés szerdai napok voltak.

A fentiekből azt következtetést vonhatjuk le:

- ✦ A hét különböző napjai nem módosították jelentősen az átlagos hozamot.
- ✦ Csütörtökön, illetve szerdán az átlagnál kissé rosszabbul teljesített a tőzsde.

- ✦ Az átlagnál jobb hozam jellemzően hétfőn volt 1996 és 2004 között (bár ez nem szignifikáns)
- ✦ A legnagyobb outlier veszteségek jellemzően szerdán vagy csütörtökön következtek be.
- ✦ Az outlierok kiszűrése nem változtatott érdemben az eredményeken.
- ✦ A hétfő effektus (pénteki magas, hétfői alacsony hozam) egyáltalán nincs jelen a BÉT-en.

A piac tehát *hatékony* mondható abban az értelemben, hogy a BUX teljesítményét nem befolyásolja érdemben az a tény, hogy a kereskedés a hét mely napján történik.

Az év hónapjai (MOY) hatás

A legismertebb naptár-hatás, ami a havi hozamokra vonatkozik, a január effektus, mely az alábbiit jelenti:

- ✦ Januárban abnormális pozitív hozam
- ✦ Decemberben abnormális negatív hozam.

A szabadságolások idejére tehető a „**Holiday Effect**”, mely azt a tendenciát takarja, hogy a szabadságra indulás előtt a befektetők zárják a pozíciókat. Ennek a hatásnak a vizsgálatokor figyelemmel kell lennünk arra, hogy az Egyesült Államokban kevesebb a szabadság, és időben is jobban koncentrált. Magyarországon a leginkább július vége-augusztus vége közötti időszakára tehető a nyaralási csúcsszezon. Azonban szabadságon töltött idő több hét, mint az USA-ban, másrészt az időben is sokkal nagyobb a szórás. Az amerikai hatások mégis beszűrődhetnek, mivel sok amerikai befektető van a magyar piacon.

Ezeknek a hatásoknak a tesztelését szintén a Bux napi loghozamainak felhasználásával végeztem. Az év különböző hónapjainak hozamait ismét dummy változók segítségével vettem össze.

$$r_t = c_1M_{1t} + c_2M_{2t} + c_3M_{3t} + c_4M_{4t} + c_5M_{5t} + c_6M_{6t} + c_7M_{7t} + c_8M_{8t} + c_9M_{9t} + c_{10}M_{10t} + c_{11}M_{11t} + c_{12}M_{12t} + \varepsilon_t, \text{ ahol}$$

r_t : loghozam a t -edik napon

M_{1t}, M_{2t}, \dots : dummy változó, azaz M_{1t} 1-et vesz fel, ha t januárra esik, és 0-t, ha nem január. Az *e-views* programban a dummy változókat a jan, febr, mar... változók jelölik.

Azt vizsgálom, hogy a c_1, c_2, \dots együtthatóra kapott értékek szignifikánsan különböznek-e nullától.

A teljes időszakot vizsgálva az alábbi eredményeket kaptam:

1991 január 1. – 2004 december 31.

21. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
--	-------------	------------	-------------	-------

C(1)	0.003603	0.000987	3.648740	0.0003	***
C(2)	-0.000296	0.000977	-0.303206	0.7618	
C(3)	0.001051	0.000954	1.102602	0.2703	
C(4)	0.000980	0.000967	1.014075	0.3106	
C(5)	-0.000158	0.000962	-0.164174	0.8696	
C(6)	-1.08E-05	0.000957	-0.011308	0.9910	
C(7)	0.000893	0.000930	0.960307	0.3370	
C(8)	0.000730	0.000955	0.764198	0.4448	
C(9)	-0.000990	0.000946	-1.047104	0.2951	
C(10)	0.000828	0.000950	0.870926	0.3839	
C(11)	9.35E-06	0.000957	0.009772	0.9922	
C(12)	0.002835	0.000982	2.886268	0.0039	***
<hr/>					
R-squared	0.005606	Mean dependent var	0.000768		
Adjusted R-squared	0.002475	S.D. dependent var	0.016426		
S.E. of regression	0.016405	Akaike info criterion	-5.379012		
Sum squared resid	0.940079	Schwarz criterion	-5.357916		
Log likelihood	9438.719	Durbin-Watson stat	1.820967		
<hr/>					
F-statistic	1.790270	**			

Valóban a január és a december hónapok hozamai térnek el szignifikánsan nullától, azonban – az eredeti várakozásoktól eltérően – a decemberi hozam is pozitív, ráadásul igen erős szignifikancia szinten. Az összes többi hónapra kapott együtthatók a nullától nem különböznek. A próba magyarázó ereje (F-statisztika) 5%-os szinten szignifikáns, vagyis összességében a hozamok függenek a hónapoktól.

A hét napjainak hozamait vizsgálva is 2 részre bontottam a mintát, mivel a második időszakban volt sokkal nagyobb a forgalom; ezt a kettébontást az év hónapjainál is alkalmaztam:

1991 január 1. – 1997 december 31.

22. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.005658	0.001256	4.504005	0.0000	***
C(2)	0.000519	0.001229	0.422315	0.6728	
C(3)	0.001677	0.001204	1.393061	0.1638	
C(4)	0.000873	0.001212	0.720381	0.4714	
C(5)	0.000341	0.001208	0.282304	0.7777	
C(6)	0.001236	0.001200	1.030121	0.3031	

C(7)	0.000642	0.001172	0.547956	0.5838	
C(8)	0.002895	0.001196	2.421006	0.0156	**
C(9)	0.000285	0.001188	0.240019	0.8103	
C(10)	-0.001066	0.001192	-0.894327	0.3713	
C(11)	-0.001106	0.001196	-0.924849	0.3552	
C(12)	0.002726	0.001225	2.225573	0.0262	**
<hr/>					
R-squared	0.014310	Mean dependent var	0.001183		
Adjusted R-squared	0.008100	S.D. dependent var	0.014656		
S.E. of regression	0.014596	Akaike info criterion	-5.609296		
Sum squared resid	0.371988	Schwarz criterion	-5.571944		
Log likelihood	4942.571	Durbin-Watson stat	1.692419		
<hr/>					
F-statistic	2.304425	***			

Az erős január és a december ebben az időszakban jellemző volt, de ezúttal a január 2-szer akkora átlag hozamot mutat mint a december, és még többször annyit a többi hónaphoz viszonyítva. Az augusztus is szignifikáns pozitív hozamot mutat. A próba magyarázó ereje még erősebb ebben az időszakban: 1% mellett is szignifikáns.

1998 január 1. – 2004 december 31.

23. táblázat

Included observations: 1747

LOG_CH=C(1)*JAN+C(2)*FEBR+C(3)*MAR+C(4)*APR+C(5)*MAJ+C(6)*JUN+C(7)*JUL+C(8)*AUG+C(9)*SZEPT+C(10)*OKT+C(11)*NOV+C(12)*DEC

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.001635	0.001517	1.078277	0.2811	
C(2)	-0.001112	0.001517	-0.732869	0.4637	
C(3)	0.000434	0.001475	0.294194	0.7686	
C(4)	0.001089	0.001506	0.722999	0.4698	
C(5)	-0.000660	0.001496	-0.441443	0.6589	
C(6)	-0.001275	0.001490	-0.855195	0.3926	
C(7)	0.001143	0.001442	0.792430	0.4282	
C(8)	-0.001480	0.001490	-0.992701	0.3210	
C(9)	-0.002274	0.001470	-1.546324	0.1222	
C(10)	0.002747	0.001480	1.855433	0.0637	*
C(11)	0.001155	0.001496	0.772504	0.4399	
C(12)	0.002947	0.001539	1.915551	0.0556	*
<hr/>					
R-squared	0.008168	Mean dependent var	0.000350		
Adjusted R-squared	0.001880	S.D. dependent var	0.018027		
S.E. of regression	0.018010	Akaike info criterion	-5.188964		

Sum squared resid	0.562748	Schwarz criterion	-5.151421
Log likelihood	4544.560	Durbin-Watson stat	1.923880

F-statistic 1.298984

A második időszakban 2 hónapban kaptam szignifikáns pozitív hozamokat: októberben és decemberben, itt is csak 10%-os szignifikancia szinten. Az időben előre haladva tehát csökkent a hónapok szignifikanciája, ami a hatékonyság mértékének növekedését valószínűsíti. A regresszió magyarázó ereje nem szignifikáns, vagyis a hónapokkal már nem magyarázhatók a hozamok.

