

Kochmeister-díj

VAR KRITIKA LÉPÉSRŐL LÉPÉSRE

Szűcs Nóra Ágota

Budapesti Corvinus Egyetem,

Pénzügyi befektetéselemző és kockázatkezelő szakirány

Budapest, 2006. május

Tartalomjegyzék

1 Kockázati mértékek és endogén kockázat.....	7
1.1 A kockázatról	7
1.2 Kockázati mértékek.....	9
1.3 Az endogén kockázat	15
1.3.1 Likviditási feketelyukak – az endogén kockázat esetei.....	17
1.4 A VaR módszertanáról röviden.....	18
1.5 Konklúzió.....	22
2 A piac vélekedése az endogenitásról.....	24
2.1 Módszertan.....	24
2.2 Kereskedés a BÉT-en – jegyzetek az interjúk margójára	25
2.3 Az endogenitás léte a BÉT-en.....	26
2.4 A kockázati limitekből adódó endogén kockázat.....	31
2.5 Krízisek, megváltozott likviditású időszakok	34
2.6 Az interjúk eredményei	36
3 Kvantitatív vizsgálat.....	38
3.1 A vizsgálat tárgya.....	38
3.2 A nagy gyakoriságú pénzügyi idősorokról.....	39
3.3 Módszertan.....	42
A vizsgálat lépései.....	43
3.4 A BUX további három zuhanása.....	51
3.4.1 2000. május 19.	51
3.4.2 2002. július 24.	55
3.4.3 2005. október 13.	59
3.5 Eredmények összegzése	62
4 Konklúzió.....	66
Irodalomjegyzék.....	114

Ajánlom a dolgozatot konzulensemnek, Király Júlia
tanárnőnek útmutatásáért, a holtpontokról kilendítő
kérdéseiért és segítő kritikáiért köszönetképpen.

Köszönetnyilvánítás

Ezúton is szeretném kifejezni köszönetemet a Budapesti Értéktőzsdének szakdolgozatom megírásához nyújtott segítségükért: a rendelkezésemre bocsátott adatokért.

Dolgozatom célja a VaR-nak, mint sikeres kockázatkezelési és szabályozási gyakorlat elméleti gyengeségeinek áttekintése, az endogén kockázatot teremtő szabályozások hatásmechanizmusának bemutatása. A vizsgálni kívánt probléma indító gondolatát Jon Danielsson cikkeiből elvonható két állítás adja: melyek szerint a piaci adatok statisztikai krízis időszakban megváltoznak, ezért helytelen a normál piaci működés adatai alapján készült kockázati modellek alkalmazása. Továbbá különösen kritikusnak tartja a VaR-nak, mint szabályozói eszköznek az alkalmazását, amely nem veszi figyelembe az endogén kockázatot, és így a szabályozásból eredő széleskörű használata tovább destabilizálhatja sokkok idején a piacot.

Megjegyzés [A1]: Mondhatjuk, hogy a szabályozás endogén kockázatot jelent?

Cikkeiben a kockázati mértékek modelljeit, csoportjait, amelyek az ökonometria, matematika és statisztika eszköztárára épülnek, az endogén kockázat fogalmát felhasználva az emberi tényezővel, a szereplők viselkedésével, a piac pszichológiájával ütközteti. Ez a kettősség keltette fel érdeklődésemet a probléma iránt és választottam szakdolgozatomnak témájául – hogy az elméletileg zárt, a VaR hibáitól mentes, koncepcióval rendelkező kockázati mértékek is váratlan kihívással néznek szembe a gyakorlat során, amivel megalkotóik nem számoltak, az emberi viselkedés okozta, rendszeren belülről érkező hatásokkal.

Danielsson nyomán a szűkebben megfogalmazott problémám a magyar tőzsdére vonatkozik, melynek több jellemzője tökéletes terepévé teszi az endogenitásnak. A külföldi befektetők aránya 70% fölött van, ami a régióban is egyedülállóan magas, ezen intézményi befektetők pedig iparági és regionális (feltörekvő piacok) szintű portfóliókban gondolkoznak, az adott kategóriában bármely kedvezőtlen jelre zárják pozíciójukat. (pl. hongkongi válság) Hazánkban a piaci szereplőkkel folytatott interjúk alapján a VaR modellek alkalmazása nem jellemző, még gyerekcipőben jár. Ezen információk birtokában kívánom megvizsgálni, milyen kockázatkezelési gyakorlatok vannak a magyar piacon, létezik-e a Danielsson által leírt, speciális endogén kockázat, a kockázatkezelési eljárásokból eredő destabilizáló hatás krízis idején. Az interjúk alapján kiválasztott „hírhedt” kereskedési időszakoknak a BÉT-en rögzített adatain majd kvantitatív módszerekkel is ellenőrzöm Danielssonnak a sokkok idején megváltozó statisztikákra vonatkozó állítását.

Dolgozatom így három részből épül fel: az elméleti háttérrel követően az interjúk eredményeit ismertetem, majd a BUX kiválasztott időszakain vizsgálom a megelőző két rész eredményeit.

1 Kockázati mértékek és endogén kockázat

...a bondavári tárnatűz következtében tömegesen mentek tönkre azok, akik pénzüket az ottani szénvagyon kitermelésére alapozott vasútépítési vállalkozásba fektették. A bondavári részvények jegyzése először a névértékére süllyedt, majd lejjebb, egészen a semmiig, sőt, az alá...
(Jókai Mór: Fekete gyémántok című regénye alapján)¹

Tágabb témaválasztásomat, a kockázat mérését, kezelését olyan híres bukások igazolják, mint a maláj jegybank 1992-93-as, összesen 5 milliárd dolláros vesztesége az elhibázott font-spekuláció miatt; vagy a spanyol Banesto 1993-ban realizált 4,7 milliárdos vesztesége; de a franciák büszkeségének, a hajdani Crédit Lyonnais bukását is csak a rekord méretű állami megmentési költségek akadályozhatták meg. A pálmát az amerikai S&L veszteségei viszik el, az eszközei és forrásai között fennálló duration gap mintegy 150 milliárdos veszteséget eredményezett az amerikai takarékszövetkezeteknek. (Jorion, 1999) Pedig a felsorolt esetek nem is tartoztak az oly sokat kárhozott derivatívok miatt elszenvedett krachok közé, amelyek közül talán a derivatív árazás elméleti megalkotóinak nevével is fémjelzett LTCM összeomlása a legemlékezetesebb.

Dolgozatom első részében elméleti áttekintést adok azokról a fogalmakról, amelyeket aztán empirikusan is vizsgálni fogok. A kockázati mértékek elvi hiányosságai és az empirikus részben vizsgált gyakorlati hatásuk érdekesen kiegészítik egymást, ütköztetik a cikkek és a piaci szereplők nézőpontját.

1.1 A kockázatról

A modern portfólió elmélet szerint a befektetők többlet hozamot várnak a többlet kockázatért, mely utóbbit a szórással jellemezzük. A portfólióválasztást ennek megfelelő optimalizálási problémaként határozzák meg: adott hozam mellett a szórás minimalizálása a feladat.

A kockázat fogalmának első lépése a befektetők kockázat felfogásának megismerése. Rachev és szerzőtársai (2005) alapján a kockázat aszimmetrikus, relatív és többdimenziós fogalom, valamint a befektetés idődimenziójából adódóan a heteroszkedaszticitás figyelembe vétele is elvárható tulajdonságának kell lennie. Minimum követelményként tükröznie kell azt a Markowitz-féle portfólió elméletből

¹ http://www.sulinet.hu/cgi-bin/db2www/ma/et_tart/lst?kat=Adar&url=/eletestudomany/archiv/1998/9818/diak/gazd/gazd.html
letöltve: 2006. április 21.

levezetett állítást, hogy a diverzifikáció nem növelheti a portfólió kockázatát, hanem csökkenti azt, amennyiben az elemek korrelációs együtthatói nullától különböznek. (Rachev et al., 2005)

Így a kockázat jellemzésére nem adódik egyértelműen a szórás, mint mutató. Szimmetriája miatt, mely a kiugróan magas hozamot ugyanúgy bünteti, mint az extrém veszteséget, inkább a bizonytalansági mértékek, vagy más néven a deviancia mértékek csoportjába sorolandó, amely mértékek a következő tulajdonságokkal jellemezhetők:

- ❖ $D(X+C)=D(X)$ ahol C konstans
- ❖ $D(0)=0$ és $D(aX)=aD(X)$ minden $a>0$ esetben
- ❖ $D(X+Y)\leq D(X)+D(Y)$
- ❖ $D(X)\geq 0$ minden nem-konstans X -re

A szimmetria mellett további problémája a szórásnak, hogy nem számítható ki minden eloszlás esetében, erősen a normális eloszláshoz, általánosabban az elliptikus eloszlásokhoz kötődik. Így a historikus idősorokon megfigyelhető vastag szélű hozameloszlások mellett sem a kockázat jellemzésére, sem a Markovitz-féle portfólió optimalizálási probléma megoldása során sem alkalmazható. A gyakorlatban szintén kedvezőtlen tulajdonsága a szórásnak, hogy nem pénzben, hanem százalékban adja meg a kockázatot.

Több szerző szerint a kockázatot nem az adott befektetés átlagos hozamától való valamifajta eltérésként kell felfogni. Ebben a felfogásban a kockázatot az adott portfólió hozamának egy előre meghatározott referenciahozamtól való eltéréseként helyes értelmezni, mely szintén lehet véletlen valószínűségi változó. Így a kockázatot egy alternatív befektetési lehetőséghez való hozzá mérésésként értelmezzük. (Rachev et al., 2005)

Ezen a ponton kapcsolódik a gondolatmenethez a befektetők preferenciáinak meghatározása. A várható hasznosságokból való hagyományos kiindulást egy további tulajdonsággal szükséges gazdagítani, a befektetők hasznossága függ egy elérhető minimális hozamszinttől. Döntésükben tehát viszonyítási pontként szerepet játszik egy referenciahozam, amint a fenti kockázatfogalomban is. Ilyen feltételek melletti haszonmaximalizálás ekvivalens annak a valószínűségnek a minimalizálásával, hogy a

befektetés hozama egy kockázati referenciahozamként választott hozam alá menjen. (Rachev et al., 2005)

1.2 Kockázati mértékek

A kockázat fogalmának számszerűsítéséhez szükséges a kockázati mérték definíciójának bevezetése. Kockázati mértéknek tekinthető minden olyan függvény, mely számértéket rendel egy veszteségként értelmezett véletlen valószínűségi változóhoz. Mivel a kockázat szubjektív fogalom, mely a kitétségekhez és a bizonytalansághoz kapcsolódik, a kockázati mértékek erősen összefüggenek a befektetők hasznosságfüggvényeivel. (Rachev et al., 2005)

Intuitív módon is több elvárás fogalmazódik meg egy kockázati mérőszámmal kapcsolatban: szemléltesse azt a mindenki által osztott axiómát, hogy kis kockázatot alacsonyabb hozam jár, a magasabb kockázatot viseléséért pedig extra hozamot várunk. A diverzifikáció áldásos hatása is a legalapvetőbb állítások közé tartozik már a bevezető pénzügyi kurzusokon is, ebből adódóan A és B portfólió együttes kockázata ne legyen nagyobb a két portfólió kockázatának összegénél. (Acerbi, 2003)

A diverzifikáció bátorítására alkalmas a koherens kockázati mértékek csoportja, melyre a korábban tárgyalt referenciahozam alapú megközelítések legtöbbje is épít. (Szegő, 2001) A koherencia feltételei a következők:

- ❖ Pozitív homogenitás: ha $\alpha \geq 0$, akkor $f(\alpha x) = \alpha f(x)$
- ❖ Szubadditivitás: $f(x+y) \leq f(x) + f(y)$
- ❖ Monotonitás: ha $x \leq y$, akkor $f(x) \leq f(y)$
- ❖ Transzláció invariancia: $f(x+\alpha) = f(x) + \alpha$

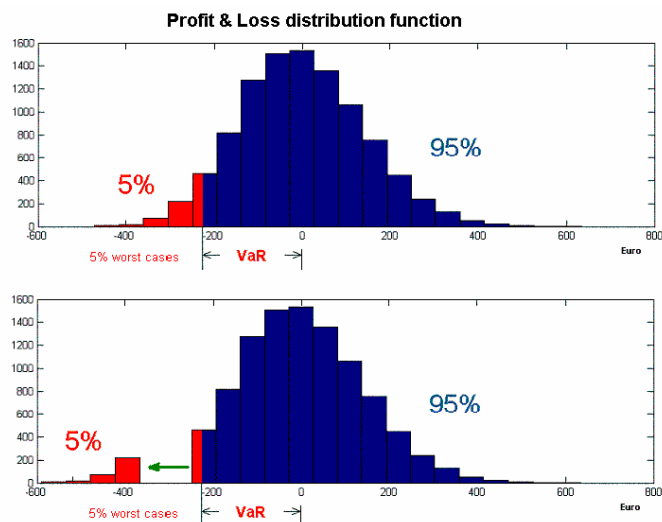
A szubadditivitásból adódóan támogatják a diverzifikációt, felületük, ha ábrázolnánk, mindig konvex, egyetlen, globális minimummal rendelkezik, ami egyértelművé teszi a kockázat minimalizálási feladat megoldását. (Acerbi, 2003)

Ezzel szemben a VaR, mely a JP Morgan által alkotott sikeres alkalmazás a kockázatkezelés terén, a pénzügyi szabályozások fontos eszköze. Elterjedését az magyarázza, hogy egy Gaussi vagy általánosabban egy elliptikus világban a hozamok szórása az egyetlen kockázati mérőszám, de ezen feltevések helyességét több piaci sokk megkérdőjelezi. Így fordult a variancia helyett az érdeklődés a VaR felé, holott pont

nem-elliptikus eloszlások esetén rendelkezik számos hiányosságokkal. (Kondor, Szepessy, Ujvarosi, 2004) A kockázatos érték, az a legkisebb veszteség, melyet egy portfólió a legrosszabb α kimenet esetén egy nap alatt elszenvedhet. (Vagy alternatíven: az a maximális veszteség, melyet a legjobb $(1-\alpha)$ esetben egy nap alatt elszenvedhet.) A VaR tehát matematikailag a hozam valószínűség-eloszlásának α -dik kvantilise. A VaR mögöttes feltevései szerint a piaci hozamok véletlen bolyongást követ, a kockázati mérőszám megalkotásánál pedig a varianciára alapozott lineáris statisztikára és a valószínűség elméletre épül. Sok modell a hozamok eloszlásáról is előfeltevésekkel él. A mutatószám számos előnyös tulajdonsággal is rendelkezik: egyetlen számban, az alportfóliókra lebontott alsóági kockázatok aggregálható módon, pénzben adja meg az elszenvedhető veszteséget. Könnyen értelmezhető, lehetővé teszi a legkülönbözőbb befektetések közti összehasonlításokat, definíciójából adódóan van valószínűségi tartalma. (Acerbi, 2003)

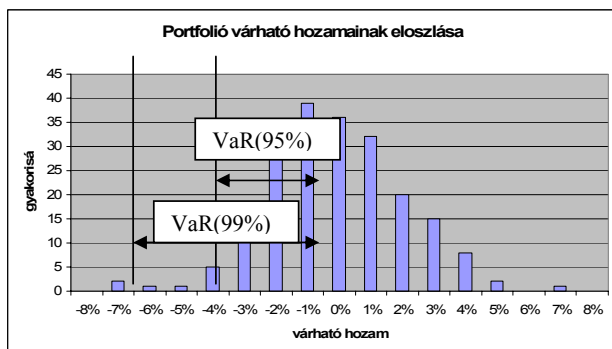
Azonban a VaR nem tartozik a koherens mértékek közé, sőt a szubadditivitás, ami a Markowitz-féle portfólió elmélet sarokköve, is csak a hozamok elliptikus együttes eloszlásának esetében teljesül. Így a VaR a nem-elliptikus eloszlások esetében nem fogadható el kockázati mértékként. Továbbá:

- ❖ Nem veszi figyelembe a VaR küszöbön túli veszteségeket, holott vastag szélű eloszlás esetén nem lényegtelen, a legrosszabb kimeneteket részletesen ismerni:



1. ábra (Forrás: Acerbi, 2003: 13. o)

- ❖ A VaR csökkentése a figyelembe nem vett küszöbön túli rész kiterjesztésével jár:



2. ábra

- ❖ Különböző konfidencia szinteken ellentmondásos eredményre vezethet: ha két portfólió közötti választásról van szó, az 5%-os VaR alapján egyformán kockázatosak lesznek, amennyiben a 0,05-dik kvantilisük egyenlő. Ha 1%-os konfidencia szintre váltunk, az eredmény ellentmondhat az előzőeknek, ha a megfelelő kvantilisek ezúttal nem egyenlők, például az első portfólió a 0,05-dik kvantilise alatt vastagabb széllel rendelkezik, mint a másik alternatíva. Így a különböző konfidencia szintek mellett a VaR segítségével történő rangsorolás nem lesz következetes és állandó.

- ❖ A szubadditivitás hiánya már említett módon sérti a diverzifikáció elvét:

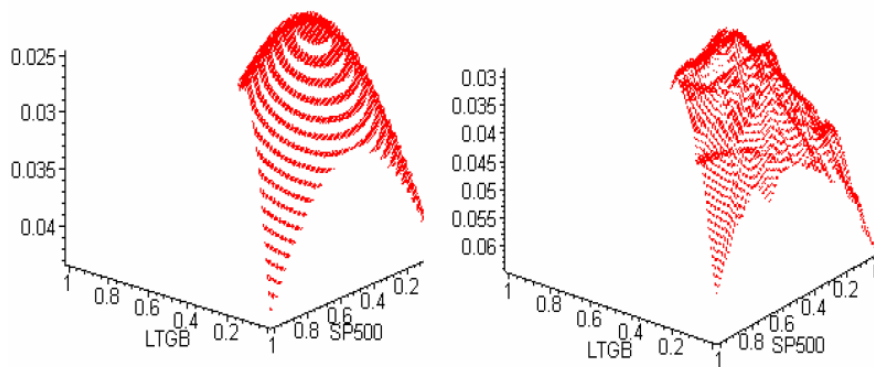
Jelenlegi árfolyam		
A kötvény	B kötvény	A és B kötvény
104,6	104,6	209,2

Kifizetések		Valószínűség	A	B	A és B
			kötvén y	kötvén y	kötvény
A csőd	elmarad a szelvénykifizetés	3%	108	0	108
	elmarad a tőkekifizetés	2%	108	100	208
B csőd	elmarad a szelvénykifizetés	3%	0	108	108
	elmarad a tőkekifizetés	2%	100	108	208
Nincs csőd		90%	108	108	216

	A kötvén y	B kötvén y	A és B kötvény
5%-os VaR	4,6	4,6	101,2

3. ábra (Forrás: Acerbi, 2003: 23. o.)

❖ A konvexitás hiánya lehetetlenné teszi a VaR használatát optimalizálási problémák során: már alapvetően az alsóági kockázat mérőszámai melletti optimalizáció felvet módszertani nehézségeket – ez a kockázat csak a kritikus szinten túl érdekli a befektetőt. A VaR nem additív, így szükséges a portfólió elemeinek együttes eloszlását ismerni. Az ezt követően meghatározott hatékony portfóliók halmaza a diszkrét adatokból való becslés miatt nem feltétlenül konvex, sok lokális minimummal rendelkezik. Így az optimális, érintő portfólió kiválasztása nem egyértelmű, szemben a hozam-szórás térben történő optimalizációval. (Bővebben: Grootvled-Hallerbach, 2003) Az alábbi ábra a portfólió VaR és szórás értékeit ábrázolja minden lehetséges portfólióra, amelyeket részvényekből (S&P500), kötvényekből (LTGB) és ingatlanbefektetésekből (REEI) állíthatnak össze a befektetők:



4. ábra (Forrás: Grootvled-Hallerbach, 2003: 14. o.)

❖ Nem képes kezelni nem elliptikus együttes hozameloszlások esetében a hozamok, mint véletlen valószínűségi változók közti kapcsolatot,

❖ Speciális kereskedési technikákkal manipulálható. (Szegő, 2001)

Összefoglalva a VaR mögül hiányzik egy konzisztens axiómarendszer.

De a VaR továbbfejleszthető: a várható extrém veszteség mutató figyelembe veszi a küszöb alatti kimeneteket is, az az átlagos veszteség, melyet egy portfólió a legrosszabb α kimenet esetén egy nap alatt elszenvedhet. A 2001 óta használatos definíciója szerint:

$$ES_{\alpha} = -\frac{1}{\alpha} \int_0^{\alpha} F_u^{-}(X) du$$

Ez pedig koherens és szubadditív, továbbá nem tartalmaz semmiféle feltételezést az eloszlás végére (A bizonyítást Acerbi és Tasche elvégezték az On the coherence of Expected Shortfall című 2002-ben írt munkájukban.). (Acerbi, Tasche, 2002)

Elliptikusan szimmetrikus eloszlások esetében a várható extrém veszteség a szórás megfelelője, így bármely α szint mellett számolva a portfóliók kockázatának összehasonlítására alkalmas, a szórás helyettesítője. Mivel a VaR alatti veszteségek átlagát adja, a várható extrém veszteség soha nem kisebb a VaR-nál, és az α csökkenő függvénye. A gyakorlati alkalmazása egyszerű, a VaR átalakítása, majd az ezt követő optimalizáció egy konvex és lineárisra tehető probléma. (A bekezdésben szereplő állítások bizonyítását Bertsimas, Lauprete és Samarov „Shortfall as a risk measur: properties, optimization and applications” című írásukban vezetik le.) (Bertsimas, Lauprete és Samarov, 2004)

És fajtáját tekintve, az ES nem az egyetlen ilyen: egész osztályokat alkotunk a koherens kockázati mértékekből. Adott n koherens kockázati mérték bármely konvex lineáris kombinációja szintén koherens kockázati mértéket ad. (Bizonyítás Acerbi: Spectral measures of risk: A coherent representation of subjective risk aversion című 2002-es cikkében.) Az $0 < \alpha < 1$ értékeit kihasználva ES-ből különböző α -ra rendelkezésünkre állnak a koherens kockázati mértékek: a belőlük generált kockázati mértékeket nevezzük spektrális kockázati mértékeknek. Definíció szerint:

$$M_\phi(X) = -\int_0^1 \phi(p) F_X^{\leftarrow}(p) dp$$

,ahol a súlyok pozitívak, összegük 1 és nem csökkenők. Ez utóbbi különösen fontos, mivel tartalmilag megfelelteti a súlyokat egy kockázatkerülést jellemző függvénynek. Ez a kockázatkerülési függvény minden befektetőre nézve egyedi, az egyéni preferenciákat tükrözi. Az egyéni preferenciákra épülő kockázatkerülést jellemző függvény súlyozásra való felhasználása lehetővé teszi, hogy minden befektető meghatározhassa a saját spektrális kockázati mértékét, amely az ő kockázatviselési hajlandóságától fog függeni. A spektrális mértékek összekötik a kockázati mértékeket és a szubjektív kockázat kerülés, kockázatviselési hajlandóság befektetőspecifikus fogalmait. (Acerbi, 2003)

A fent definiált spektrális kockázati mértékek számtalan csoportját kínálják a koherens kockázati mértékeknek. A nem spektrális koherens mértékeknek sok nem kívánt tulajdonsága okozhat problémát a gyakorlatban. (Acerbi, 2002)

Bár a spektrális mértékek komoly előrelépést jelentenek, alkalmazásuk korlátairól sem szabad megfeledkezni. Általános szabályként elmondható: különböző típusú portfóliókra, eltérő spektrális mértékek a legmegfelelőbbek, de bizonyos esetekben a szubadditivitás és a pozitív homogenitás már egyáltalán nem kívánatos: ha az összpici

kapitalizációhoz mérten jelentős a kitétségünk egy eszközből, tranzakcióink megmozdíthatják a piacot, fellép a likviditási kockázat. A két említett tulajdonság miatt a kockázati mértékünk pedig nem lesz képes jelezni ezt a jellegű kockázatot. (Acerbi, 2003)

Így újabb csoportját definiálták a kockázati mértékeknek: megszületett a konvex kockázati mértékek csoportja, melyek bizonyos esetekben megengedik a koherencia megsértését. Főbb jellemzőik: monotonitás, transláció invariencia, konvexitás. (Acerbi, 2003) A konvexitás pedig lényeges tulajdonság, anélkül egyetlen mutató sem képezheti racionális alapját a kockázat árának meghatározásának, nem is fogadható el kockázati mértékként. (Kondor, Szepessy, Ujvarosi, 2004)

Megjegyzendő, hogy a koherencia nagyon is kívánatos tulajdonság, amiről a likviditási kockázat kivételével nem ajánlatos lemondani. Így csak azok a konvex kockázati mértékek jelentenek előrelépést, melyek kis súlyú pozíciók esetén koherensek is. Nem jelentenek tehát általánosabb mértéket, be kell építeni olyan összetevőt és a képletbe, mely érzékeny a piaci pozíció méretére:

$$\rho_{convex}(X) = \rho_{coherent}(X) + C_{liquidity}(X)$$

A következő lépés a kockázati mérték meghatározása után az adott mérték melletti optimalizáció. Koherens kockázati mérték és konvex kockázati felület mellett nincs lokális minimum, egyetlen, globális létezik csak. A feladat tehát egyértelmű. (Bizonyította Acerbi és Simonetti 2002-es cikkükben.)

Összegzésként: elméleti áttekintésünkben a variancia és a VaR bírálatát követően definiáltuk a koherens, a spektrális és a konvex kockázati mértékek fogalmát. A spektrális mértékek rendelkeznek a VaR minden jó tulajdonságával, továbbá koherensek is. Becslésünkél a statisztikai hiba könnyen számszerűsíthető, a VaR-ral együtt az extrémérték-elmélet alá tartoznak. Használatuk a VaR-ral megegyező modellezést tételezi fel (VaR: egyfajta minimum, ES: egyfajta átlag, de az odáig vezető út azonos.) Alkalmazható különböző alportfóliók, divíziók esetén, csökkentheti a kockázat kiszámítására szánt „összvállalati” energiát. Az optimalizációs probléma is egyszerűbb a spektrális esetben: hiszen egy konvex és szakaszosan lineáris problémáról beszélünk. (Acerbi-Simonetti, 2002)

Következő lépésként a kritikáktól függetlenül a VaR a definíciójának mögöttes feltevéseinek helyességét vizsgálom. A VaR modellek gyakori feltevése a hozamok stacionaritása, stabilitása – statisztikai szempontból a stacionaritás az adott termék

hozamainak időben állandó átlagot, szórást, szélességet és csúcosságot tulajdonít; vagy dinamikus szemléletben, a folyamatot leíró modell paraméterei az időnek nem függvényei. Szintén feltétel az adott eszköz vagy portfólió hozamainak időbeli függetlensége, autokorrelációmentessége. A feltevések elméleti kritikusságának bizonyításához át kell lépni a még gyerekcipőben járó elmélet, a viselkedési pénzügy keretei közé. Ezen elmélet szempontjából megfogalmazva, a két feltevés ekvivalens azzal az állítással, hogy a szereplők nem változtatják meg viselkedésüket az idő folyamán – nem tanulnak a múlt történéseiből. (A feltevések empirikus kritikájával a terjedelemre való tekintettel esszémben nem foglalkozom.) (Hoppe, 1999)

1.3 Az endogén kockázat

Mindezek ellenére a VaR a gyakorlatban egyszerűsége és univerzalitása miatt mégis nagy népszerűségnek örvend, a Bázeli szabályozások szerves része. A VaR szabályozási eszközként való használata a korábban tárgyalt elméleti aggályok mellett újabb, eltérő jellegű problémát jelenthet, ami azonban nem a mögöttes koncepció vagy a koherencia hiányából adódik, a kritikának ez a pontja a felhasználás céljából ered, így egyéb, megalapozottabban definiált kockázati mértékek is hasonló hatással lehetnének, elterjedt alkalmazás esetén.

Danielsson cikkeiben az endogén kockázat fogalmával írja le a VaR-nak, mint univerzális szabályozási eszköznek a veszélyeit függetlenül annak korábban tárgyalt hiányosságaitól. Ha a probléma jellegét szeretnénk megragadni, akkor a Lucas-kritika alapvető állítását kell felidézni: „Feltéve, hogy minden ökonometriai modell struktúrája a gazdasági szereplők optimális magatartási szabályait tükrözi, és ezek az optimális döntések a döntéshozók számára releváns idősorok struktúrájának megváltozásával együtt szisztematikusan megváltoznak, akkor teljesül, hogy bármely, a gazdaságpolitikában bekövetkező változás megváltoztatja az ökonometriai modellek struktúráját” (Lucas, 1976 in: Király, 1998)

A szabályozási célra használt, általánosan elfogadott VaR mutatót erős kritikák érték. Általános megjegyzésként előnyös lenne, ha a bankok választhatnának az alkalmazott kockázati mértéket illetően. Hiszen semelyik mérték sem univerzális abban az értelemben, hogy egyformán adekvát legyen minden portfólióra. További előny lenne, hogy különböző mértékek használata esetén egy sokk szituációban kevésbé lenne a pont

a kockázati mérték által összehangolt a szereplők cselekvése, jóllehet a pánik keltette eladások jelensége jóval megelőzi a VaR alkalmazását. (Acerbi, 2003)

Acerbi egy új problémakör felvetéséhez vezet el, melyet összefoglaló néven endogén kockázatnak definiálnak. Példákat erre a kockázati típusra széles körben találhatunk, Danielsson is egy a pénzügyektől távoleső eseménnyel, a londoni Millenium-bridge esetével szemlélteti az endogén kockázat figyelmen kívül hagyásának drasztikus következményeit.

Danielsson állításához visszatérve, a VaR modellek, mint szabályozási eszközök alkalmazása, melyek célja a világ pénzügyi piacain jelenlévő kockázat kezelése és a szereplők kritikus időszaki kitétségeinek csökkentése, eredeti céljától eltérő eredményre vezethet: elterjedt használatuk krízis idején destabilizálhatja a piacot, felerősítheti a piac volatilitását, ezáltal pótlólagos kockázatot csempészhethet a rendszerbe.