Mint azt már korábban láttuk, az 1991-2004 közötti időszakot 3 részre bontva a középső szakaszban jelentősen megnőtt a volatilitás, indokolt a 3 szakaszt külön-külön is vizsgálni:

1991 január 1. – 1995 december 31.

24. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.001916	0.001161	1.651294	0.0989	*
C(2)	-8.86E-06	0.001131	-0.007834	0.9938	
C(3)	0.001518	0.001094	1.388152	0.1653	
C(4)	-0.000468	0.001120	-0.417524	0.6764	
C(5)	-0.000576	0.001104	-0.522219	0.6016	
C(6)	-0.000515	0.001094	-0.471245	0.6375	
C(7)	0.000817	0.001083	0.754074	0.4509	
C(8)	0.003059	0.001099	2.784569	0.0054	***
C(9)	-0.000428	0.001088	-0.392767	0.6946	
C(10)	-0.000877	0.001099	-0.798434	0.4248	
C(11)	-0.001129	0.001088	-1.037419	0.2997	
C(12)	0.000894	0.001115	0.802265	0.4226	
R-squared	0.011942	Mean dependent var	0.000338		
Adjusted R-squared	0.003205	S.D. dependent var	0.011330		
S.E. of regression	0.011312	Akaike info criterion	-6.116482		
Sum squared resid	0.159170	Schwarz criterion	-6.067415		
Log likelihood	3853.150	Durbin-Watson stat	1.457624		
F-statistic	1.366851				

Az első szakaszban az átlagnál – 10%-os szignifikancia mellett – magasabb volt a januári hozam. A legsikeresebb hónap mégis az augusztus volt, 1% mellett. Szignifikánsan vesztes hónap nem volt. A próba magyarázó ereje összességében alacsony.

1996 január 1. – 1999 december 31.

25. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.007173	0.002696	2.661114	0.0079	***
C(2)	0.000424	0.002594	0.163409	0.8702	
C(3)	0.001282	0.002547	0.503364	0.6148	
C(4)	0.002925	0.002532	1.155326	0.2482	
C(5)	-0.000108	0.002594	-0.041807	0.9667	
C(6)	0.004121	0.002547	1.617833	0.1060	
C(7)	0.001911	0.002447	0.781086	0.4349	
C(8)	-0.003766	0.002562	-1.469798	0.1419	
C(9)	-0.001726	0.002503	-0.689494	0.4907	
C(10)	0.001329	0.002517	0.527820	0.5977	
C(11)	0.001688	0.002547	0.662889	0.5076	
C(12)	0.006570	0.002626	2.501470	0.0125	**
R-squared	0.015840	Mean dependent var		0.001752	
Adjusted R-squared	0.004883	S.D. dependent var		0.023402	
S.E. of regression	0.023345	Akaike info criterion		-4.664968	
Sum squared resid	0.538434	Schwarz criterion		-4.606075	
Log likelihood	2344.484	Durbin-Watson stat		1.885569	
F-statistic	1.445613				

Megállapíthatjuk, hogy valóban a januári és a decemberi hozamok különböznek szignifikánsan 0-tól. Valóban a januári hozam volt a legmagasabb, de – szemben a szakirodalomban publikált negatív decemberi hozammal – a decemberi hozam a második legmagasabb. Érdekes, hogy ezt a 2 hónapot nagyon erős szignifikancia jellemzi, a többi hozam nagyon 0 közeli. A legerősebb negatív hozam augusztusban volt, azonban ez nem szignifikáns.

2000 január 1. – 2004 december 31.

26. táblázat

Included observations: 1249

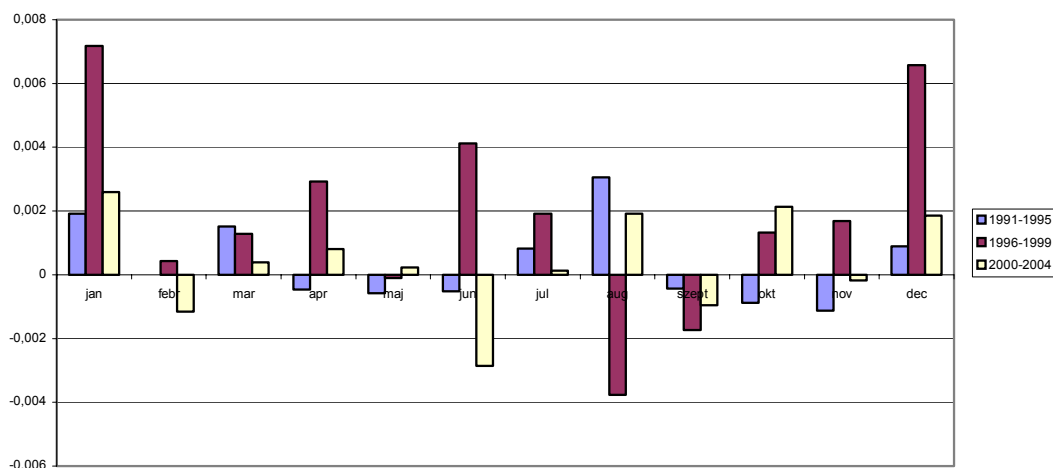
LOG_CH=C(1)*JAN+C(2)*FEBR+C(3)*MAR+C(4)*APR+C(5)*MAJ+C(6)

*JUN+C(7)*JUL+C(8)*AUG+C(9)*SZEPT+C(10)*OKT+C(11)*NOV
+C(12)*DEC

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.002589	0.001333	1.942041	0.0524	*
C(2)	-0.001158	0.001366	-0.848178	0.3965	
C(3)	0.000391	0.001339	0.292158	0.7702	
C(4)	0.000806	0.001366	0.589965	0.5553	
C(5)	0.000223	0.001339	0.166183	0.8680	
C(6)	-0.002856	0.001352	-2.112298	0.0349	**
C(7)	0.000134	0.001303	0.102571	0.9183	
C(8)	0.001921	0.001333	1.441280	0.1498	
C(9)	-0.000960	0.001333	-0.719967	0.4717	
C(10)	0.002126	0.001333	1.595055	0.1110	
C(11)	-0.000168	0.001359	-0.123594	0.9017	
C(12)	0.001853	0.001393	1.330048	0.1837	
R-squared	0.012159	Mean dependent var		0.000411	
Adjusted R-squared	0.003375	S.D. dependent var		0.013746	
S.E. of regression	0.013723	Akaike info criterion		-5.729907	
Sum squared resid	0.232957	Schwarz criterion		-5.680619	
Log likelihood	3590.327	Durbin-Watson stat		1.994496	
F-statistic	1.384199				

Az utolsó harmadban is pozitív még a januári hozam, de már csak 10%-os szignifikancia mellett. A januári együttható c(1) körülbelül harmad akkora, mint a középső időszakban; az alacsonyabb volatilitásnak tudható be, hogy még így is szignifikáns. A másik szignifikáns hónap a június, ezúttal negatív hozammal, ráadásul 5%-os szignifikancia mellett. Feltételezve, hogy a szabadságolás júliusban kezdődik, a júniusi negatív hozam jelezheti a pozíciók zárását, így „Holiday-Effect” jelenlétére utal.