A Danielsson-Shin szerzőpáros definíciója szerint az endogén kockázat forrásai a rendszeren belül keletkező sokkok, szemben az exogén kockázattal, melyek a rendszer keretein kívülről érkeznek. Állításuk, hogy a legsúlyosabb károk, és a legnagyobb veszteségek az endogén kockázat terhére írhatók. Minden olyan esetben, amikor az egyének reagálnak cselekvésükkel a környezetükre, illetve ezen cselekvéseik eredője hatással van magára a környezetre, endogén kockázat jelenik meg. (Danielsson – Shin, 2002)

Ilyenkor a valószínűségek vizsgálatánál nem szabad figyelmen kívül hagyni a tényt, hogy a rendszer minden egyes szereplője ugyanazon környezeti hatásoknak van kitéve, és a hasonló emberi lélektani működés miatt az adott reakciók is hasonlóak lesznek. Ezek így már messze nem közömbösítik egymást, hanem eredőjük egyértelműen szignifikáns lesz ahhoz, hogy visszahasson a rendszerre. A visszahatás csak erősíti azokat a környezeti hatásokat, amelyre egymástól függetlenül, ám mégis oly hasonlóan az individuális szereplők reagálnak, további reakciókat generálva. Az ördögi kör, sokkal inkább spirál ilyenkor már visszafordíthatatlan. (Danielsson – Shin, 2002)

A VaR-nak mint szabályozási eszközként való használata is az endogén kockázat témakörébe tartozik: A pénzügyi adatok alapvető statisztikai tulajdonságai, eloszlásai különböznek a piac stabil és krízis időszakaiban. A stabil piaci körülmények mellett teljesül a feltevés, hogy a szereplők viselkedése véletlenszerű, eredőjük kiegyenlíti egymást. Krízis idején azonban a hozamok alakulását egy pótlólagos, rendszeren belülről érkező tényező is befolyásolhatja: a sokk hatására nagy volumenű egyirányú pozíciók esetében hirtelen a szereplők viselkedése összehangolódik, endogén hatásként

eredőjük szignifikáns lehet, módosítják a hozamok statisztikai tulajdonságait. Így a stabilitásbeli időszak adatai alapján becsült modellek nem nyújtanak megfelelő segítséget a krízisek idején. A legtöbb modell historikus adatokból, statisztikai úton nyert adatokkal becsüli a hozamokat, mintha azok exogén változók lennének, és nem lennének függvényei a piaci szereplők viselkedésének. (Danielsson-Shin-Zigrand, 2002) Ha figyelembe vesszük a hasonló módon és szinteken meghatározott intézményi VaR limiteket, ami minden egyes intézményi befektetőnek körülbelül azonos időpontban adja meg az eladási jelet - vagyis az azonos magatartás azonos időpontra is esik - , akkor könnyen eljuthatunk a megállapításra, hogy a meglehetősen szigorú kockázati előírások követése destabilizálhatja a piacot. (Danielsson-Shin, 2002)

Danielsson gondolatmenetéhez egy gyakorlati jellegű megjegyzés azért szükséges: ha elfogadjuk, hogy a szabályozási VaR azonos pillanatban adja meg a jelet a nyitott pozíciók zárására, akkor figyelmen kívül hagyjuk a tényt, hogy a szereplők pozíciójukat nem ugyanazon időpontban, és főleg nem ugyanolyan árfolyamon nyitották. Mivel a VaR relatív veszteség alapján jelez, ezért sok egyirányú piaci pozíció esetén is valamelyest szóródnak az azokat záró tranzakciók időpontjai. Illetve Danielsson elméleti jellegű kritikájába nem férhetnek bele az olyan gyakorlatok, amikor egyes szereplők a várható VaR limitek okozta ármozgásokra spekulálnak, ellenkező irányú hatást kiváltva, vagy az a kockázatos stratégia, ha a kereskedő a pozíció zárása után ismét megnyitja azt. (Csáky, 2006)

Danielsson cikkeiben főleg a szabályozási VaR kedvezőtlen mellékhatásait ismerteti, de ugyanezen aggályok a többi kockázati mértékre is igazak. A koherens és spektrális mértékek sem tudják kezelni az endogenitás jelenségét, a szabályozói VaR csupán azért kap főszerepet az említett cikkekben, mert széles körben elterjedt, univerzális használata jelent kockázati forrást, jóllehet az elméleti probléma a többi mértéket is érinti. A tény, hogy a szabályozások is eszközül választották, szintén a VaR megkerülhetetlenségét és ezáltal az alkalmazásából eredő potenciális kockázat lehetőségét jelzi.

1.3.1 Likviditási feketelyukak – az endogén kockázat esetei

Az endogén kockázat elméleti fogalmára a pénzügyi piacokról hozott gyakorlati példák mind a likviditás sérülését szemléltetik. A likviditási válság jeleként, a pénzügyi piacok alkalmanként olyan kilengések színtereivé válnak, mintha elvesztették volna működőképességüket. Ezek az események azonban nem feleltethetők meg a hirtelen,

árelmozdulásoknak, ami például az új makromutatók publikálásakor indokoltak lehetnek, sőt a piac működőképességét mutatják. A likviditás hiányát pont a szereplőktől származó belső eredetű, endogén tényezők és visszacsatolások okozzák. (Morris –Shin, 2004)

Ilyen tényező például a bróker számára a napi veszteséglimit, amely túllépése esetén elveszíti állását, így a veszteség küszöb léte rövid távú szemléletet kényszerít a szereplőkre. A mechanizmus szerint csökkenő árak esetén közeledve a veszteség limithez, a brókerek elkezdnek eladni, már csak azért is, mert társaiktól is hasonló stratégiát várnak: megelőzve a további árfolyamesést, előbb akarják zárni pozíciójukat, mint mások. Sietségükben tovább nyomják az árakat, még nagyobb eladói nyomást eredményezve. Ha ismernék egymás veszteségküszöbét, pontosan tudnák, meddig tart ki a másik pozíciójában, a limit feletti árfolyamon a másik stratégiájának hibás előrejelzése miatt a brókerek nem döntenék be a piacot saját menekülésük közben. (Morris –Shin, 2004)

Modell szinten leírva, a Morris-Shin szerzőpáros eredményei szerint a szereplők stratégiája függ saját veszteségküszöbüktől és a portfólió nap végi (időszak végi) várható értékétől. Ha ez utóbbi elég magas a veszteségküszöbhez képest: a domináns stratégia az eszköz megtartása lesz. Az eladás lesz domináns stratégia, ha a várható portfólió érték lényegesen alacsonyabb a veszteségküszöbnél. Az endogenitás problémája a fennmaradó intervallumban lép színre: amikor a portfólió várható értéke nincs egyértelműen távol – bármely irányba – a veszteségküszöbtől, a szereplő kifizetése a többiek stratégiájának is függvénye. Mivel ez mindegyikük számára ismert, így valamennyien egymást erősítő, agresszív, előremenekülő eladási stratégiát követnek. Cikkük bemutatja, hogy az egyéni veszteséglimitok egyéni, a modellben véletlen összetevője a közös átlaghoz eléggé közel érve eltűnik, mindenki egyforma veszteséglimitok mellett kereskedik. (A veszteségküszöb körüli, kritikus intervallumot, amikor a követendő stratégia pusztán a statisztika, az árfolyamok állása alapján nem egyértelmű, minden szereplő számára egyéni kockázatkerülése határozza meg.) (Morris-Shin, 2004)

1.4 A VaR módszertanáról röviden

Gondolatmenetem utolsó pontja, miután sorra vettem a különböző szinteken megfogalmazható elméleti problémákat, a VaR modellek megalkotásának vizsgálata.

Minden modell első lépése a szóban forgó kockázati faktor eloszlásának meghatározása, melynek során három fontos tényrt kell figyelembe venni: az eloszlás aszimmetrikus, a szélei vastagok, és a nagy volatilitású napokat ismét magas volatilitás követi, illetve alacsonyabb volatilitás a rákövetkező időszakban is alacsony volatilitással társul.

A módszereket tekintve megkülönböztetünk parametrikus és nem parametrikus metódust. Az utóbbiba tartozik például a historikus szimuláció, amely a historikus adatsor eloszlásának veszi a megfelelő kvantilisét. Így elkerüli a kockázati faktor eloszlására vonatkozó feltevést, illetve képes a nemlineáris pozíció, például opciós portfólió kezelésére. Egyetlen feltevése, hogy a piac statisztikai jellemzői nem változnak megfigyelési és előrejelzési periódus alatt, ami Danielsson cikkei alapján egy sokkok kezelésére alkotott modell esetében kérdéses. Legnagyobb problémája, hogy a választott mintában az extrém ármozgások az eloszlás egyéb tartományaihoz mérten olyan ritkák lehetnek, hogy a hozamok gyakorisági eloszlása a széleken diszkrété válik, az ez alapján becsült VaR, mint a tapasztalati eloszlás kvantilise nagy változékonyságot mutathat. A módszer eredményei igen eltérőek lehetnek attól függően, hogy az idősor mennyire volatilis periódusból származik, illetve nulla valószínűséget ad a mintaidőszak maximumánál nagyobb veszteségnek. Ehhez kapcsolódó gyengesége a historikus szimulációnak, hogy egyetlen realizációt vesz figyelembe, és nem a lehetséges realizációk valószínűségeloszlását, ennek kezelésére alkalmas a Monte Carlo szimuláció. (Darbha, 2001)

A parametrikus módszerek közé tartozik a variancia-kovarianca analízis, amely a hozamok normális eloszlásának feltevésén nyugszik. A valóságban tapasztalt vastag széleknek így az indokoltnál alacsonyabb valószínűséget ad a modell, pont abban a tartományban lesz hibás az előrejelzés, melynek kezelése lenne a cél. (Darbha, 2001)

További probléma zajos kovarianciamátrixok jelensége: nevezetesen a becsült kovarianciamátrixok 94%-ban megegyeznek a véletlen mátrixokkal, pontosabban a két mátrix spektrumának 94%-a egyezett meg egy a S&P500-ra végzett mérésben. A fennmaradó 6% az eltérés, a kovariancia mátrix legnagyobb sajátértékeiből adódik, a véletlen mátrix spektrumába simuló sajátértékek csupán zajt tartalmaznak. A becslési hiba forrása, hogy túl kevés adatból akarunk becsülni túl sok paramétert. A jelenség különösen a portfólióválasztási problémánál jelentős, de kockázatkezelés területén is felmerül. Ha rögzített portfólióra történik a becslés, mint a kockázatmérés esetekben, akkor megfelelően hosszú idősor esetén a zaj hatása elhanyagolható, bármennyi legyen is a portfólióban szereplő instrumentumok száma. De a nem-gaussi eloszlások esetében

helyesen alkalmazandó ES használatánál az idősorok végességéből adódó zaj nagyobb mértékben fejt ki hatását, mint a szórás használatánál. (Pafka, 2005)

Az exponenciális súlyok használata szintén elterjedt a variancia-kovariancia becslések esetén, melynek során nagyobb súlyt kapnak a közelmúlt, és kisebbet a régebbi adatok. A módszer arra a megállapításra reagál, mely szerint a volatilis napokat nagyobb valószínűséggel követik ismételten volatilis kereskedés napok. Azonban a súlyozás megváltoztatása nem módosítja a normalitás feltételezését a feltételes variancia kiszámításakor, amely a portfólió VaR-jának alapja. (Darbha, 2001)

Ha a normalitás, általánosabban az elliptikusság nem teljesül, akkor a lineáris korreláció nem használható, helyette a pozitív függőség fogalma alkalmazandó, mely szerint egy (X, Y) folyamatos véletlen valószínűségi változókból álló vektor két (x', y') és (x'', y'') realizációja akkor függ pozitívan egymástól, ha a $(x' - x'')(y' - y'')$ szorzat pozitív, és negatív függőséget mutató, ha a szorzat negatív. A pozitív függőség diszkrét páronkénti összehasonlításának mintájára megalkotható a kopula fogalma, mint két folytonos valószínűségi változó együttes eloszlásfüggvénye. Bár a kopulák kezelése komoly kihívást jelent, közelebb hozzák az egymástól nem-független extrém események valószínűségének kezelését, amelyek a veszteségek fő forrásai lehetnek a pénzintézetek számára. Hiszen több piacra kiterjedő sokkok esetén nem az a fő forrása a veszteségnek, hogy egy kockázati faktor milyen extrém értéket vesz fel, hanem hogy a faktorok együttesen felvett extrém értékei végül mekkora veszteséghez vezetnek összességében. (Szegő, 2001)

A korábbiak alapján is elmondható, a parametrikus VaR modellek minősége a variancia becslés és előrejelzés minőségétől függ, ezen felismerés nyomán számos megközelítést alkalmaznak a variancia modellezésére. Az elsőként Mandelbrot által megállapított hozamok volatilitásának kicsi és nagy értékeinek egymás körüli csoportosulását kezelik például az ARCH modellek különböző fajtái (GARCH, EGARCH, TARARCH). (Angelidis – Benos, 2003.)

Végül összefoglalásként a főbb módszereket tartalmazza Jorion következő táblázata:

	Delta-normál	Historikus szimuláció	Terheléses próba	Monte Carlo szimuláció
Pozíció				
Értékelés	Lineáris	Teljes	Teljes	Teljes
Nem lineáris	Nem	Igen	Igen	Igen

eszközök					
Eloszlás					
Múltbeli	Normális	Tényleges	Szubjektív	Teljes	
Időben változó	Igen	Nem	Szubjektív	Igen	
Implikált	Lehetséges	Nem	Lehetséges	Igen	
Piac					
Nem normális eloszlás	Nem	Igen	Igen	Igen	
Szélsőséges helyzetek mérése	Valamennyire	Valamennyire	Igen	Lehetséges	
Korrelációk használata	Igen	Igen	Nem	Igen	
Alkalmazás					
Modell kockázat elkerülése	Valamennyire	Igen	Nem	Nem	
Számítás könnyűsége	Igen	Valamennyire	Valamennyire	Nem	
Kommunikálhatóság	Könnyű	Könnyű	Jó	Nehéz	
		Időbeli	Rossz		
	Nemlinearitás, szélsőséges eredmények	változás, szélsőséges események	találgatások, szélsőséges események	Modellkoc	

5. ábra (Forrás: Philippe Jorion: A kockázatotott érték (1999), 199. o.)

A felhasznált adatokat tekintve is több megoldás lehetséges. Korlátokkal alkalmazható, elméletileg kedvező megoldás, a piac aktuális adataiból nyert implikált volatilitás. Az opciók árából visszaszámított volatilitás aktuálisabb információt tartalmaz, mint a historikus adatsor, ami különösen kritikus időszakokban jelent értékes többletet. A módszer hátránya, hogy nem elég széles a forgalmazott opciók köre, hogy minden szükséges változóra meghatározható legyen a volatilitás belőlük. (Jorion, 1999)

A másik lehetőség az aktuális adatok helyett a historikus idősorok használata, melynek kritériumait a Basel II is szabályozza. Egyik lehetőség az adott idősor egészének figyelembevétele, függetlenül az adott piaci állapottól: vagyis a modellalkotásnál figyelmen kívül marad az esetleges struktúraváltozás. A modell alkotói egyfajta átváltási

problémával találják szembe magukat: a rövidebb idősor felhasználásával jobban figyelembe vehető a struktúraváltás, de a modell becslése kevésbé lesz megbízható (Angelidis – Benos, 2003). Danielsson kritikája is érvényes, hogy helytelen a sokkos időszakok eseményeinek kezelésére olyan adatokból modellt alkotni, mely a normál piaci működés információira épít, hiszen krízis idején a hozamok statisztikája eltér a normál piaci állapot statisztikáitól.

Erre a problémára azonban érkezett válasz, mégpedig az extrémérték-elmélet formájában. Ez az elmélet a historikus mintának csak azon részére koncentrálna, mely az extrém eseményekről hordoz információt. A hozam teljes eloszlásának becslése helyett csak az eloszlás végeinek közelítésére szolgál. Általában az idősort N darab átfedést nem tartalmazó részre osztják, mindegyik részmintából kiválasztják a minimum és maximum értékeket. Ezen szélsőérték mintákra illesztnek egy extrémérték modellt, hogy meghatározzák az eloszlás szélének az indexét (tail-index). Az index ismeretében már helyesen számolható az alsóági kockázat. (Darbha, 2001)

1.5 Konklúzió

Dolgozatomban eddig a kockázat definiálásától eljutottam a kockázat mérésére szolgáló, elméletileg helyes konvex kockázati mértékekhez. Ám a kockázat mérésének elméleti problémáját megoldani nem elégséges, az ismertetett kockázati mérőszámok gyakorlati alkalmazása, pontosabban a VaR szinte kizárólagos, szabályozási eszközként is történő alkalmazása nem várt kockázatokat visz a pénzügyi rendszerbe. Az endogén kockázat a dolgozatban tárgyalt megjelenési formája a likviditási „feketelyukak” empirikusan is jól vizsgálhatóak, lehetővé téve az endogén kockázat létének tesztelését különböző piacokon.

Fleming különböző likviditási mértékeket definiál egy az amerikai treasury piacról készült tanulmányában:

→ **Bid-ask különbség:** a vételi és eladási árak különbsége, vagy annak fele, mint a középártól való eltérés. Jól méri egy, kisméretű kötés költségét, de hatásossága limitált mind időben, mind a kötés nagyságát tekintve.

→ **Azon állampapírok mennyisége, amelyek ugyanazon vételi vagy eladási áron kereskedhetők:** jól méri a piac mélységét, kiegészíti az előző mértéket. Közelíthető az adott árak mellett jegyzett papírmennyiséggel, azonban a becslés szükségképpen alacsonyabb lesz a tényleges értéknél. (pl nem akarták a lehetséges mennyiséget kihasználni)

→ **Kötések mérete:** szintén a piac mélységének jellemzésére szolgáló, ex-poste mutató. Az adott árak változása nélkül végrehajtott kötések összege, mely definícióból adóan szintén alulbecsülheti a piac mélységét, illetve egy nagyobb kötés is megzavarhatja a mérték helyes számítását.

→ **Kyle-lambda, vagy az az áresés/áremelkedés, melyet egy eladó/vevő által kezdeményezett tranzakció okoz:** a kötések az árváltozás és kötés méret összefüggésében ábrázoló egyenes meredeksége. A kiszámolásához szükséges adatok gyakran nem elérhetők, jóllehet a bid-ask különbözettel és a kereskedés volumenével kiegészítve jó leírást ad a piac állapotáról.

→ **Likvid és kevésbé likvid eszközök hozamkülönbözete:** az előző mértékek által kevésbé jelzett információkat ad a likviditásról.

→ **Kereskedés volumene:** közvetett, és nem egyértelmű jellemzője a likviditásnak. A magas piaci aktivitás egyaránt magyarázható a magas és alacsony likviditással, hiszen a volumen összefüggésbe hozható a magas volatilitással is.

→ **Kereskedési gyakoriság:** az adott idő alatt megkötött tranzakciók száma, függetlenül azok méretétől. Nagy gyakorisághoz magas likviditást társítanak, de ugyanakkor magas volatilitást is. (Fleming, 2001)

Ezen mutatók segítségével az elméleti keretek áttekintése után megfelelő adatok birtokában már empirikus vizsgálatok végezhetők, egyes kereskedési periódusok alatt tetten érhető a likviditás eltűnése, ami már indokolja az endogén kockázat feltételezését.

2 A piac vélekedése az endogenitásról

Dolgozatom eddigi fejezeteiben a kockázati mértékek elméleti gyengeségeit illetve Danielsson cikkei alapján esetleges gyakorlati negatív hatásait vizsgáltam. Mindkét témakör kapcsolódik a likviditás fogalmához: az endogenitás egyik megjelenési formája a likviditás eltűnése, így a kockázati mértékek csak akkor mérnek helyesen, ha képesek a likviditási kockázatot is számszerűsíteni és magukba foglalni.

Bár nehezen, alapvetően kvalitatív eszközökkel vizsgálhatóak azok a sejtések, amelyek az eddigiek alapján körvonalazódhatnak a gyakorlattal kapcsolatban, a dolgozat ezen fejezetében empirikus eredményeim ismertetem.

2.1 Módszertan

Az alkalmazott módszernek a szakértői interjút választottam, mivel egy kérdőív összeállításához nem rendelkezem előzetes ismerettel a piaci szereplők kereskedési gyakorlatairól, illetve zárt kérdések megfogalmazását nem láttam alkalmasnak az általam várt válaszok összegyűjtésére.

A kiválasztott vizsgálati terep a Budapesti Értéktőzsdén kereskedő intézmények voltak, ezen belül a mintaválasztás során speciális feltételeket nem határoztam meg, elérhetőség alapján végeztem el az interjúkat a következő alanyokkal:

- ❖ Szitás Attila, Buda Cash
- ❖ Czipó György, ING
- ❖ Csáky Attila, HVB
- ❖ Móró Tamás, Concorde
- ❖ Herczog Péter, Concorde

Négy kérdésre kerestem választ az interjúkban, a válaszokkal kapcsolatos várakozásaimat pedig a feldolgozott elméleti irodalomra alapoztam:

Hogy a téma relevanciáját eldönthessem, fontos ismerni a magyar piacon alkalmazott kockázati modelleket. Válaszként az olvasott cikkek alapján egyértelműen a VaR rendszerek említését vártam.

A szereplők látnak-e, illetve tudatosan azonosítanak-e a piacon olyan hatásokat, melyek az endogenitás fogalmába tartoznak? (Függetlenül attól, hogy magát a fogalmat használják-e): Mivel az endogenitás fogalma alapján minden olyan esetben, fellép,

amikor egy rendszer szereplőinek cselekvése visszahat a rendszer működésére, ezen általános megfogalmazás alapján mindenképpen pozitív válaszokat vártam a kérdésre.

A Danielsson által megfogalmazott jelenség, a kockázati limitek destabilizáló hatása tetten érhető-e a magyar piacon is, ha igen, akkor milyen formában? – Előzetes információk alapján, miszerint a stop-loss limitek használata elterjedt a szereplők között, a jelenség tényében biztos voltam, felismerésével kapcsolatban nem voltak előzetes várakozásaim.

Végül pedig a likviditás sérülését, mint az endogenitás megjelenési formáját vizsgáltam, hogy milyen legendás eseményei voltak a piacnak, amikor az endogenitás részben okozhatta a piac likviditásának csökkenését. Utolsó kérdésem célja volt, hogy amennyiben több interjúalany is megemlíti ugyanazon eseményeket, akkor ezekre az időszakokra kvantitatív elemzést is végezhessek.

2.2 Kereskedés a BÉT-en – jegyzetek az interjúk margójára

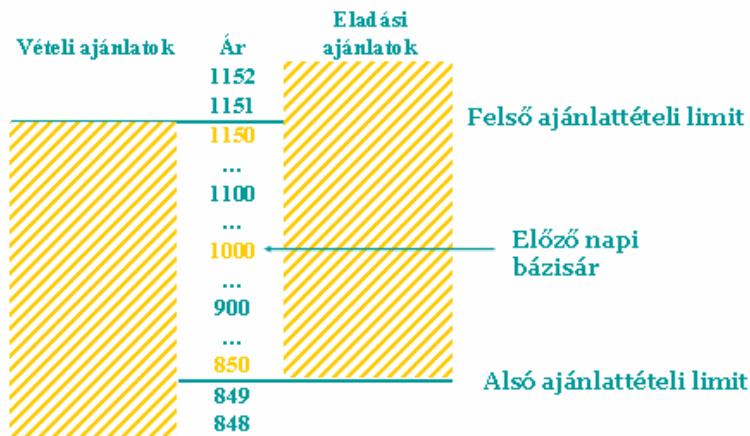
Mielőtt részletesen ismertetném, milyen eredményekre jutottam az interjúk során, szükséges néhány alapvető információ a BÉT kereskedési rendszeréről. Mivel a dolgozatnak szervesen nem témája a Budapesti Értéktőzsde működésének részletes bemutatása, ezért csak a téma szempontjából lényeges két pontot említek meg. A BÉT-en a napi maximális ármozgás limitált, ha ezeket túllépi az árfolyam, a kereskedést szüneteltetik a következő szabályok szerint:

- ❖ +/- 15 % ármozgás a bázisárhoz viszonyítva az “A” kategóriás papírok esetében
- ❖ +/- 20 % ármozgás a bázisárhoz viszonyítva a “B” kategóriás papírok esetében
- ❖ A kereskedés szüneteltetése (2-10 percre) +/- 10%-os árelmozdulás esetén (minden részvény esetében)
- ❖ A kereskedés felfüggesztése vállalati esemény miatt
- ❖ A kibocsátó kérheti a papír felfüggesztését maximum 3 napra (10 nap Felügyeleti engedéllyel)
- ❖ Technikai szünet (60 perc)

(Végh, 2005)

Így a piac nem a legalkalmasabb megfigyelési terepe a Danielsson cikkeiben bemutatott endogén kockázat speciális fajtájának, a rendszerbe épített fékek maximalizálják az egy nap alatt egy részvény árfolyamában elérhető százalékos veszteséget. (Végh, 2005)

A szabályozás mechanizmusát az alábbi ábra szemlélteti:



6. ábra (forrás: Végh, 2005)

Ár szerinti csoportosítás alapján a négy alapvető típusú ajánlat tehető meg a tőzsdén, ezek ismertetése szükséges, hogy az interjúkban említett stop-loss tranzakciók definíció szintjén is szerepeljen a dolgozatban.

- ❖ Limit ajánlattípus: a megbízás akkor teljesül, ha a legjobb eladási/vételi ár eléri a limitárát, és az időprioritás alapján is jut értékpapír.
- ❖ Piaci ajánlattípus: a piaci ajánlatunk lekötődik az aktuális/piaci ár mellett. A kontraktus mérete vagy az általunk kívánt méret, amennyiben rendelkezésre áll adott áron a szükséges mennyiség, vagy az elérhető maximális darabszám, miközben a megbízásunk és a teljesítés mennyisége közti darabszám törlődik az ajánlati könyvből.
- ❖ Stop limit ajánlattípus: az aktiválási ár elérése után ajánlatunk limit ajánlatként aktiválódik. Az esetleges különbség a kívánt és a tényleges tranzakció méret között a könyvben marad az adott limitáron.
- ❖ Stop piaci ajánlattípus: az aktiválási ár elérése után az ajánlatunk aktiválódik egy piaci ajánlatként. Az adott áron nem teljesíthető kontraktusok fennmaradó része törlődik az ajánlati könyvből.

(Végh, 2005)

2.3 Az endogenitás léte a BÉT-en

Erre a kérdésre minden esetben határozott egyetértéssel találkoztam az interjúalanyok részéről, külön szerencsének tekintem, hogy mindannyian más szemszögből ragadták

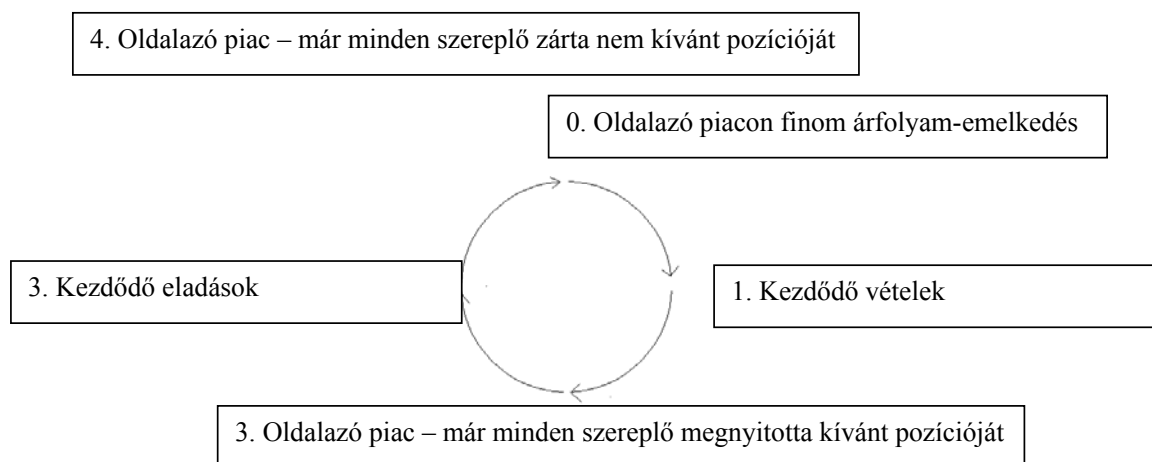
meg az endogenitást, így a kisminta ellenére számos információ birtokába jutottam. Az eredményeknek ez egyben a hátránya is, az egymást átfedő válaszok hiányában a források összevetésére kevés lehetőségem volt. A fejezet megelőlegezi néhány olyan eset leírását, amikor endogenitás lépett fel a piacon. De mivel ezen időszakok nem a sérült likviditást illusztrálják, ebben az általános endogén kockázatról szóló részben helyeztem el őket.

Szítás Attila, a Buda Cash Brókerháztól, a származtatott termékek megjelenésére tette a hangsúlyt az endogenitás kapcsán. Az endogenitás elég tág fogalom ahhoz, hogy elmondhassuk, minden piacnak sajátja, ahol az áralakulás szabad mozgású, nincs külső beavatkozás (állam, szabályozás, stb.). Egyszerűen a várakozások beépülése az árakba, egy piac az adott részvényben bizakodó vagy pesszimista hangulata okozhat jelentősebb mozgásokat. De nem csak a papírba vetett bizalomról beszélünk, hanem egy általánosabb optimizmusról vagy pánikról. Az euró eddigi legnagyobb esése egy gazdasági szempontból csekély jelentőségű eseménynek köszönhető: Párizsban két Concorde gép lezuhant és általános pánik hangulat lett úrrá az embereken.

A pénzügyi piacoknak régi jelensége az önmozgatás, amiért mégis nagyon időszerű lett a téma, az a derivatív ügyletek és a sokszoros tőkeáttétel megjelenése. Sok esetben a nyitott állományok nagysága nagyobb lehet az alaptermék forgalmánál: például az aranykontraktusok többszörösét teszik ki az arany tényleges kitermelésének, a pozíciókat létrehozó kereskedőket már a határidős várakozások mozgatják. Másik látványos példa a devizapiacra adódik: a dollár/euró esetében a spot és forward kötések mérete mellett a tényleges, reálfolyamatokhoz kötődő tőkemozgások eltörpülnek.

A derivatív ügyletek főszereplői a fedezeti alapok, ők mozgatják a legnagyobb tömegű tőkét. Az interjú alapján a piaci szereplők szemében is a kockázatkezelés témakörében ezen alapok szabályozása az egyik legaktuálisabb probléma. Az eredmény összhangban áll Jorion állításával, miszerint a kockázat, pontosabban a hozamok volatilitásának jelenségét helytelen dolog csupán a fedezeti alapok tevékenységével magyarázni. (Jorion, 1999) (A dolgozat elején szereplő példák sem erről a piaci szegmensről származnak, nagyságrendjük szerint mégis egy sorban említhetőek a fedezeti alapok által okozott kockázatokkal és bukásokkal.) A fedezeti alapok tehát a piaci szereplők véleménye szerint sem okozói az endogén kockázatnak, ám nagymértékben hozzájuk köthető, mivel az ő portfóliójukban torlódnak fel olyan méretű egyirányú pozíciók, amelyek likvidálása jelentős ár-elmozdulásokat okoz.

Az ármozgásban megjelenő pszichológiai tényezők már-már modellszintű leírását kaptam az interjúk során, amely összhangban van a gyakorló kereskedők tapasztalataival, amelyeket az ismeretterjesztő pénzügyi irodalomban olvashatunk. (lásd például Fellegi, 2003) A következőkben nem használom az említett szerzők elnevezéseit a piac egyes állapotaira, hanem az interjúban elhangzott fogalmakat ismertetem.



7. ábra (Forrás: Szitás, 2006)

Induljunk ki a piac azon állapotából, amikor oldalazó mozgással, egy termék árfolyama a reális érték körül mozog, és az eredeti irány mellett, csupán időlegesen megfigyelhető egy finom, nem túl meredek emelkedést (1). Am ekkor néhány szereplő felfigyel a diszkrét emelkedésre, óvatos vételi ajánlatokat tesznek, ami a változatlan, korábban is meglévő vevői szándékkal párosulva, a korábbinál meredekebb és immár folyamatos árfolyam-emelkedést eredményez, további vevőket vonzva a piacra (2). A tekintélyes hossz időszakában, ami az új és új megjelenő vevőknek köszönhető, amikor lassan mindenki belépett a piacra, aki esetleg nem is tervezte, beindul a nyereségrealizálás, a pozíció zárásával a korán eszmélő, vagy óvatos szereplők zsebre tehetik profitjukat (3). Így az emelkedés meredeksége megtörik, stagnál, majd az oldalazó piacot követően alig észrevehető lefelé mozdulások következnek. Mindez nem kerüli el néhány bróker figyelmét, akik ennek megfelelően eladásokat kezdeményeznek, ami már meredekebbé transzformálja a csökkenés pályáját (3). Ekkor észbe kap a többi szereplő is, és nagy forgalom mellett megszabadulnak papírjaiktól. Amikor mindenki kilépett pozíciójából, aki akart, a piac egyéb hír hiányában oldalazó mozgásba kezd (4). A folyamat logikája szerint akár el is kezdődhet előlről. A leírt jelenség bármely időtávon megfigyelhető az interjúalany szerint.

Az ismertett modell minden pénzügyi piacnak sajátja lehet, nemzetközi és hazai szinten egyaránt, ezért is ismert tartalmát tekintve számos szerző tollából, és hordoz kisebb újdonságértéket. Figyelembe kell azonban venni a magyar piac specifikusságát, ami Csáky Attila nyomán atipikussággal írható le. A nemzetközi pénzpiacok tankönyvi modellek szintjén sokszereplősek, tetszetős fogalom a hatékony piac állítása, tökéletes verseny és mikroméretű szereplők fogalmaival írhatóak le. Ehhez képest a magyar piac mérete rendkívül kicsi, erős függőséget mutat a külföldi befektetőktől. Nyitottságát jól mutatja, hogy a forgalmazott részvények 78%-a külföldi befektetők kezén van, ami a régióban is egyedi, Lengyelországban ez az arány például nem éri el a 30%-ot.