Bux napi átlagos loghozam havi bontásban



11. ábra

Outlierek kiszűrésével

Az outlierek kiszűrése a DOW hatás kapcsán is hasznos volt, alkalmaztam ezt az eljárást a havi hozamok elemzésekor is. A kapott eredmények az alábbiak:

Outlierek nélkül, 1991 január 1. – 2004 december 31.

27. táblázat

Included observations: 3448

Excluded observations: 57 after adjusting endpoints

$$\text{LOG_CH_T} = \text{C}(1) \cdot \text{JAN} + \text{C}(2) \cdot \text{FEBR} + \text{C}(3) \cdot \text{MAR} + \text{C}(4) \cdot \text{APR} + \text{C}(5) \cdot \text{MAJ} + \text{C}(6) \cdot \text{JUN} + \text{C}(7) \cdot \text{JUL} + \text{C}(8) \cdot \text{AUG} + \text{C}(9) \cdot \text{SZEPT} + \text{C}(10) \cdot \text{OKT} + \text{C}(11) \cdot \text{NOV} + \text{C}(12) \cdot \text{DEC}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.002932	0.000795	3.686236	0.0002	***
C(2)	-8.69E-05	0.000779	-0.111487	0.9112	
C(3)	0.000770	0.000752	1.023240	0.3063	
C(4)	0.000798	0.000763	1.045779	0.2957	
C(5)	0.000608	0.000762	0.798122	0.4249	
C(6)	-0.000258	0.000755	-0.341078	0.7331	
C(7)	0.001115	0.000736	1.514304	0.1300	
C(8)	0.002624	0.000762	3.445459	0.0006	***

C(9)	-0.000416	0.000756	-0.549800	0.5825	
C(10)	0.001659	0.000754	2.200796	0.0278	**
C(11)	0.000181	0.000762	0.237511	0.8123	
C(12)	0.003103	0.000778	3.988908	0.0001	***
<hr/>					
R-squared	0.008158	Mean dependent var	0.001067		
Adjusted R-squared	0.004982	S.D. dependent var	0.012956		
S.E. of regression	0.012924	Akaike info criterion	-5.855976		
Sum squared resid	0.573921	Schwarz criterion	-5.834588		
Log likelihood	10107.70	Durbin-Watson stat	1.726195		
<hr/>					
F-statistic	2.569095				***

Az egész időszakot tekintve a szélsőséges értékek kiszűrése után a december és a január továbbra is 1% mellett is szignifikáns, még 2 hónapban volt szignifikáns pozitív hozam: augusztusban és októberben. A próba magas magyarázó erővel bír.

Outlierek nélkül, 1991 január 1. – 1995 december 31.

28. táblázat

Included observations: 1243

Excluded observations: 13 after adjusting endpoints

LOG_CH_T=C(1)*JAN+C(2)*FEBR+C(3)*MAR+C(4)*APR+C(5)*MAJ
 +C(6)*JUN+C(7)*JUL+C(8)*AUG+C(9)*SZEPT+C(10)*OKT+C(11)
 *NOV+C(12)*DEC

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.000614	0.001005	0.611012	0.5413	
C(2)	0.000673	0.000983	0.684968	0.4935	
C(3)	0.001518	0.000926	1.638514	0.1016	
C(4)	-0.000468	0.000949	-0.492827	0.6222	
C(5)	7.40E-06	0.000940	0.007873	0.9937	
C(6)	-0.000515	0.000926	-0.556237	0.5782	
C(7)	0.000824	0.000926	0.889208	0.3741	
C(8)	0.003669	0.000935	3.923038	0.0001	***
C(9)	-0.000428	0.000922	-0.463604	0.6430	
C(10)	-0.000877	0.000931	-0.942437	0.3462	
C(11)	-0.001129	0.000922	-1.224524	0.2210	
C(12)	0.000894	0.000944	0.946959	0.3438	
<hr/>					
R-squared	0.017325	Mean dependent var	0.000390		
Adjusted R-squared	0.008544	S.D. dependent var	0.009624		
S.E. of regression	0.009583	Akaike info criterion	-6.448015		
Sum squared resid	0.113051	Schwarz criterion	-6.398535		
Log likelihood	4019.441	Durbin-Watson stat	1.437467		

F-statistic 1.972990 **

3 részre bontva a mintát az első szakaszban a próba magyarázó ereje (F-statisztika) szignifikáns, 5% mellett. A hónapok közül az augusztus volt nagyon erős. (1% mellett)

Outlierek nélkül, 1996 január 1. – 1999. december 31.

29. táblázat

Included observations: 961

Excluded observations: 39

LOG_CH_T=C(1)*JAN+C(2)*FEBR+C(3)*MAR+C(4)*APR+C(5)*MAJ
 +C(6)*JUN+C(7)*JUL+C(8)*AUG+C(9)*SZEPT+C(10)*OKT+C(11)
 *NOV+C(12)*DEC

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.007314	0.001914	3.822309	0.0001	***
C(2)	0.000368	0.001775	0.207512	0.8357	
C(3)	0.000285	0.001732	0.164372	0.8695	
C(4)	0.002925	0.001712	1.709235	0.0877	*
C(5)	0.001027	0.001764	0.582261	0.5605	
C(6)	0.003300	0.001732	1.905111	0.0571	
C(7)	0.001911	0.001654	1.155570	0.2481	
C(8)	0.002166	0.001798	1.204777	0.2286	
C(9)	0.000339	0.001787	0.189956	0.8494	
C(10)	0.004333	0.001743	2.486711	0.0131	**
C(11)	0.002451	0.001787	1.371802	0.1704	
C(12)	0.008372	0.001798	4.655658	0.0000	***
R-squared	0.024033	Mean dependent var	0.002823		
Adjusted R-squared	0.012721	S.D. dependent var	0.015881		
S.E. of regression	0.015779	Akaike info criterion	-5.447814		
Sum squared resid	0.236291	Schwarz criterion	-5.387028		
Log likelihood	2629.675	Durbin-Watson stat	1.697744		

F-statistic 2.124474 **

A középső időszakban a próba ereje szintén 5% mellett szignifikáns. A december és a január továbbra is erős hónapok. Az augusztus szignifikanciája eltűnt, valószínűleg sok augusztusi extrém érték került kiszűrésre. Az április és az október is az erős hónapok közé került.

Outlierek nélkül, 2000 január 1. – 2004 december 31.