Ebből adódóan a piacot könnyű mozgatni, jó példa a jelenségre a liberalizált befektetési politikának köszönhetően a lengyel nyugdíjalapok megjelenése 2003 nyarán, akik július-augusztus folyamán az alulárzott magyar részvények vásárlásába kezdtek, és a BUX 10%-os növekedését okozták. Hasonló jelenség napjainkban a japánok nyitása az emerging markets régiók felé, amibe Magyarország is tartozik. De mindezzel együtt elmondható, hogy a 2004 májusa óta bővülő szereplői kör mellett is alapvetően kevés brókercég tevékenykedik a piacon.

A külföldi befektetők, akik a többi szereplővel szemben a forint-kockázatot is futják, dominálják a magyar piacot, így fontos ismerni ennek a csoportnak a befektetési döntéseit is. A külföldi alapok az elmúlt 3-4 évben már szektorokban és régiókban gondolkodnak: nem hazánkban, hanem a feltörekvő piacok egyikén, illetve nem pont MOL-ba, hanem az olajcégekbe kívánnak befektetni. Ezen a ponton, az említett részvénytől maradva, például az OMV árfolyam emelkedése MOL vásárlásokat eredményez, a magyar részvény fundamentumainak megváltozása nélkül. Hasonló példa, amikor 2005 nyarán az USA-ban az országot sújtó hurrikánok miatt az olajtartalékok csökkentek, így az olajhiány minden olajcég papírjait felfelé mozgatta. A külföldi szereplők tájékozatlansága nyilvánul meg abban, hogy az olajkitermeléssel kevésbé jellemezhető MOL árfolyamát is felhajtották 24 000 –ig, amit egy természetes korrekció követett.

Hasonló példa a Matáv 2000-ben megfigyelhető szárnyalása, egészen 2400-ig felment az árfolyam, annak köszönhetően, hogy az indiai piacon egyfajta dotcom buborék alakult ki. Mivel a szektorális befektetők a magyar piacon is internetes céget kerestek, ezért jobb híján esett választásuk a Matávra. (A Graphisoft papírok alacsony likviditásuk miatt kívül estek az ilyen jellegű döntések látóköréből.)

Összefoglalva, a mint minden piacon, a BÉT-en is megfigyelhetőek irracionális, önmozgató hatások, de a külföldi befektetők túlsúlya külön irracionálitást visz a rendszerbe, pontosabban egyes papírok kereskedelmébe. Az ő portfolióikban jellemzően OTP, Matáv, MOL, Richter és Égis, Borsodchem található, még például a Humet és Fotex papírjait jellemzően magyar kisbefektetők tartják.

Czipó György szerint is egyértelmű a pszichológiai tényező, amelynek szubjektív valószínűségként mintegy 30%-ot tulajdonít az összes ármozgásból. Ezekben az esetekben az elmozdulás nélkülöz minden fundamentális alapot, újabb hírek sem jelennek meg a nyilvánosság előtt („A chartok nem olvassák a híreket” – tartja a mondás.), a várakozások alakítják őket.

Jó példa lehet a pszichológiai tényezők erejére a devizapiac, ami hazánkban jó terepe a technikai elemzésnek. A lélektani hatások miatt működnek jól a támasz/ellentámasz, kitörési pont és egyéb fogalmak. Az euró-dollár árfolyam esetében ilyen meghatározó pontok az 1 illetve 1,2-es értékek, bármely más piacon is hasonló az árfolyam duplázódása és egyéb kitüntetett számszorokra (2,5 vagy akár 3) való elmozdulás. Jellemzően ezekben a szűk sávokban jelentős forgalom mellett, meredeken ível felfele az árfolyam, míg alatta és föllette a kereskedés volumene észrevehetően alacsonyabb. Hasonló elvek miatt az árfolyam megkésztetéséhez szükséges idő hosszabb, mint a kétszeres és háromszoros árfolyam közti rally, ekkor a növekedést már nagyobb forgalom hajtja. (Czipó, 2006) Ezekhez a bűvös számokhoz sok szubjektív belépési és kilépési limit is kapcsolódik a kereskedők részéről, ezért a gyakorlottabb brókerek inkább ezen értékekhez közelebb, de még elérésük előtti értékekhez kötik a programozott vételek vagy eladások kezdetét. (Murphy, 2003)

Az endogenitás általánosabb jelenségére, a piac önmozgására számtalan példa található, növekvő volatilitással járnak például a következő események:

❖ Jelentési szezonok előtt a szereplők természetesen előre spekulálnak a kijövő hír tartalmára, előre beárazzák azt. Ezért a megjelenés hatása kisebb lehet az indokoltnál, vagy akár ellentétes irányba is mozdíthatja a piacot, ha nem volt elég kedvező vagy kedvezőtlen ahhoz képest, ahogy várták. – Avagy a tények akár mellékesek is lehetnek az adott szituációban, „végy pletykára, adj el hírre” szól a brókerek tanácsa.

❖ Futures határidők kifutása előtt, az elmélettel összhangban, amikor kiderül, hogy short vagy long irányban van több felhalmozott pozíció, spekuláció indul meg.

Például, ha az ismert nyitott pozíciók alapján eladást várnak, még a hullám előtt más szereplők is eladnak.

❖ Váratlan piaci eseményeket követő napon, amikor az árfolyamok nagyot mozdultak egy irányba, elindulnak a stop tranzakciók. Stop eladások esetében például egy nagy esésnél – másnapra sok szereplő spekulál a stop-loss kötésekre, ami akár ki is lendítheti a lefelé menő árfolyamokat.

2.4 A kockázati limitekből adódó endogén kockázat

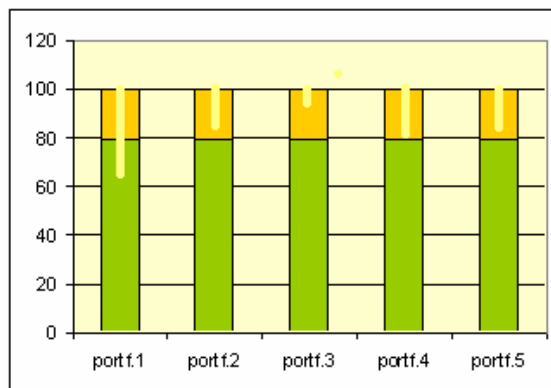
A második kérdéskör, amit az interjúk során érintettem, arra a speciálisabb Danielsson által leírt jelenségre vonatkozik, amikor pont a kockázati limitek és kockázatkezelési előírások követése visz endogén kockázatot a piac működésébe. A kapott válaszok már kevésbé összehangzóak, egyszerűen a jelenség léte időnként megállapítható, de a hatása egyéb tényezők befolyása miatt korántsem olyan egyértelmű, ahogy Danielssonnál olvashatjuk. Illetve a jelenség nem feltétlenül VaR limitekhez köthető, hanem a már említett, a következőkben részletesen bemutatott stop-loss limitekkel hozható kapcsolatba. Az interjúalanyok a kérdésre általában nemleges, vagy határozatlan választ adtak, de a felsorolt példák mutatják, ha a probléma nincs is azonosítva a szereplők részéről az endogén kockázattal, azért ismert.

Szítás Attila szerint a magyar piaci szereplők nem használnak túl szofisztikált kockázatkezelési eljárásokat, alapvetően a diverzifikáció sem olyan mértékben jellemzi a kereskedést, ahogy indokolt lenne. A részvény, kötvény, valuta hármastartása illetve a közöttük lévő átváltás csak folyamatos tőkebeáramlás mellett működik. A részvénypiaci diverzifikáció is sok kis szereplőnél kimerül a különböző papírok tartásában, de a szektorális vagy esetleg korrelációkon alapuló diverzifikációval ritkán találkozni.

A VaR szerinte a magyar piacon kevésbé jellemző. Ha az árfolyammozgás folytonos, akkor nincs a cikkekben bemutatott előremenekülő stratégia. Nagy elmozdulásoknál pedig a veszteség realizálását elkerülendő, a szereplők nem feltétlenül zárják a pozíciókat.

Következő ábra egy globális befektető portfolióját szemlélteti a feltörekvő piacok, ahova hazánk is tartozik. Az első alportfolión átlépte a megengedett veszteséglimitet, a többin belül maradt azon, vagy esetleg vesztesége sem feltétlenül volt (az ábra szerint igen). Mégis, minden a feltörekvő piacok közé tartozó országban zárja pozícióját, országspecifikus tényezőkkel nem foglalkozik, a piac egészét szemléli. A globális

befektetők veszteség esetén „fejősteheneiket” is levágják az azonos kategóriájú piacokon, amit hazánkban például a hongkongi válság kapcsán tapasztalhattunk. Az első portfólió esetén veszteséggel, a többinél bőven a limit felett zárultak az ábrán látható pozíciók, átlagos hozamokat tekintve a befektető nem sértette meg a veszteség limitet.



8. ábra (Forrás: Sztás, 2006)

Mivel a magyar piacon a külföldi befektetők befolyása a döntő, a kereskedéssel kapcsolatos döntések jelentős része Londonban születik, a portfólió összetételétől a papírok súlyán át egészen a tartási periódusig, ami jellemzően hosszabb távú. A veszteséglimiteket is a központi kockázatkezelő követi. (Csáky, 2006)

A kérdés megfogalmazása az interjúk során elhangzott információk alapján pontatlan volt, a jelenség várhatóan csak a számlázás kereskedés esetében lehet megfigyelhető. Ezekben az esetekben a bróker cég saját magának állapít meg stop-loss limiteket, az előremenekülő stratégia elvben létezik. De az endogenitás más módon is felléphet ebben az esetben: a kockázatkezelési eljárások miatt esetleg több szereplőnek kell zárni pozícióját, az aktuális piaci mozgást ellenkező irányba befolyásolva ezzel. A hatás mégsem olyan drámai az interjúk alapján, mivel százalékos limitekről van szó, és a pozíció nyitásának időpontja az egyes szereplőknél nem esett egybe, így az annak zárását elindító limit megsértése sem. Előfordulhat, hogy a pozíció likvidálása után, a bróker újra megnyitja ugyanazt a pozíciót, tovább csökkentve ezzel a Danielsson által leírt hatásmechanizmus erejét. (Csáky, 2006)

A kereskedés másik módja, amikor a bróker ügyfele megbízásait teljesíti. Ebben az esetben akkor lehet jelentős a Danielsson-féle endogén kockázat, amikor a határidős piacon, tőkeáttétel mellett folyik a kereskedés. Az ügyfél nyitott pozíciójának

kedvezőtlen irányú ármozgás azt eredményezi, hogy a nap végén fel kell tölteni a letéti követelményeknek megfelelő méretűre a korábban befizetett letéti összeget. Ha ezt a különbözetet az ügyfél másnapig nem fizeti be, akkor a bróker cég azonnal stop tranzakciók keretében zárja a pozíciót. Nagyobb és váratlan mozgás esetén, amikor a piacon jelentősebb méretű egyirányú pozíció halmozódott fel, a korábban említett módon sok szereplő spekulál a másnapi stop tranzakciókra, így a limitek által okozott kockázat nem egyértelműen kimutatható, mert egyéb, egyébként szintén endogén hatások elfedik, amennyiben egyáltalán létezik. (Czipó, 2006)

Kicsit eltérő válaszokat kaptam, amikor brókerek helyett kockázatkezelőnek tettem fel kérdéseimet. Herczog Péter szerint a VaR alkalmazását ők sem tekintik elterjedtnek, az alkalmazott modellek helyett pedig a technikai elemzésből ismert, és Czipó György által is hivatkozott támaszokat, kitörési pontokat említi, mint bevett kockázatkezelési eljárást. Az állítás két érdekes pontot is jelentett számomra: Ha az endogenitás tényleg létezik a piacon, és a válaszok alapján ezt elfogadhatjuk, akkor elméletileg is lehet helye egy befektető módszerei közt a technikai elemzésnek. Míhelyt a pszichológiai tényező színre lép, és figyelembe vesszük, hogy azonos típusú szituációkban a szereplők minden időpontban azonosan viselkedhetnek, a szereplők maguk fogják teljesíteni az ármozgásokkal kapcsolatos várakozásaik és az abból eredő kereskedésükkel a technikai elemzés állításait. Ha várják a technikai elemzés eszközeinek hatékonyságát, elébe mennek a várt mozgásoknak, a Danielsson által leírt mechanizmus önbeteljesítővé teszi a módszert.

Amennyiben a magyar piacon ténylegesen elterjedt a technikai elemzés kockázatkezelési módszerként való használata, a Danielsson által leírtak, hogy kritikus piaci mozgásoknál az azonos cselekvés azonos időpontra esik, fokozottan igaz. A VaR rendszer $x\%$ -os csökkenés után adja meg a jelet, tehát a jelzés relatív, szereplőnként más és más lehet, még ha az időszak meg is egyezik. Annak függvényében, hogy milyen árszinten nyitották a szereplők a pozíciókat, a likvidálás időpontja eltérhet, ki előbb, ki később zárja pozícióját. Ezzel szemben a támaszok és kitörési pontok használatánál, a piac abszolút jelzést kap, hiszen mindenki által ismert, egyezményes árfolyamszintek esnek el, a pozíció nyitásának időpontjától függetlenül minden szereplőnek szól. Az időbeli összehangoltság itt tökéletesen megvalósul.

Így a leírt gyakorlatról az endogenitásból levezetve szintén elmondható, hogy a kitüntetett árfolyamértékek megdőlésénél pótlólagos, belülről érkező kockázatot visz a rendszerbe. Bár Danielsson cikke a VaR limitek alkalmazása esetén mutatja be a

kockázati mértékek alkalmazásából eredő kockázatot, a magyar piac gyakorlata esetén legalább annyira releváns az ilyen típusú endogenitás vizsgálata.

2.5 Krízisek, megváltozott likviditású időszakok

Az interjúk harmadik sarkalatos pontja olyan legendás piaci események voltak, melyek során az erősen csökkenő likviditást az endogenitás, pontosabban a kockázati limitek okozta endogenitás is erősíthették a sokk hatását. Több egybehangzó választ is kaptam, akár eseményekkel, akár konkrét részvényekkel kapcsolatban. Mivel az említett időszakok bemutatására, részletes leírására a dolgozat keretei túl szűknek bizonyulnának, csupán vázlatoszerűen szerepelnek az események. A dolgozat harmadik részében, ahol kvantitatív eszközökkel végzett vizsgálatok eredményeit ismertetem a kiválasztott példákra, részletesebben is leírom az adott időszak eseményeit, a történések mozgatórugóit.

1.1997. október 23-a. Összeomlott – az ázsiai valutaválság utolsó felvonásaként – a világ harmadik legnagyobb részvénypiac, a hongkongi tőzsde. Ennek következményeként a földkerekség valamennyi tőzsdéjén zuhant a részvények árfolyama. A BÉT-en sem alakult ez másként, pedig az 1997 előtti pár évben a magyar tőzsde szárnyalt. Viszonylag alacsony áringadozás mellett akár évi 100 százalékos hozamot is elérhetett. A dolgozatban korábban említett globális befektetők jellemző stratégia, a feltörekvő piacok együttes kezelése azonban nálunk is a befektetők visszavonulását eredményezte, jóllehet a magyar gazdaságnak vajmi kevés köze van Hongkonghoz. 1997-ben az ázsiai krízis bár jelentős visszaesést okozott, de néhány hónap múlva ismét visszamásztak az árfolyamok. (Szitás, 2006; Kondor, 2005)

2.Szintén tanulságos volt az orosz válság 1998-ban. Mivel a nemzetközi befektetők többsége sokkal erősebb kapcsolatot feltételezett a magyar és orosz gazdaság között, mint ami valójában volt, a budapesti tőzsdén is óriási esés állt elő, egyetlen nap alatt több mint 10%-ot. (Szitás, 2006; Czipó, 2006; Kondor 2005 <http://www.mindentudas.hu/mindentudasegyeteme/20040521fizikusok.html>)



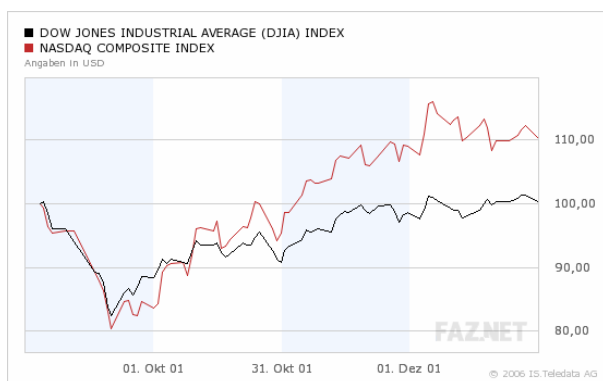
A budapesti tőzsdeindex, a BUX alakulása 1994 végétől 1998 őszéig. Látható, hogy az 1997-es ázsiai válság és az orosz válság közötti periódusban az index kilengései nagyon felerősödtek.

10. ábra (Forrás:

<http://www.mindentudas.hu/mindentudasegyeteme/20040521fizikusok.html>)

3. A brazil és argentin krízis a szintén visszaesést okozott hazánkban is, a külföldi befektetők a feltörekvő piacok egészéről visszavonultak. (Szitás, 2006)

4. Majd következett 2001. szeptember 11. az amerikai piac négy napra bezárt, a világ más részein minden tőzsde mélyrepülést végzett. Közben az amerikai vezetés megteremtette a bizalmat a piaci szereplőkben („Aki hazafí, az vesz!”), így a négy napot követő szünet után néhány napos csökkenés (mintegy 15%) következett (szept. 23-ig), majd a piac felfele mozdult, amit máshol is néhány napon belül követtek az árfolyamok.



A DJIA és a Nasdaq 2001. szeptember és december között

11. ábra (forrás:

<http://www.faz.net/d/invest/Indizes3.aspx?isin=us2605661048&size=2&azr=20010901-20011230&Chart=5&type=line&scale=1&von=01.09.2001&bis=30.10.2001&ma1=0&ma2=0&ind1=&ind2=&cp1=1544655&AddCp=Name%2FISIN+oder+Symbol&GO=Chart+aktualisieren>)



A BUX index 2001. szeptember és december között

12. ábra (Forrás: <http://www.portfolio.hu/history/reszveny-adatok.tdp>)

5.2004-ben hazánk csatlakozott az Európai Unióhoz. A csatlakozást megelőzően a magyar piacon csak az ún. emerging funds kategóriájú külföldi befektetők tevékenykedhettek. Ezt követően azonban piacunk számos más befektetési alap előtt is megnyílhatott, ami várt, ám méreteiben mégsem sejtett szárnyalást eredményezett a tőzsdén. Nem beszélhetünk egyértelműen buborékról, hiszen a MOL és OTP esetében fundamentumokkal megalapozott növekedés szemtanúi lehettünk. Az emelkedés azonban nem májustól kezdődött, a már jelenlévő külföldi befektetők néhány hónappal a nagy esemény előtt bevásároltak a magyar papírokból, már előzetesen áremelkedést generálva. (Csáky, 2006)

6.Egyéb, nem eseményhez kötött, javasolt vizsgálódási pontok voltak a Humet 2006-ban (Szitás, 2006; Csáky, 2006), ahol a nem folyamatos kereskedés miatt a delta és gamma kockázat jelentős, a Fotex (Csáky, 2006) részvények mozgásai, valamint a Pannonplast és Synergion vizsgálata is. Továbbá két interjúalany megemlítette az operációs kockázatot is, ami az ajánlati ár vagy mennyiség elütéséből származik

2.6 Az interjúk eredményei

Az interjúk alapján egyértelműen megállapítható, hogy az endogenitás a magyar piacnak is a sajátja, amely jelenséggel minden szereplő régtől tisztában van, ha esetleg az elnevezést nem is használja. Sőt a piac atipikus voltából adódóan a BÉT igen kedvező terep az endogén kockázat vizsgálatára. A kimutatása azonban mégsem egyszerű,

jobbára az alkalmazott interjú módszer tudja csak feltárni, egy időben túl sok azonosított és azonosítatlan hatást kellene egymástól elválasztani a számszerűsítés során.

A Danielsson munkái alapján feltételezett destabilizáló hatás, amit a kockázati limiteknek tulajdonítottam, nem figyelhető meg, pontosabban maga a hatásmechanizmus működik, de szemben a cikkekkel, az eladási jelek nem törvényszerűen esnek egy időpontba, illetve a cikk nem ír a stop-loss limitekre meginduló spekuláció ellenkező irányú hatásairól sem. Így a veszteséges pozíciók likvidálásának hatása kevésbé drámai, sőt az interjú alanyok által semleges jelzőkkel illetett folyamatot takar.

Érdekes adalék a technikai elemzés egyes eszközeinek kockázatkezelési módszerként való alkalmazása. A Danielsson által bemutatott kockázat ezzel a módszerrel akár fokozotabban is jelentkezhet, az abszolút likvidálási jelek miatt.

A dolgozat harmadik részének, a számszerű elemzésnek adják az inputját a harmadik kérdésre kapott válaszok, a felsorolt piaci események, amikor a piac a megszokottól eltérően működött.

Összefoglalásként, az interjúk csupán mérsékelt eredménnyel jártak: az endogén hatások létét alátámasztják, az általam keresett Danielsson-féle jelenséget nem cáfolják, de a hatásait nem igazolják. A probléma azonban a magyar piac gyakorlata alapján újrafogalmazható: a technikai elemzés alkalmazása visz-e instabilitást az amúgy is volatilisabb sokkos időszakok kereskedésébe. Az interjúk érdekessége, az elméletben leírt modellek szintjén megfogalmazott feltételezések ütköztetése a gyakorlattal: jelzik az endogén hatások tudatosultságát a szereplőknél, de a gyakorlat sokféle egymásra ható körülményei miatt bizonyító erejük speciálisabb problémák esetén csekély. De az interjúk legfontosabb céljuknak mindenképpen eleget tettek: a válaszok birtokában kiválaszthatóak olyan kitüntetett időszakok, amikor a piac működésében minőségi változás állt be, ígéretes vizsgálódás lehetőségét adva a következő fejezetben.

3 Kvantitatív vizsgálat

Dolgozatom harmadik részében a magyar tőzsde historikus adatai alapján, a BUX részvényindex logaritmikus hozamaival vizsgálom az elméleti részben, valamint az interjúkban elhangzottak alapján megfogalmazott hipotéziseket.

3.1 A vizsgálat tárgya

A központi kérdés, amire választ szerettem volna kapni, hogy a kockázatkezelési eljárások alkalmazása, szűkebben a VaR szabályozóeszközként való használata sokkok esetén jelent-e pótlólagos kockázati forrást az okozott összehangolt cselekvések miatt. Az interjúk alapján a hatás nem egyértelmű, mérésére pedig nem találtam megfelelően számszerűsíthető változót. A kereskedési volumenek és az ajánlati könyv ismeretében esetleg lehetővé vált volna további információt gyűjteni a Danielsson-féle jelenségről, de modell szinten eredmény akkor sem született volna.

Egy fokkal általánosabb probléma, és mérési problémákat szintén okoz, de az interjúk alapján releváns vizsgálódási pont lehet az endogenitás jelenléte a piacon. A jelenség pótlólagos kockázati faktorként fogható fel, melyet az elméleti részben ismertetett mértékek nem képesek mérni, mert azok exogén sokkok kezelésére alkalmasak. A kockázati mértékek mögött együttesen meghúzódó feltételezés szerint az árfolyamok és hozamok sztochasztikus folyamatot követnek. Ez azonban kizárja annak elfogadását, hogy a szereplők cselekvéseikkel szignifikánsan visszahathatnak a piacra. Használjanak a gyakorlatban bármilyen mértéket, az endogenitás kívül fog esni annak hatókörén.

Ehhez képest másodlagos probléma, ami a modell becsléséhez kapcsolódik. Mivel túl kevés a historikus megfigyelés sokkos piaci helyzetekről, nem ismerjük pontosan ezen piaci állapotok statisztikai tulajdonságait. Márpedig Danielsson állítása alapján a sokkok statisztikája eltér a normál piaci működés statisztikájától. Ezen állítás alapján vizsgálom az interjúk során meghatározott időszakok endogenitását: eloszlásukat, első négy momentumukat tekintve különböznek-e szignifikánsan a normál piaci állapottól. (A csúcosság foglalja magában az eloszlás vastag szélére vonatkozó információt, ezért szerepel az összehasonlításokban.)

Az endogenitás méréséhez kapcsolódik a likviditási mutatók vizsgálata, amelyek szintén több információt feltételeznek, mint ami rendelkezésre áll. Egyedül a tranzakciók gyakorisága számítható az adatokból, amely mutató az adatok tulajdonságából, nevezetesen nagy gyakoriságából adódóan amúgy is fontos pont lesz.

Az endogenitás mérésére nem találtam közvetlen módszert, ezért szorítok az endogenitás következményeinek, a likviditás jellemzőinek és a hozamok sokkos és normál időszakok közötti eltéréseinek, különbözőnek momentumainak vizsgálatára. Az ökonometriában használatos pontos definíció szerint az endogenitás az a jelenség, amikor az eltérésváltozó korrelált a magyarázó változóval a

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$$

regresszióban. Vagyis X endogén, ha $E(u_t|X_t) \neq 0$ és X egzogén, ha $E(u_t|X_t) = 0$. Az endogenitás lehetséges okai a kihagyott változók, amik korreláltak X -szel és amit ezesetben u tartalmaz; vagy a szimultaneitás: nemcsak a magyarázó változó X hat a Y -ra, hanem Y is X -re, u miatt változik Y , és ez hat X -re tehát $\text{Corr}(u, X) \neq 0$. Az endogenitás pusztán statisztikai eszközökkel nem kimutatható, a kihagyott változók kezelésére Proxy és instrumentális változók alkalmazását javasolja a szakirodalom. Az eddigiek alapján a vizsgálni kívánt probléma, amit az előzőekben bemutatam, a szimultaneitás fogalomkörébe tartozik. (Kézdy, 2005)

3.2 A nagy gyakoriságú pénzügyi idősorokról

Vizsgálatom tárgyául a BUX napon belüli hozamait választottam a kritikus időszakok alatt. A választott intervallum hosszúságát Cohen-Shin alapján jelöltem ki. Írásuk szerint a nagyon rövid intervallum, ami képes tükrözni a pszichológiai tényezők hatását. (Cohen-Shin, 2003) Persze az ilyen hozamok esetén is vannak olyan elemei a mintának, amelyek új, kijövő hírek és események hatását hordozzák, de mivel a hírek gyakorisága valószínűleg alacsonyabb, mint adataink gyakorisága, ezért a minta többi eleme jó eséllyel jellemzi az általam keresett pszichológiai indítást rejtő endogenitást.

Az endogenitás szempontjából a választott intervallumok a célnak megfelelőek, ugyanakkor ökonometriai szempontból a nagy gyakoriságú, például kötésekénti adatok olyan nagy arányban tartalmaznak zajt és szezonalitást, hogy számos ökonometriai problémát felvetnek, és olyan területre vezetnek, a piac mikrostruktúrájának elemzéséhez, ahol még sok a tisztázatlan kérdés. Jóllehet, az endogenitás szempontjából pont ez a zajnak minősülő része az adatoknak, ami érdekes.

A piac mikrostruktúrájának elmélete azt vizsgálja, hogy a különböző kereskedési módszerek és szabályozások hogyan hatnak az árak és a kereskedett mennyiség alakulására, értékére, a piac árai milyen gyorsan alkalmazkodnak az új információkhoz. Mivel az információk nem egy időben érnek el a szereplőkhöz, illetve a feldolgozásuk is

eltérő gyorsasággal történik, ezért áttörést a témában az információra, pontosabban a szereplők aszimmetrikus informáltságára alapozott modellek hoztak. Ezek alapján megkülönböztethetünk rosszul vagy nem informált kereskedőket, akik likviditási okokból vagy zajra kereskednek, illetve van a jól informáltak csoportja, akik pontosan ismerik az eszköz értékét, és csak információ beérkezésekor kezdenek tranzakciót. Ebben a modellben a piaci árakat jegyző központi szereplő is az informálatlan csoportba tartozik, de a vételi-eladási különbözet szélesítésével védheti magát az ebből eredő veszteségekkel szemben. (Bubák, 2006)

Ezen a ponton kap fontos szerepet a két tranzakció között eltelt idő: ha az intervallum hosszú, kicsi a valószínűség, hogy jól informált kereskedő tranzakciót kezdene, csökkenthető a vételi-eladási különbözet. Így az idő már nem exogén változó ebben a modellben, az árak változásának gyakorisága információt hordoz, akárcsak a kereskedett mennyiség, melynek magas értéke a jól informált kereskedők tevékenységét jelzi. A röviden említett elméleti keretből a következőkben a tranzakciók között eltelt időt, mint vizsgálódási pontot használok fel, ami egyébként a piac likviditását is jellemzi. (Bubák, 2006)

A sűrű, napon belüli adatokkal kapcsolatban, mielőtt az elemzésükhöz foghatnánk, több kritikus pontot figyelembe kell venni:

- ❖ Az adatok nem egyforma gyakoriságúak, összehasonlítás esetén tehát az adatok közt eltelt idő nem egyezik, hiszen itt az is valószínűségi változó, sőt, két idősor hossza sem egyezik.
- ❖ A változók diszkrét, tick-by-tick adatok felhasználása esetén figyelembe kell venni a tick méretét is, mekkora lehet a minimális változás az index értékében. Gyakori lehet, hogy az árfolyamok nem változnak a tick méretének sokszorosával, így a gyakorisági eloszlás néhány értékre korlátozódik, tipikusan magas csúcsosság értéket adva a nagy gyakoriságú, napon belüli hozamoknak.
- ❖ Az adatok túl sok zajt tartalmaznak, szűrni kell a napon belüli szezonalitást, legtipikusabban a nyitás és a zárás időszakában nagyobb gyakoriságú kereskedés a jellemző, mint nap közepén.
- ❖ A változók diszkrét voltából adódóan sérül a hozamok függetlenségéről szóló feltevés, az adatok erős függőséget mutatnak. Megfigyelhető a pozitív autokorreláció és heteroskedaszticitás. A tranzakciók között eltelt idő és a volatilitás esetében is jellemző, hogy kis mozgásokat általában kis mozgások követnek, nagy ugrások nagy változásokra következnek.

❖ A hozamok eloszlásának széle vastag, a normális és a ritkább adatok eloszlásához képest is.

❖ Sok adat áll rendelkezésre.

(Engle, 2004)

A nagy gyakoriságú pénzügyi adatok talán legnagyobb problémája mégis, hogy nem szabályos időközönként jelennek meg. Az ilyen folyamatok leírására használatosak a pontfolyamatok, amelynek parametrizálására kínál megoldást Engle ACD (Autoregressive Conditional Duration) modellje, mely a következő árfolyamváltozásig eltelt időt egy véletlen időintervallumnak, átlagidőnek fogja fel, a modell ezen változót írja le, egyben a volatilitás inverzét is adja. Végeredményként az átlagidő és a hozzákapcsolódó árfolyamváltozások együttes eloszlás függvényét kapjuk, inputként pedig az időegységre jutó tranzakciókat, egységnyi tranzakcióra jutó kereskedett mennyiséget és a vételi-eladási különbözetet használja. (Engle, 2004)

Az ACD modell alapja egy feltételes intenzitásfolyamat, melyet a következő módon definiálnak:

$$\lambda(t|N(t), t_1, \dots, t_{N(t)}) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(N(t + \Delta t) > N(t) | N(t), t_1, \dots, t_{N(t)})}{\Delta t}$$

ahol a t változók az időpontok sorozatát jelölik, az $N(t)$ függvény pedig az addig az időpontig bekövetkezett események számát adja. A feltételes intenzitás annak a valószínűsége, hogy esemény következik be a t intervallum alatt. Legyen $x_i = t_i - t_{i-1}$ az i -dik és $(i-1)$ -dik esemény között eltelt idő, amit átlagidőnek is neveznek. Ekkor az ACD modell az x_i eloszlásfüggvényeként adódik. Jelölje Ψ_i az x_i várható értékét:

$$\psi_i \equiv \psi_i(x_{i-1}, \dots, x_1; \theta) = E[x_i | x_{i-1}, \dots, x_1]$$

Ekkor az adott x tényleges értéke

$$x_i = \psi_i \varepsilon_i$$

módon adódik, ahol Ψ_i FAE változók, szórásuk és a korábban felhasznált θ pedig szabad paraméterek.