30. táblázat

Included observations: 1244

Excluded observations: 5

$$\text{LOG_CH_T} = C(1)*\text{JAN} + C(2)*\text{FEBR} + C(3)*\text{MAR} + C(4)*\text{APR} + C(5)*\text{MAJ} \\ + C(6)*\text{JUN} + C(7)*\text{JUL} + C(8)*\text{AUG} + C(9)*\text{SZEPT} + C(10)*\text{OKT} + C(11) \\ * \text{NOV} + C(12)*\text{DEC}$$

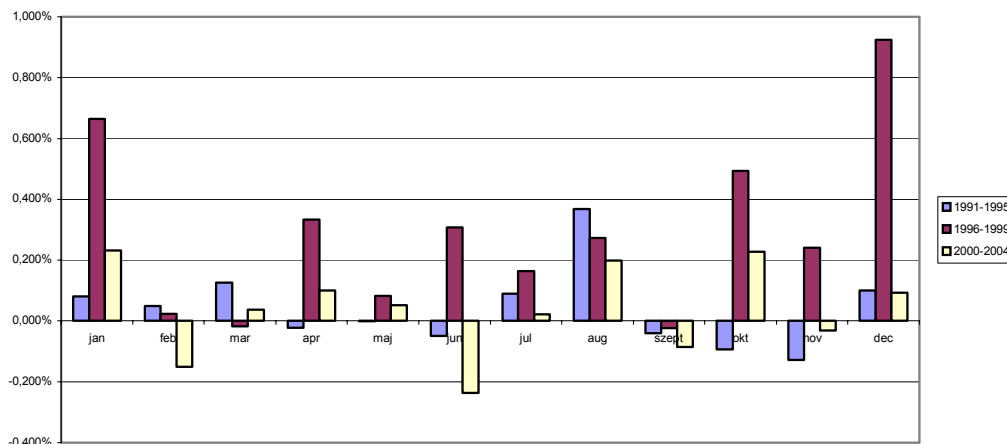
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.002103	0.001289	1.632194	0.1029	
C(2)	-0.001158	0.001314	-0.881432	0.3783	
C(3)	0.000391	0.001289	0.303612	0.7615	
C(4)	0.000280	0.001321	0.212121	0.8320	
C(5)	0.000886	0.001295	0.683928	0.4941	
C(6)	-0.002856	0.001301	-2.195112	0.0283	**
C(7)	0.000740	0.001259	0.587583	0.5569	
C(8)	0.001921	0.001283	1.497786	0.1344	
C(9)	-0.000960	0.001283	-0.748194	0.4545	
C(10)	0.002126	0.001283	1.657590	0.0977	*
C(11)	-0.000168	0.001308	-0.128439	0.8978	
C(12)	0.001247	0.001348	0.925311	0.3550	
R-squared	0.011681	Mean dependent var		0.000388	
Adjusted R-squared	0.002857	S.D. dependent var		0.013224	
S.E. of regression	0.013205	Akaike info criterion		-5.806782	
Sum squared resid	0.214839	Schwarz criterion		-5.757335	
Log likelihood	3623.819	Durbin-Watson stat		2.000694	
F-statistic	1.323779				

Az outlierek kiszűrése után is az időben egyre hatékonyabbá váló piacnak lehetünk szemtanúi. A regresszió magyarázó ereje alacsony, a 0-tól szignifikánsan különböző hónapok szignifikanciája is csökken. Először van szignifikáns negatív hónap: a június. A január szignifikanciája eltűnt, a pozitív hónapok közé bekerült az október.

Az outlierek kiszűrésevel az alábbi következtetéseket vonhatjuk le:

- ✦ A regresszió magyarázó ereje nőtt.
- ✦ Továbbra is az első harmadban az augusztus, a középső szakaszban január és december a legerősebb hónapok.
- ✦ A harmadik szakaszban a június negatív hozama megmaradt.

Bux napi átlagos loghozam havi bontásban - Outlier értékek nélkül



12. ábra

Az outlier értékek nélkül, 1996-1999 között még kimagaslóbb a december pozitív hozama, amely így már a januárit is megelőzi. Ebben az időszakban az augusztus is már pozitív átlaghozamot mutat.

A trend levonásával

A hét napjai esetében alkalmazott trendtől való megtisztítást a hónapok vizsgálatánál is elvégeztem. Szintén mindhárom időszakban a saját időszaki átlagot vontam le.

Az egyenlet a következőképpen módosult:

$$r_{t-m} = c_1 M_{1t} + c_2 M_{2t} + c_3 M_{3t} + c_4 M_{4t} + c_5 M_{5t} + c_6 M_{6t} + c_7 M_{7t} + c_8 M_{8t} + c_9 M_{9t} + c_{10} M_{10t} + c_{11} M_{11t} + c_{12} M_{12t} + \varepsilon_t, \text{ ahol}$$

r_{t-m} : az átlag levonása utáni loghozam a t -edik napon

M_{1t}, M_{2t}, \dots : dummy változó, azaz M_{1t} 1-et vesz fel, ha t januárra esik, és 0-t, ha nem január. Az e-views programban a dummy változókat a jan, febr, mar... változók jelölik.

Azt vizsgáltam, hogy a c_1, c_2, \dots együtthatóra kapott értékek szignifikánsan különböznek-e nullától, vagyis ezek a hónapok eltérnek-e az átlagtól.

1991 január 1. – 2004 december 31.

31. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.002853	0.000987	2.890835	0.0039	***
C(2)	-0.001067	0.000976	-1.092765	0.2746	
C(3)	0.000286	0.000953	0.300114	0.7641	
C(4)	0.000199	0.000966	0.206131	0.8367	
C(5)	-0.000916	0.000961	-0.953256	0.3405	
C(6)	-0.000779	0.000956	-0.814422	0.4155	
C(7)	0.000115	0.000930	0.124017	0.9013	
C(8)	-3.24E-05	0.000954	-0.033938	0.9729	
C(9)	-0.001763	0.000945	-1.865604	0.0622	*
C(10)	5.54E-05	0.000950	0.058322	0.9535	
C(11)	-0.000758	0.000956	-0.793065	0.4278	
C(12)	0.002071	0.000981	2.109944	0.0349	**
R-squared	0.005647	Mean dependent var		-5.05E-19	
Adjusted R-squared	0.002516	S.D. dependent var		0.016414	
S.E. of regression	0.016393	Akaike info criterion		-5.380493	
Sum squared resid	0.938688	Schwarz criterion		-5.359397	
Log likelihood	9441.314	Durbin-Watson stat		1.823592	

Az időszak egészére nézve a hónapok az átlag levonása után is különböznek.

A két legerősebb hónap a január és a december, január 1%-os, december 5%-os szignifikancia mellett pozitív. A többitől negatív irányba tér el a szeptemberi hónap, 10%-os szignifikancia mellett.

1991 január 1. – 1997 december 31.

2. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.004475	0.001256	3.562487	0.0004	***
C(2)	-0.000664	0.001229	-0.539899	0.5893	
C(3)	0.000494	0.001204	0.410589	0.6814	
C(4)	-0.000310	0.001212	-0.255386	0.7985	
C(5)	-0.000842	0.001208	-0.696821	0.4860	
C(6)	5.32E-05	0.001200	0.044313	0.9647	
C(7)	-0.000540	0.001172	-0.460897	0.6449	
C(8)	0.001712	0.001196	1.431873	0.1524	
C(9)	-0.000898	0.001188	-0.755731	0.4499	
C(10)	-0.002249	0.001192	-1.886774	0.0594	*

C(11)	-0.002289	0.001196	-1.913983	0.0558	*
C(12)	0.001543	0.001225	1.259954	0.2079	
R-squared	0.014310	Mean dependent var	-2.76E-19		
Adjusted R-squared	0.008100	S.D. dependent var	0.014656		
S.E. of regression	0.014596	Akaike info criterion	-5.609296		
Sum squared resid	0.371988	Schwarz criterion	-5.571944		
Log likelihood	4942.571	Durbin-Watson stat	1.692419		

Az átlagok levonása nélkül az 1991-1997 időszakban nagyon erős volt a januári hozam, és szignifikáns pozitív a decemberi. Ugyanakkor ebben az időszakban - a magas átlaghozam miatt - nagyban befolyásolja az eredményeket az átlag levonása. Az átlaggal való csökkentés után a következőt tapasztaltam: a januári hozam még mindig (1%-os szignifikancia mellett!) magasabb az átlagnál. *A többihez képest nagyon erős januári hozam a január effektus jelenlétét bizonyítja az 1991-1997 időszakban.* A január együttthatója két és félszer nagyobb mint a második legerősebb hónapé, az amely már nem szignifikáns. Két szignifikáns negatív hónap volt: az október és a november, 5%-os α mellett.