A legáltalánosabb várható átlagidő modell az ACD(m,q), ahol a végeredmény az elmúlt m átlagidőtől és az utolsó q várható átlagidőtől függ, valamint egy nem negatív, exogén

z_i változó vektorától:

$$\psi_i = \omega + \sum_{j=1}^m \alpha_j x_{i-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j \psi_{i-j} + \gamma^T z_i$$

Az ACD modellek a GARCH modellek alternatívái lehetnek. (Bubák, 2006)

3.3 Módszertan

Az interjúk során begyűjtött időszakokból három tűnt érdemesnek a vizsgálódásra: az ázsiai, orosz válság, valamint 2001. szeptember 11. hatása. Azonban nagyon is gyakorlati szempontok módosították az eredetileg tervezett vizsgálatot: napon belüli adatok az említett események közül csak 2001-re elérhetőek, az ázsiai és orosz válságra nem, így az interjúk alapján kapott időszakok közül csak az előbbi esetben tudom ellenőrizni az elméleti állításokat.

Vizsgálatom tárgyát az adott napokon a BUX index perces illetve kötésenkénti loghozamai képezik. Az uniós csatlakozás pozitív hatását ezért szintén kihagytam a dolgozathoz, mert ott nem köthető egyetlen jól meghatározott pillanathoz a hatás kezdete, a csatlakozás előtti hónapokra jellemző a hosszabb folyamat, amelynek adatai, percnyi sűrűséggel, már nem álltak rendelkezésre kezelhető mennyiségben.

Első lépésként a sokk kezdetének meghatározása történik meg, ezt az elérhető újságcikkek alapján valamint a tőzsdei árfolyamokat figyelve határoztam meg. Vizsgálódásom tárgyát a sokk első napja jelenti, ekkor várom a legkaotikusabbnak a piaci szereplők reakcióit. Ugyanakkor a Czippó György által említett jelenség miatt, hogy a veszteséges pozíciókat a sokk másnapján zárják, az endogenitás a következő napokon szintén tetten érhető hipotézisem szerint. Ezt a két állításomat kontroll időszakok segítségével teszteltem. A kontroll adatok a sokkot megelőző napok hozamaiból adódnak. Amennyiben a kontroll időszakok jellemzői megegyeznek vagy hasonlóak, és egyértelműen eltérnek a sokkos időszak adataitól, az eredmény alátámasztja várakozásaimat.

Előljáróban néhány a nemzetközi irodalom alapján általános jellemzőjét mutatom be a hozamok eloszlásának. Az általam olvasott szerzők mind elvetik a hozamok eloszlásának normalitását, ám mégis két paraméteres, átlag és szórás megadásával jellemezhető eloszlásokat használnak, melyek a harmadik momentumon alapuló ferdeséget és a negyedik momentumon alapuló csúcsosságot nem veszik figyelembe.

Premaratne és Bera ehelyett a Pearson IV. eloszlás alkalmazását javasolják, amelyek a varianciával, ferdeséggel és csúcossággal adhatóak meg. (León, 2004)

A ferdeséget, mely az eloszlás aszimmetriáját jellemzi, a következő definíció adja meg:

$$\gamma_1 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

ahol a μ_3 az átlag körüli harmadik momentum. Az irodalom nem egységes a hozamok szimmetriáját illetően. Mitnik és Paoella a volatilitás mosolyt is a ferdeséggel és a vastag szélekkel magyarázzák, míg Peiró szisztematikus vizsgálata során nem találja egyértelmű bizonyítékát a hozamok aszimmetriájának, főleg nem a stilizált tényként fogadott negatív ferdeségnek. A ferdeség mutatójának értékét ő sokkal inkább a normális eloszlástól való eltérés jeleként értelmezi. (Peiró, 2004) Eközben León egy speciális GARCH-modell alkalmazását ajánlja, ahol a volatilitás mellett a ferdeség és csúcosság is az idő függvényében változhatnak (León, 2004).

A csúcosság ennél egyértelműbb megítélés alá esik, mely definíciója szerint a következőképpen számolandó:

$$\gamma_2 = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$$

, ahol μ_4 az átlag körüli negyedik momentum. Dolgozatom korábbi részében már bemutattam az eloszlások vastag végeiből származó problémákat. Ezt a tulajdonságot sűríti magába a csúcosság: amennyiben a normális eloszlás értékénél magasabb csúcosságot kapunk, az az eloszlás végeinek vastagságát is jelzi. Szintén korábban hivatkoztam a nagy gyakoriságú hozamok csúcsosabbak, mint hosszabb intervallumokon megfigyelt társaik, például a S&P500 index 5 perces hozamainak eloszlása bőven a Lévy-eloszlások ($\alpha < 2$) vonzási medencéjén kívülre esik az $\alpha \approx 3$ értékkel, és a hozamok ezt a tulajdonságot 16 napos periódushosszig meg is tartják (Plerou et al, 2005).

A vizsgálat lépései

Dolgozatom harmadik részében a központi kérdés, amire választ szerettem volna kapni, hogy a kockázatkezelési eljárások alkalmazása, szűkebben a VaR szabályozóeszközként való használata sokkok esetén jelent-e pótlólagos kockázati forrást az okozott összehangolt cselekvések miatt. Az interjúk alapján a hatás nem egyértelmű, mérésére

pedig nem találtam megfelelően számszerűsíthető változót. A kereskedési volumenek és az ajánlati könyv ismeretében esetleg lehetővé vált volna további információt gyűjteni a Danielsson-féle jelenségről, de modell szinten eredmény akkor sem született volna.

A vizsgálat lépései elsőként az adatok általános, eloszlással kapcsolatos jellemzőit vizsgálják. Mivel az adatok sokkos napokból származnak, aszimmetrikus, bal oldali ferdeséget mutató, erősen vastagfarkú eloszlásokat várok. A kontroll időszakokra a normálishoz közeli, annál esetleg nagyobb gyakoriságú szélső értékekkel jellemezhető alakzat az elmélet alapján várható. Ezt követően a sokkos és kontroll időszakok eloszlásainak illesztésével tesztelem az adatok homogenitását.

Szintén ökonometriai eszköz a hozamok által követett folyamat vizsgálata. A dolgozat terjedelmén túlmutató további lépés lehetne a hozamok közti autokorreláció vizsgálata, a követett folyamatok tényleges meghatározása, a paraméterek becslése. A kontroll időszaki és sokkos állapotok paramétereinek különbözőségének, az egyes kontroll időszakok hasonlóra várt eredményeinek vizsgálata.

Már a pénzügyek területére tartozik vizsgálatom befejező lépése, a likviditás megfigyelése. Adatok hiányában nem tudom a likviditás minden dimenzióját jellemezni, az adott alfejezetben bemutatott néhány mutatóra szorítkozom.

Az előzőeket kiegészítő módszer lehet, egyfajta event study jelleggel az állítások másik irányának helyességét vizsgálja, hogy azokban az időszakokban, amikor a piac statisztikája szignifikánsan eltérő volt a megszokottól, a hírek ismeretében történt-e erre indokot adó esemény. Az eredménnyel azonban óvatosan kell bánni: egyrészt ezen az időtávon, és mély, mindennapi eseményekre kiterjedő piacismeret hiányában csak a hírarchívumok alapján ilyen eseményeket megállapítani nem lehet 100%-os biztonsággal. Másrészt, ha nem találok magyarázatot a hírek alapján a hozam kilengésére, az nem cáfolja az addigi vizsgálódásom eredményeit. Éppen ellenkezőleg: ha nem volt megfelelő hír, ami indokolná a nagy árfolyammozgást, lehet, hogy csupán a piac önmozgásáról van szó, ami pedig definíció szerint az endogenitás témakörébe tartozik. Így inkább csak próbaként szerepelnek ezek a számítások dolgozatomban.

Zárásként pedig, amennyiben a hipotéziseim nagy része teljesül, vizsgálat tárgya lehet, hogy a kontroll időszakokhoz hasonlóan, amiktől elvárhatom, hogy azonos jellemzőket mutassanak, vajon van-e ilyen azonosság a sokkos időszakok alatt? Van-e általánosan meghatározható jellemzője a krízis kezdetén a piaci statisztikáknak. Adatok hiányában ez csak akkor lehetséges, ha a szélsőséges árfolyammozgások alapján kiválasztott napok is krízis időszakra esnek. További, a dolgozaton túlmutató vizsgálódás, hogy a krízis

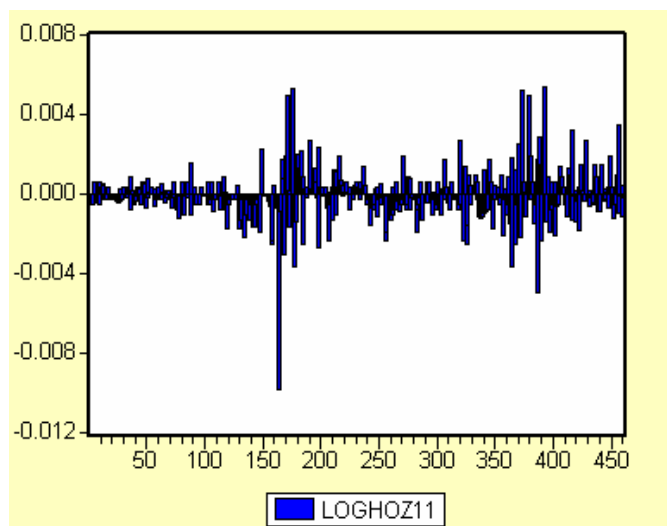
egészeben, milyen strukturális törések vannak a statisztikákban, milyen úton tér vissza a kontroll állapotok átlagához, ha egyáltalán az létezik.

2001. szeptember 11.

2001. szeptember 11-e. Reggel 8 óra 46 perc. Egy Boeing 767-es teli tankkal becsapódott a Világkereskedelmi Központi északi tornyába. Negyedórával később egy másik gép csapódott a déli toronyba. (<http://www.september11news.com/>) A New-Yorki tőzsde négy napra bezárt, de a világ minden tőzsdéje beleremegett a tornyok leomlásába. Közben az amerikai vezetés megteremtette a bizalmat a piaci szereplőkben („Aki hazafi, az vesz!”), így a négy napot követő szünet után néhány napos csökkenés (mintegy 15%) következett (szept. 23-ig), majd a piac felfele mozdult, amit máshol is néhány napon belül követtek az árfolyamok.

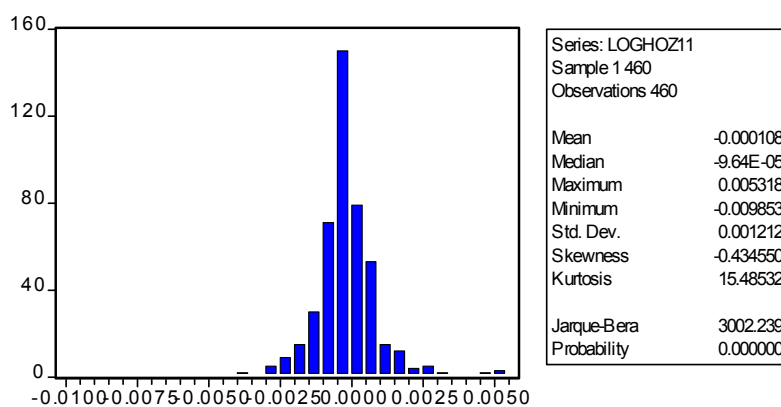
A jelenség gyors lefolyása az elemzés szempontjából több következménnyel jár. Egyértelműen ismert a sokk kezdete, a BUX idősorából is percre pontosan kiválasztható az első extrém hozam. Mivel a piac gyorsan kilábalt a sokkból, a BUX is visszatért október elejére a szeptember 10-i szintre, nem áll rendelkezésre hosszú idősor a sokkos állapot megfigyelésére. Ha a tervezett, napon belüli, nagy gyakoriságú adatokat vizsgálom, számos statisztikai problémát kezelni kell, ugyanakkor az endogenitás és pszichológiai hatások a gyakoribb adatokban jelennek meg.

A New-York – Budapest időeltolódás 6 óras, így nálunk helyi idő szerint délután három óra körül érkezhettek meg a hírek a piaci szereplőkhöz. A következő másfél órában, amíg a kereskedés folytatódott, 4,86%-ot esett a logaritmusos hozam, 6286,54-es értékről 5988,52-re. Részletesen a következő ábra szemlélteti a loghozamok mozgását 15:00 és 16:30 között:



13. ábra

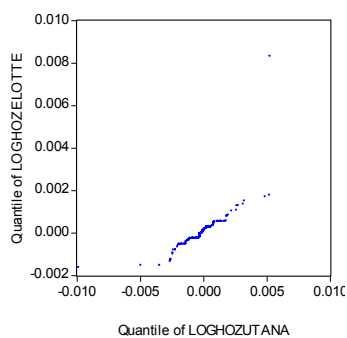
Az ebben az időszakban megfigyelhető kőtésenkénti hozamok eloszlása a következő statisztikai jellemzőkkel rendelkezik:



14. ábra

Dolgozatom főhipotézise szerint ezek az adatok eltérő tulajdonságokkal kell hogy rendelkezzenek, mint a normál piaci működés hozamai. Mivel pontosan ismert a sokk kezdetének időpontja, a legegyszerűbb ellenőrzési lehetőség, a napon belüli hozamokat két részre bontani: a terrortámadás előtt és utáni részmintát megvizsgálni.

A következő ábra szemlélteti a két eloszlás egymáshoz viszonyított kvantiliseit:



□

15. ábra

A hipotézis vizsgálat is elveti az átlag és a variancia egyezőségét is (5-6. táblázat), a két eloszlás együttes statisztikái alapján a sokkos hozamok ferdebbek, ám laposabbak a nap eleji értéknél:

	ELOTTE	UTANA
Mean	3.31E-05	-0.000157
Median	1.59E-06	-9.03E-05
Maximum	0.008311	0.005223
Minimum	-	-0.009853
Std. Dev.	0.001639	0.001113
Skewness	0.000666	-1.850382
Kurtosis	6.857771	26.08320
Jarque-Bera	86.90402	6376.178
Probability	0.000000	0.000000
Observations	280	280

16. ábra

A következőkben a normál adatokat a megelőző napok perces hozamai adják. Az alábbi táblázat mutatja az összefoglaló statisztikai jellemzőket szeptember 11-ére és a megelőző napok megegyező, délutáni időszakaira:

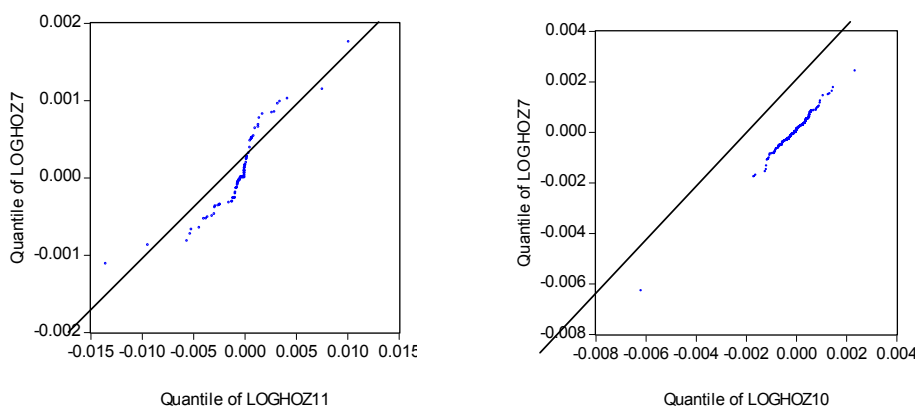
	LOGHOZ6	LOGHOZ7	LOGHOZ0	LOGHOZ1	LOGHOZ1
Mean	-2.74E-05	4.60E-05	4.75E-05	-0.000506	1.26E-05
Median	0.000000	0.000000	0.000000	-0.000262	0.000000

	0.001809		0.002364	0.010149	0.003795
Maximum		0.001753			
Minimum	-0.001519	-	-0.001650	-0.013507	-0.001946
		0.001118			
Std. Dev.	0.000466	0.000463	0.000518	0.002706	0.000845
	0.169434		0.711035	-0.746238	0.768865
Skewness		0.655107			
Kurtosis	6.536490	4.428510	7.982806	11.05196	6.524133
Jarque-Bera	50.48637	15.02920	107.4025	268.2463	59.13652
Probability	0.000000	0.000545	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	96	96	96	96	96

17. ábra

A normál időszaki adatok értelmezéséhez hozzátartozik, hogy 10-én a tőzsde szintén esett 1,7%-ot, ami a megelőző napokhoz képest szintén érzékelhető elmozdulás volt. De az adott napszakra még tizedikén is pozitív ferdeséget, jobboldali aszimmetriát látunk a hozamok eloszlásában, jóllehet, az egész napot figyelembe vevő adatok normál működés során is negatív ferdeséget eredményeznek.