1998 január 1. – 2004 december 31.

32. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.001285	0.001517	0.847527	0.3968	
C(2)	-0.001462	0.001517	-0.963620	0.3354	
C(3)	8.41E-05	0.001475	0.056988	0.9546	
C(4)	0.000739	0.001506	0.490618	0.6238	
C(5)	-0.001010	0.001496	-0.675444	0.4995	
C(6)	-0.001625	0.001490	-1.090001	0.2759	
C(7)	0.000793	0.001442	0.549716	0.5826	
C(8)	-0.001830	0.001490	-1.227507	0.2198	
C(9)	-0.002624	0.001470	-1.784324	0.0745	*
C(10)	0.002397	0.001480	1.619025	0.1056	
C(11)	0.000805	0.001496	0.538503	0.5903	
C(12)	0.002597	0.001539	1.688098	0.0916	*
R-squared	0.008168	Mean dependent var	-6.72E-19		
Adjusted R-squared	0.001880	S.D. dependent var	0.018027		
S.E. of regression	0.018010	Akaike info criterion	-5.188964		
Sum squared resid	0.562748	Schwarz criterion	-5.151421		
Log likelihood	4544.560	Durbin-Watson stat	1.923880		

Az 1998-2004 időszakban a január-effektus eltűnt. A szeptemberi hozam negatív, a decemberi pozitív, de csak gyenge, 10%-os szignifikancia mellett. Erre az időszakra tehát a hónapok szignifikanciája jelentősen csökkent.

A mintát három időszakra bontva az alábbi eredményekre jutottam:

1991 január 1. – 1995 december 31.

33. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.001578	0.001161	1.360026	0.1741	
C(2)	-0.000347	0.001131	-0.306668	0.7591	
C(3)	0.001180	0.001094	1.079036	0.2808	
C(4)	-0.000806	0.001120	-0.719332	0.4721	
C(5)	-0.000915	0.001104	-0.828433	0.4076	
C(6)	-0.000853	0.001094	-0.780361	0.4353	
C(7)	0.000479	0.001083	0.442083	0.6585	
C(8)	0.002721	0.001099	2.476900	0.0134	**
C(9)	-0.000766	0.001088	-0.703324	0.4820	
C(10)	-0.001215	0.001099	-1.106103	0.2689	
C(11)	-0.001467	0.001088	-1.347977	0.1779	
C(12)	0.000556	0.001115	0.498982	0.6179	
R-squared	0.011942	Mean dependent var		-4.08E-19	
Adjusted R-squared	0.003205	S.D. dependent var		0.011330	
S.E. of regression	0.011312	Akaike info criterion		-6.116482	
Sum squared resid	0.159170	Schwarz criterion		-6.067415	
Log likelihood	3853.150	Durbin-Watson stat		1.457624	

Az első időszakban egyedüli - a többitől szignifikánsan eltérő hónap - az augusztus, 5%-os szignifikancia mellett. A januári hozam itt is magasabb az átlagnál, de a napi hozamból az átlagot levonva szignifikánsan nem tér el 0-tól. Az eredmények nem változtak sokat, mivel a levont átlag ebben az időszakban alacsony volt.

1996 január 1. – 1999 december 31.

34. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.005421	0.002696	2.011021	0.0446	**

C(2)	-0.001329	0.002594	-0.512187	0.6086	
C(3)	-0.000470	0.002547	-0.184630	0.8536	
C(4)	0.001173	0.002532	0.463249	0.6433	
C(5)	-0.001861	0.002594	-0.717403	0.4733	
C(6)	0.002368	0.002547	0.929839	0.3527	
C(7)	0.000159	0.002447	0.065000	0.9482	
C(8)	-0.005519	0.002562	-2.153684	0.0315	**
C(9)	-0.003478	0.002503	-1.389665	0.1649	
C(10)	-0.000424	0.002517	-0.168316	0.8664	
C(11)	-6.39E-05	0.002547	-0.025105	0.9800	
C(12)	0.004818	0.002626	1.834267	0.0669	*
<hr/>					
R-squared	0.015840	Mean dependent var	-6.25E-19		
Adjusted R-squared	0.004883	S.D. dependent var	0.023402		
S.E. of regression	0.023345	Akaike info criterion	-4.664968		
Sum squared resid	0.538434	Schwarz criterion	-4.606075		
Log likelihood	2344.484	Durbin-Watson stat	1.885569		

Ebben az időszakban mutatkoznak különösen nagy különbségek a hónapok között. A január és a december erős pozitív hozammal örvendeztette meg a befektetőket, de az eddig erős augusztus most a legnegatívabb. Abszolút értékben jobban eltér a 0-tól mint a január vagy a december.

2000 január 1. – 2004 december 31.

35. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.002177	0.001333	1.633428	0.1026	
C(2)	-0.001570	0.001366	-1.149425	0.2506	
C(3)	-2.01E-05	0.001339	-0.014996	0.9880	
C(4)	0.000394	0.001366	0.288718	0.7728	
C(5)	-0.000189	0.001339	-0.140970	0.8879	
C(6)	-0.003268	0.001352	-2.416512	0.0158	**
C(7)	-0.000278	0.001303	-0.213237	0.8312	
C(8)	0.001510	0.001333	1.132667	0.2576	
C(9)	-0.001371	0.001333	-1.028580	0.3039	
C(10)	0.001715	0.001333	1.286441	0.1985	
C(11)	-0.000579	0.001359	-0.426328	0.6699	
C(12)	0.001442	0.001393	1.034827	0.3010	
<hr/>					
R-squared	0.012159	Mean dependent var	4.17E-21		
Adjusted R-squared	0.003375	S.D. dependent var	0.013746		
S.E. of regression	0.013723	Akaike info criterion	-5.729907		
Sum squared resid	0.232957	Schwarz criterion	-5.680619		

Log likelihood 3590.327 Durbin-Watson stat 1.994496

Az utolsó időszakban a január és a december hozama még mindig magasabb az átlagnál, (hiszen pozitív együtthatókat kaptam), de nem szignifikáns ez az eltérés. Júniusban az átlagnál sokkal rosszabb hozamot lehetett elérni, 5%-os szignifikancia mellett a júniusi hozam különbözött az átlagtól.

A következő következtetéseket vonhatjuk le:

- ✦ A január effektus 1991-1997 között jelen volt a piacon, ami ellentmond a hatékonyságnak.
- ✦ Az időben előre haladva a hónapok magyarázó ereje csökken, de továbbra is nyerő hónap a január.
- ✦ A későbbi időkben az intervallum szétesztásától függően a június, az augusztus, vagy a szeptember gyengébb hónap a többinél, de már messze nem olyan szignifikáns, mint a kezdetben megfigyelt januári hausse.
- ✦ A június szignifikánsan alulteljesít, ami a „Holiday Effect” jele is lehet.

Outlierek kiszűrésével

Az átlag levonását megtartva kiszűrtem az extrém értékeket. Az outlierek nélküli adatsorra alkalmazva az összefüggést, az alábbi eredmények születtek:

1991 január 1. – 1995 december 31.

36. táblázat

Included observations: 1232

Excluded observations: 24 after adjusting endpoints

LOG_CH_T_MEAN=C(1)*JAN+C(2)*FEBR+C(3)*MARC+C(4)*APR
 +C(5)*MAJ+C(6)*JUN+C(7)*JUL+C(8)*AUG+C(9)*SZEPT+C(10)
 *OKT+C(11)*NOV+C(12)*DEC

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.96E-05	0.000944	0.020707	0.9835
C(2)	0.001182	0.000919	1.286985	0.1983
C(3)	0.000844	0.000861	0.980796	0.3269
C(4)	-0.000462	0.000882	-0.524547	0.6000
C(5)	-0.000331	0.000869	-0.380577	0.7036
C(6)	-0.000853	0.000856	-0.996328	0.3193
C(7)	7.39E-05	0.000861	0.085895	0.9316

C(8)	0.002944	0.000869	3.388985	0.0007	***
C(9)	-0.000766	0.000853	-0.897971	0.3694	
C(10)	-0.001215	0.000861	-1.412220	0.1581	
C(11)	-0.001059	0.000856	-1.236340	0.2166	
C(12)	0.000194	0.000877	0.220878	0.8252	

R-squared	0.016040	Mean dependent var	3.06E-05
Adjusted R-squared	0.007168	S.D. dependent var	0.008892
S.E. of regression	0.008860	Akaike info criterion	-6.604937
Sum squared resid	0.095761	Schwarz criterion	-6.555102
Log likelihood	4080.641	Durbin-Watson stat	1.427694

Az augusztus az outlierok kiszűrése után is a legpozitívabb hónap, szignifikanciája nőtt. A korábban – nem szignifikánsan – pozitív január együtthatója gyakorlatilag nulla, vagyis a január pozitivitását jellemzően extrém értékek okozták. Előjelváltás csak a februárnál következett be, immár pozitív együtthatóval rendelkezik. Extrém negatív februári értékek kerültek kiszűrésre, ez akár a januári extrém pozitív hozamok kiigazítása is lehet.

1996 január 1. – 1999 december 31.

37. táblázat

Included observations: 977

Excluded observations: 23

LOG_CH_T_MEAN=C(1)*JAN+C(2)*FEBR+C(3)*MARC+C(4)*APR
 +C(5)*MAJ+C(6)*JUN+C(7)*JUL+C(8)*AUG+C(9)*SZEPT+C(10)
 *OKT+C(11)*NOV+C(12)*DEC

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.005288	0.002085	2.536237	0.0114	**
C(2)	-0.001329	0.001938	-0.685403	0.4933	
C(3)	-0.001468	0.001915	-0.766490	0.4436	
C(4)	0.001173	0.001892	0.619914	0.5355	
C(5)	-0.000725	0.001950	-0.371808	0.7101	
C(6)	0.001547	0.001915	0.808050	0.4193	
C(7)	0.000159	0.001829	0.086982	0.9307	
C(8)	-0.002696	0.001938	-1.390877	0.1646	
C(9)	-0.003454	0.001915	-1.803854	0.0716	*
C(10)	0.001725	0.001915	0.900696	0.3680	
C(11)	0.000699	0.001975	0.353652	0.7237	
C(12)	0.004818	0.001963	2.454594	0.0143	**
R-squared	0.020591	Mean dependent var	0.000408		
Adjusted R-squared	0.009427	S.D. dependent var	0.017528		

S.E. of regression	0.017445	Akaike info criterion	-5.247322
Sum squared resid	0.293676	Schwarz criterion	-5.187328
Log likelihood	2575.317	Durbin-Watson stat	1.740286

A középső időszakban továbbra is a január és a december hónapokban volt szignifikáns hausse. Az outlierek nélkül az augusztusi baisse már nem szignifikáns, a kiszűrt értékek között jócskán voltak augusztusi zuhanások, gondoljunk csak az 1998-as orosz válságra. Ezt mutatja az is, hogy az együttható a felére csökkent. Helyette a szeptember lett szignifikánsan negatív; itt nem az együttható változott, hanem értelemszerűen a szórás csökkent. Az 1998-as szeptember nagy volatilitást mutatott, extrém pozitív értékek (pl: 13,6% egy nap alatt) ugyanúgy voltak, mint szélsőségesen negatívak: (-12%)

2000 január 1. – 2004 december 31.

38. táblázat

Included observations: 1238

Excluded observations: 11 after adjusting endpoints

LOG_CH_T_MEAN=C(1)*JAN+C(2)*FEBR+C(3)*MARC+C(4)*APR
 +C(5)*MAJ+C(6)*JUN+C(7)*JUL+C(8)*AUG+C(9)*SZEPT+C(10)
 *OKT+C(11)*NOV+C(12)*DEC

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001288	0.001263	1.019358	0.3082
C(2)	-0.001570	0.001282	-1.224357	0.2211
C(3)	-2.01E-05	0.001257	-0.015973	0.9873
C(4)	0.000342	0.001295	0.263748	0.7920
C(5)	3.36E-05	0.001269	0.026506	0.9789
C(6)	-0.002879	0.001276	-2.257232	0.0242
C(7)	-5.67E-05	0.001234	-0.045986	0.9633
C(8)	0.001510	0.001251	1.206506	0.2279
C(9)	-0.001371	0.001251	-1.095634	0.2735
C(10)	0.001715	0.001251	1.370306	0.1708
C(11)	-0.000579	0.001276	-0.454121	0.6498
C(12)	0.001293	0.001322	0.978555	0.3280

**

R-squared	0.010811	Mean dependent var	-2.35E-05
Adjusted R-squared	0.001936	S.D. dependent var	0.012896
S.E. of regression	0.012883	Akaike info criterion	-5.856130
Sum squared resid	0.203489	Schwarz criterion	-5.806490
Log likelihood	3636.945	Durbin-Watson stat	2.023233

Csak a május előjele változott, de gyakorlatilag most is nulla. A június együtthatója csak kicsit csökkent, szignifikanciája továbbra is 5%. A január együtthatója jelentősen mérséklődött, sok szélsőséges pozitív érték kiszűrésre került, a többi hónap együtthatója nem változott számottevően.

Az outlierok kiszűrésének eredményeképpen az alábbi következtetések vonhatók le:

- ✦ A hónapok együtthatójának az előjele nem változott
- ✦ A korábban szignifikáns hónapok közül bizonyos hónapok szignifikanciája nőtt.
- ✦ Az 1998-as nyárvégi adatok jelentősen módosultak, itt sűrűsödtek az extrém értékek. Az augusztus szignifikanciája eltűnt, viszont 10% mellett már szignifikánsan negatív a szeptember.
- ✦ Az első év harmadik időszakban a korábban szignifikáns január adataiból sok extrém érték kikerült a mintából, így a január szignifikanciája eltűnt. Vagyis a január átlagtól való szignifikáns eltérését az extrém értékek okozták.

Adóhatás

A MOY hatás kapcsán *magyarázatként* felmerül a „Tax-loss selling”⁸.

Magyarországon az árfolyamnyereség-adó számítása számos változáson ment keresztül.

Törölt: .

A kezdeti időszakban voltak olyan évek, amikor az olyan tőzsdei részvényekre volt adó, amelyeket nem a tőkeszámlán helyeztek el, ugyanakkor tőkeszámla lehetősége bármely befektető előtt nyitva állt (a már kifizetett részvényekre). A hazai intézményi befektetőknek (befektetési alapok, nyugdíjpénztárak, biztosítók) gyakorlatilag soha nem kellett adót fizetniük, a vállalatoknak pedig az adóalapjukat módosította a tőzsdézés eredménye és ezek után adóznak.

Úgy tekintem, hogy a fentiek miatt kezdetben lehetőség volt az adó elkerülésére, és annak megfizetése csak 2001-ben és 2002-ben volt kötelező. A tőzsdei árfolyamnyereség-adó 2003 január 1-ével eltörlésre került, és noha azóta állami szinten felvetették az újbóli bevezetés lehetőségét, végül nem került rá sor.

Így a következő időszakokat hasonlítom össze:

⁸ Korábban a magyarázatok között olvashattunk róla. Röviden: a decemberi visszaesés és januári fellendülés az árfolyamnyereség-adó elkerüléséből adódik, mivel a befektető a rosszul teljesítő részvényeit eladja (veszteségével bizonyos mértékben csökken az adó), majd januárban visszavásárolja a részvényeket..

- 1991. január 1.- 2000. december 31. nincs adó
- 2001. január 1.- 2002. december 31. van adó
- 2003. január 1.- 2004. december 31. nincs adó

Erre a 3 időszakra vizsgálva az összefüggéseket, az alábbi eredményekre jutottam.

1991. január 1.- 2000. december 31.

39. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.004208	0.001279	3.288931	0.0010	***
C(2)	0.000455	0.001241	0.367014	0.7136	
C(3)	0.001210	0.001208	1.001593	0.3166	
C(4)	0.000394	0.001229	0.321051	0.7482	
C(5)	-0.000256	0.001223	-0.209485	0.8341	
C(6)	0.000993	0.001211	0.819679	0.4125	
C(7)	0.001137	0.001186	0.958379	0.3380	
C(8)	0.000175	0.001211	0.144635	0.8850	
C(9)	-0.000999	0.001200	-0.832561	0.4052	
C(10)	3.77E-05	0.001208	0.031198	0.9751	
C(11)	-0.000701	0.001208	-0.580037	0.5619	
C(12)	0.003688	0.001244	2.965041	0.0031	***
R-squared	0.007198	Mean dependent var		0.000822	
Adjusted R-squared	0.002821	S.D. dependent var		0.017661	
S.E. of regression	0.017636	Akaike info criterion		-5.232977	
Sum squared resid	0.776014	Schwarz criterion		-5.205086	
Log likelihood	6571.537	Durbin-Watson stat		1.767762	

2001. január 1.- 2002. december 31

40. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.003760	0.002159	1.741172	0.0823	*
C(2)	-0.003895	0.002265	-1.719927	0.0861	*
C(3)	-0.001154	0.002265	-0.509467	0.6107	
C(4)	0.002460	0.002265	1.086196	0.2779	
C(5)	-0.000752	0.002184	-0.344487	0.7306	

C(6)	-0.004171	0.002265	-1.841584	0.0662	*
C(7)	-0.001085	0.002135	-0.508244	0.6115	
C(8)	0.001141	0.002210	0.516308	0.6059	
C(9)	-0.002586	0.002237	-1.155940	0.2483	
C(10)	0.002938	0.002184	1.344991	0.1793	
C(11)	0.003228	0.002265	1.425358	0.1547	
C(12)	-0.000494	0.002387	-0.206989	0.8361	
<hr/>					
R-squared	0.033455	Mean dependent var	-1.33E-05		
Adjusted R-squared	0.011397	S.D. dependent var	0.014406		
S.E. of regression	0.014323	Akaike info criterion	-5.629844		
Sum squared resid	0.098888	Schwarz criterion	-5.527758		
Log likelihood	1402.571	Durbin-Watson stat	2.121401		

2003. január 1.- 2004. december 31.

41. táblázat

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C(1)	0.000702	0.001707	0.411299	0.6810	
C(2)	-0.000493	0.001749	-0.281779	0.7782	
C(3)	0.002315	0.001687	1.372305	0.1706	
C(4)	0.002444	0.001707	1.431800	0.1528	
C(5)	0.000992	0.001749	0.567276	0.5708	
C(6)	-0.001115	0.001707	-0.653168	0.5140	
C(7)	0.001675	0.001649	1.015870	0.3102	
C(8)	0.003177	0.001728	1.838751	0.0666	*
C(9)	0.000541	0.001668	0.324101	0.7460	
C(10)	0.002673	0.001707	1.566042	0.1180	
C(11)	0.000559	0.001728	0.323553	0.7464	
C(12)	0.001603	0.001707	0.939054	0.3482	
<hr/>					
R-squared	0.012669	Mean dependent var	0.001264		
Adjusted R-squared	-0.009405	S.D. dependent var	0.011012		
S.E. of regression	0.011064	Akaike info criterion	-6.146780		
Sum squared resid	0.060223	Schwarz criterion	-6.046243		
Log likelihood	1560.989	Durbin-Watson stat	2.141266		

Az eredmények nem utalnak arra, hogy a január-december hatást – legalábbis Magyarországon – az adóhatás vinné a rendszerbe.

Statistikailag szignifikáns összefüggést tehát nem találtam, mindazonáltal érdemesnek tartom megvizsgálni az alábbi hónapok adatait.

Várakozásaim:

2000. december: Az utolsó hónap, amikor még adófizetés nélkül lehet eladni. Érdemesebb most kiszállni, és adót nem fizetni. Illetve azoknak, akik implicit árfolyamnyereséget realizáltak, önkötést alkalmazni, hogy az adó számítása során kisebb legyen az árfolyamnyereség, mivel egy magasabb árfolyamhoz viszonyítanak.

2001. január: a decemberben esetleg eladott részvények visszavásárlásának időszaka, a vevői nyomás várhatóan pozitív hozamot generál.

2001. december – 2002. január:

Két egymást követő adózó év fordulója. Ha valahol, akkor itt kellene megfigyelhetőnek lennie a január-december hónapok eltéréseinek. A több részvényt tartó befektető a rosszul teljesítőket eladja év végén, hogy az így keletkezett árfolyamvesztésével adót takarítson meg. Majd januárban visszavásárolja. Decemberi csökkenés és januári emelkedés várható.

2002. december: A második adózó év vége. Aki év közben árfolyamnyereséget realizált, az most a rosszul teljesítő részvényeit eladja adócsökkentési szándékkal. Visszaesés várható.

2003. január: Aki néhány hónapja fontolgatta az eladást, annak érdemes volt 2003. januárig kitolni, így már nem kellett adót fizetnie; baisse várható.

Az alábbi táblázat adott hónapok átlagos napi hozamát mutatja. A jobboldali oszlopban a fentebb már megismert módon az átlaggal csökkentett érték szerepel.

Eredmények:

42. táblázat

	loghozam	loghozam-trend
2000. december	0,68539%	0,65039%
2001. január	0,16828%	0,13328%
2001. december	0,00489%	-0,03010%
2002. január	0,58368%	0,54868%
2002. december	-0,09800%	-0,13300%
2003. január	-0,18589%	-0,22089%

2000. december: az adó bevezetése miatt várt csökkenés *nem* következett be.

2001. január: a pozitív hozam *valóban* megfigyelhető volt.

2001. december – 2002. január:

A Tax-loss sellingnek megfelelően *valóban* decemberben az átlagosnál alacsonyabb volt a hozam, januárban az átlagosnál lényegesen magasabb.

2002. december: *Valóban* negatív átlagos hozam volt ebben a hónapban.

2003. január: *valóban* eladói nyomás nehezedett a piacra, hiszen negatív hozam volt megfigyelhető.

Következtetések:

A nagyon rövid időtáv, a kevés adat és a szignifikancia hiánya miatt messzemenő következtetéseket levonni hiba volna. Nem mondhatjuk, hogy „minden baj okozója” az adó bevezetése, ugyanakkor elgondolkodtató, hogy a két adózó év határán *valóban* felfedezhető volt a decemberi baisse – januári hausse párosítás.

4. Összefoglalás

A hatékony piacok elmélete bőséges irodalommal rendelkezik, diplomamunkámban ezen a témán belül is a hangsúlyt a hatékonyság 3 fokozatának ismertetése mellett az anomáliákra helyeztem. Az anomáliák jelenlétére született magyarázatok is bemutatásra kerültek.

Saját kutatást is végeztem, mely során alkalmaztam a szakirodalomban fellelhető módszereket. A hét napjainak és az év hónapjainak a hozamra gyakorolt hatását vizsgáltam a Bux indexen keresztül 1991-2004 időhorizonton.

A kapott eredményekből megállapítottam, hogy a *hét napjaiból* nem lehet következtetést levonni az adott napi hozamra. A regresszió magyarázó ereje végig a szignifikanciaszint alatt maradt. Az 1996-1999 időszakban a csütörtök lényegesen gyengébb volt a többi napnál. Ha azonban egy befektető ezen információ birtokában kereskedett volna 2000-2004-ben, szomorúan tapasztalta volna, hogy immár a szerda a leggyengébb nap.

Az *év hónapjai* nagyobb eltérést mutattak. Azonban időszakról időszakra változott, hogy mely hónap tért el szignifikánsan az átlagtól.

1991 és 1997 között megfigyelhető volt a *január effektus*, 1%-os szignifikancia mellett is magasabb volt e hónap hozama az átlagnál. 1998 után azonban már nem volt szignifikáns az év első hónapjának hozama. Más hónapok is csak 10%-os szignifikancia mellett tértek el nullától.

A szakirodalomban felmerülő lehetséges magyarázatok közül az adóhatást vizsgáltam. A rövid időtáv miatt az eredmények statisztikai szignifikanciával nem bírnak, ugyanakkor a vizsgált hónapok előjele az adó bevezetéséből adódó várakozásoknak *megfelelően* alakult.

A BÉT-et tehát hatékonynak tekinthetjük abban az értelemben, hogy a vizsgált két anomália nem volt tartósan megfigyelhető. Hogy milyen hónapot vagy napot írunk, tehát nem befolyásolja érdemben a tőzsdén elérhető nyereséget. Ami azonban a befektetőknek rossz hír, egyben az országnak jó: tőkepiacunk fejlettségét mutatja.

A hatékonyságnak természetesen más aspektusai is vannak. Az autokorreláció, keresztkorreláció tekintetében is érdemes megvizsgálni a hozamokat. A kapott eredmények nemzetközi összehasonlításban is érdekesek lehetnek, akár a térség országaihoz, akár fejlettebb országokhoz viszonyítunk.

Az erős hatékonyság vizsgálata kapcsán nagy érdeklődésre tarthat számot a bennfentes kereskedés vizsgálata, melyre újabb és újabb módszerek születnek.

Irodalomjegyzék:

Agrawal, A.; Tandon, K. „Anomalies of Illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries” *Journal of International Money and Finance*, **1994**, *13*, 83-106.

Andor, Gy.; Ormos, M.; Szabó, B. "Return Predictability in the Hungarian Capital Market” *Periodica Polytechnica*, **1999**, *Vol. 7., No. 1.* 29-45.

Arsad, Z.; Coutts, J. A. „Security price anomalies in the London International Stock Exchange: a 60 year perspective” *Applied Financial Economics*, **1997**, 455-464.

Babalan, E. "January Effect, yes! What about Mark Twain Effect?” *The Central bank of the Republic of Turkey*, **1995**, Discussion Paper No. 9509 (also published in : *Applied Economics Letters*)

Ball, R.; Brown, P. „An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers” *Journal of Accounting Research*, **1968**, *6*, 159-178.

Banz, R. „The relationship between return and market value of common stocks” *Journal of Financial Economics*, **1981**, *9*, 3-18.

Basu, S. „Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis.” *Journal of Finance*, **1977**, *32*, 633-682.

Bhabra, H.S.; Dhillon, U. S.; Ramirez, G. G. „A November effect? Revisiting the tax-loss-selling hypothesis” *Financial Management*, **1999**, *28*, 5-15.

Brealey/Myers: *Modern Vállalati pénzügyek*, *Panem*, **1999**

Bubák, V.; Zikes, F. *Seasonality and the Nontrading-Effect on Central-European Stock Markets* **2004**

Cowles, A. 3rd „Can Stock Market Forecasters Forecast?” *Econometrica*, **1933**, *1*, 309-324.

DeBondt, W. F. M.; Thaler, R. H. „Does the stock market overreact?” *Journal of Finance*, **1985**, *40*, 793-805.

Fama, E. F. „Efficient Capital Markets: II” *Journal of Finance*, **1991**, *46*, 1575-1617.

- Fama, E. F. „Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance”
- Fama, E. F. „The Behavior of Stock-Market Prices” *Journal of Business* **1965**, 38, 34-105.
- Fama, E.; Fisher, L.; Jensen, M.; Roll, R. „The adjustment of stock prices to new information” *International Economic Review*, **1969**, 10, 1-21.
- French, K. R. „Stock returns and weekend effect” *Journal of Financial Economics*, **1980**, 8, 55-69.
- Gregoriou, A.; Kontonikas, A.; Tsitsianis, N. „Does the day of the week effect exist once transaction costs have been accounted for? Evidence from the UK” *Applied Financial Economics*, **2004**, 215-220.
- Henke, H. „The January Effect and Tax-Loss selling: New Evidence from Poland” *Postgraduate Research Programme „Capital Markets and finance in the Enlarged Europe” Working Paper Series*, **2001**.
- Jensen, M. „The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964”, *Journal of Finance*, **1968**, 23, 389-416.
- Jones, C. P.; Pearce, D. K.; Wilson, J. W. „Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note” *Journal of Science*, **1987**, 42, 453-461.
- Kamara, A. „New Evidence on the Monday Seasonal Stock Returns” *Journal of Business*, **1997**, 70, 63-84.
- Komáromi, Gy. „A hatékony piacok elméletének elméleti és gyakorlati relevanciája” *Közgazdasági szemle*, **2002**. 377-395
- Lakonishok, J.; Smidt, S. „Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective” *Review of Financial Studies* **1988**, 1, 403-425.
- Malkiel, B. G. „The valuation of closed-end investment company shares” *Journal of Finance*, **1977**, 32, 847-859.
- Rhee, S. G. „A Review of the New Issue Puzzles” **2002**. (Prepared for: Fourth OECD Round Table on Capital Market Reform in Asia, Tokyo, 2002.)

Ritter, J. „The Long-Run Performance of Initial Public Offering” *Journal of Finance*, **1991**, 46, 3-28.

Rozeff, M. S.; Kinney, W. R. „Capital market seasonality: The case of stock returns” *Journal of Financial Economics*, **1976**, 3, 379-402.

Saunders, E. M. J. „Stock Prices and Wall Street Weather” *American Economic Review*, **1993**, 83, 1337-1345.

Seyhun, H. N. „The January Effect and Aggregate Insider Trading” *Journal of Finance*, **1988**, 43, 129-141.

Shiller, R. „Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?” *American Economic Review*, **1981**, 71, 421-436.

Shleifer, A. „Do demand curves for stocks slope down?” *Journal of Finance*, **1986**, 41, 579-590.

Vajda I. „Bennfentes kereskedelem” *Közgazdasági Szemle*, **2003**. március 235-253.

Yalcin, Y.; Yucel, E. M. "The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility: Evidence from Emerging Markets” *The Central Bank of the Republic of Turkey*, **2003**

Internetes források:

www.pm.gov.hu

www.bet.hu

A felhasznált Bux adatokat a BÉT bocsátotta rendelkezésemre.