A kvantilisok összehasonlításánál a következő ábrákra jutottam. Ha ugyanezt az összehasonlítást például szeptember 7-ére és 10-ére két végezzük el, a kvantilisenkénti eloszlás közelebb esik egymáshoz.



18 a-b. ábra

Az illeszkedésvizsgálat eredményeit mutatja a következő táblázat, ahol a χ^2 próba kritikus értéke a választott szignifikancia szinttől függően 43,8 (95%) vagy 50,9 (99%)

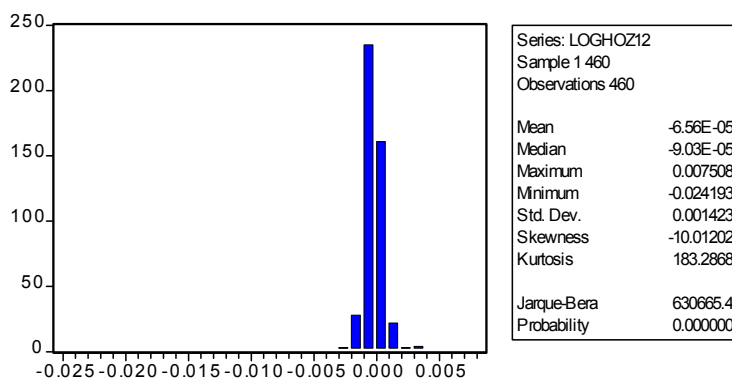
értékeket vesz fel, tehát két normál nap viszonylatában a H_0 elfogadható, míg a sokkos és normál működés mellett egyértelműen elvetendő.

Illeszkedésvizsgálat	$\chi^2(v)$
szeptember 6-7.	4,266547356
szeptember 7-10.	7,301311976
szeptember 6-10.	11,40549199
szeptember 6-11.	277,8738571
szeptember 7-11.	273,8633739
szeptember 10-11.	247,8719671
szeptember 6-12.	214,9492378
szeptember 7-12.	203,3828897
szeptember 10-12.	183,4508659
szeptember 11-12.	201,8217839

19. ábra

Az elvégzett hipotézis vizsgálatok alapján a szeptember 6-11. közötti időszakban a hozamok átlagának és varianciájának egyenlőségét is elvethetjük. (1-2. táblázat) Ha ugyanezt a vizsgálatot csak szeptember 6-10-ére végezzük el, az eredmények alapján az átlagok egyenlőségét nem vethetjük el, a variancia esetében azonban a döntés változatlan (3-4. táblázat). Ha páronként végezzük el a hipotézis vizsgálatot, akkor a szeptember 6-7-ei és a 7-10-ei napok átlagának egyenlősége nem vethető el, a szeptember 6-10-ei átlagok egyenlősége pedig, ha nem is teljes bizonyossággal, de elvethető. A varianciák egyenlősége csak szeptember 7-10-ei napokon fogadható el. (7-12. táblázat) Ha a normál napokat a támadás napjához viszonyítjuk, akkor a hozamok átlagának és varianciájának egyenlősége is egyértelműen elvethető. (13-18. táblázat) Ha ugyanezt azzal a különbséggel tesszük, hogy szeptember 11-én csak a támadás előtti órák hozamait vesszük bele az idősorba, az átlagok egyenlősége már nem cáfolható, de a variancia továbbra sem egyenlő (29-30. táblázat).

Másnap, szeptember 12-én további 1,68%-ot esett az index, 5845,38-as nyitás után 5747,75-ös értéken zárt. Az árfolyammozgás a nap kezdetén még tükrözte az előző nap volatilitását, majd ezt követően a nap végén már emelkedést is tapasztalhatott a piac. A hozamok eloszlása a következő jellemzőkkel bírt, látványosan csúcsosabb:



20. ábra

Ezt követően a sokkos és normál időszakok homogenitását vizsgálva, a következő eredményekre jutottam: ha együttesen tesztelem a négy nap átlagának és varianciáinak egyenlőségét, az eredmények mindkét egyenlőséget elutasítják (27-28. táblázat). Párunkénti hipotézis vizsgálatot végezve a hozamok átlagának egyenlősége egyetlen esetben sem vehető el, kivéve a szeptember 11-12-ei napok esetében. A varianciák minden párosítás esetén egyértelműen különböznek. (19-26. táblázat)

A varianciák egyenlőségének tesztelése már előre mutatott a különböző időpontok likviditásának jellemzésére, jóllehet a szórás nem egyértelmű jelzője a likviditásnak. Adatok hiányában az adott nap kereskedési volumene hasonlítható még össze, amely szeptember 12-én, amikor egy egész kereskedési nap állt rendelkezésre a sokkra reagálni, a tőzsde láthatóan nagyobb forgalmat produkált a megelőző napok volumenénél, illetve az adott hónap átlagánál is.

A két tranzakció között eltelt idő vizsgálata a likviditás mellett az ilyen nagy gyakoriságú adatok esetén mindenképpen megszokott, ezek az adatok láthatóak a táblázat első sorában.

	Két tranzakció között eltelt idő (s)	Tranzakciók száma (db)	Forgalom (mFt)
szeptember 6.	00:37	622	6 989 366 471

szeptember 7.	00:46	509	3 410 353 260
szeptember 10.	00:43	549	3 706 258 099
szeptember 11. (előtt)	01:03	284	5 697 669 559
szeptember 11. (után)	00:12	465	
szeptember 12.	00:16	1438	8 388 844 118

21. ábra

Ha a két tranzakció között eltelt idő egyenlőségére végzünk hipotézis vizsgálatot, a következő eredmények születnek: A támadás napját, ha kettébontjuk, két részmintához jutunk, amelyek egyike még a normál kereskedés eredménye, de a nap utolsó másfél órája már a sokk hatásait tükrözi. Jelzi ezt a hipotézis vizsgálat is, mely alapján a nap két részmintájának átlagaira kizárható az egyenlőség. Ugyanez mondható el szeptember 11-e sokkos és szeptember 12-e adataira. Az egyenlőség nem cáfolható szeptember 6-10-ei napokra. (31-33. táblázat)

Ha a tranzakciók számát vizsgáljuk, a támadás napján történt 949 árváltozásnak a száma már messze magasabb, mint azt az előző napokon láthatjuk. Ha azonban figyelembe vesszük, hogy ennek jó része a nap utolsó másfél órájában történt, akkor ezt az aktivitást a kereskedés mind a hat és fél órájára arányosítva 2000 fölötti tranzakció számot kapnánk. Különösen nagy az ugrás, ha figyelembe vesszük, hogy a nap alacsony kötésszámmal indult, délután három órákor a megelőző napokon már mind magasabb volt az addigi tranzakciók száma (szeptember 6-10-e között, ebben a sorrendben: 440, 332, 371 db). Másnap pedig, a kereskedés szintén nagyságrendileg magasabb tranzakció számot eredményezett.

3.4 A BUX további három zuhanása

A következő néhány oldalon a BUX napi hozamainak alapján kiválasztott olyan kereskedési napokat ismertetek, amelyek során jelentős csökkenést szenvedett el az index értéke.

3.4.1 2000. május 19.

„A meglepett elemzők keresgélnek a magyarázatot – Idei mélypontján a BUX” – találták szembe magukat a Világ gazdaság címlapjával 2000. május 22-én hétfőn az olvasók. Jóllehet addigra már kevesük előtt lehetett titok, hogy az index közel 7%-os esésével

elérték az előző december közepi értéket, ami az év legnagyobb zuhanását is jelentette egyben. A címben szereplő tanácsalanság jellemezte a piacot – a korábbiaktól eltérően, amikor a tőzsde mélyrepülését a nemzetközi piacok zuhanása előre jelezte, és már a nap eleji nyitó értékkel komoly csökkenést volt kénytelen elkönyvelni a BÉT, ezúttal mind a 6,64%-os csökkenés napon belül következett be. (Világ gazdaság, 2000. május 22.)

Az elemzők, akik a nap elején folytatódó, enyhe csökkenést jósoltak, a következő okokat találták, amelyek összefüggésben lehettek a BUX-ot az addigi éves mélypontra repítő csökkenéssel:

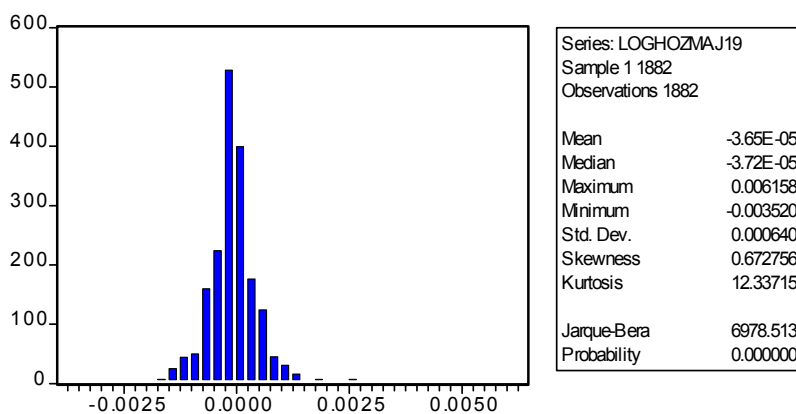
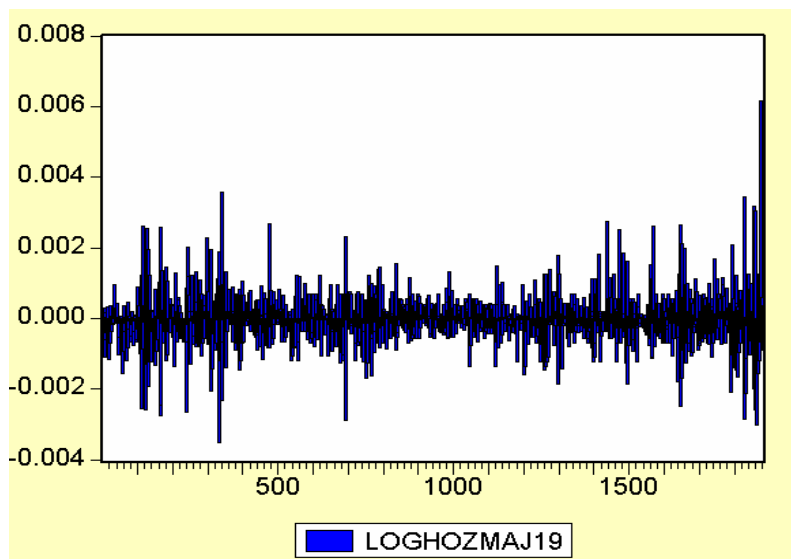
❖ A Morgan Stanley Capital International által számított „Emerging Markets Free” indexben, melyet a nemzetközi befektetési alapok 60%-a is követett, csökkentették Kelet-Európa, ezen belül is pedig hazánk súlyát. Az indexkövető stratégia ennek megfelelően tőke kivonást diktált a befektetési alapoknak, hogy az index új súlyozását figyelembe vegyék.

❖ A BorsodChem részesedés szerzése a TVK-ban szintén kedvezőtlen hatással volt, miután pont előző nap pukkadt ki egy buborék a TVK vásárlói között, míg a piaci pletykák szerint a BorsodChem 30%-os prémiummal vásárolta a Tiszai Vegyi Kombinát papírjait.

❖ A világ különböző piacain a technológia-média-telekom papírok mind eladói nyomás alá kerültek, ami a Matávra is 10%-ot meghaladó esést hozott. Önmagában ez a zuhanás mintegy felét magyarázza az index csökkenésének. Bár pontos okot nem említettek az elemzések sem, a pletykák alapján a Világ gazdaság cikke alapján egy bróker cég két millió darab Matávot dobott piacra limitár nélkül, a találgatások szerint ugyanannak a befektetőnek a papírjait, amelynek ugyanezen bróker cég kevesebb mint három hónapja hasonló mennyiséget vásárolt, akkor 2300-ról 2500-ra hajtva fel az árfolyamot. (Világ gazdaság, 2000. május 22.)

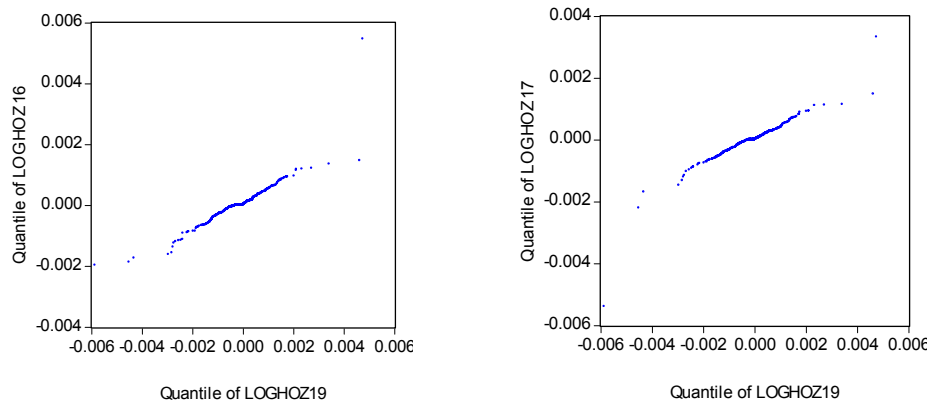
A fentiek alapján ezúttal az elemzők sem találtak fundamentális okot, továbbá a nemzetközi mozgások sem indokolták az index összeomlását. Egybevégre mindez a korábban hivatkozott Csáky Attila véleményével, aki az endogenitásra egyebek mellett a Matáv 2000 első felében bejárt útját említette. Így a BUX 2000. május 19-i esését az öt év távlatából rendelkezésre álló nyilvános információk alapján írhatjuk az endogenitás számlájára. A vizsgálatnak ezen a ponton érdekes eleme lehet, hogy a tényleges külső információra való reagálás és a hasonló belső reakciók okozta mozgások az eloszlások szintjén milyen hasonlósággal bírnak, jóllehet figyelembe kell venni, hogy ezúttal az

egész zuhanás napon belül realizálódott, ennek ismeretében lehet szemlélni a következő két ábrát:



22. ábra

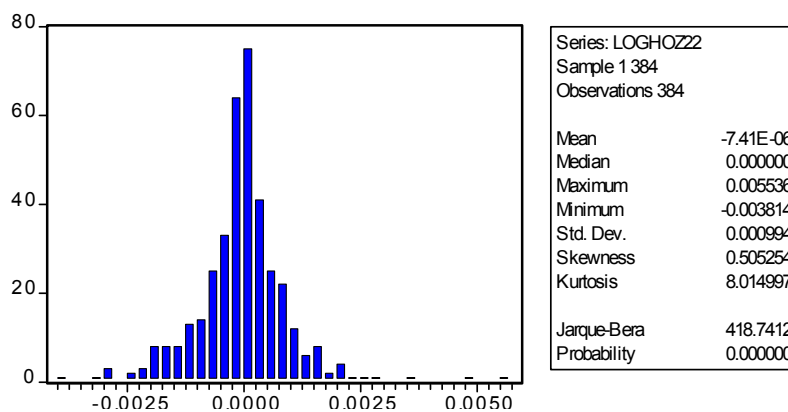
Ha a megelőző, enyhe pesszimizmust mutató napok perces hozamainak eloszlásához hasonlítjuk a 19-i eloszlást, az ábrák is jelzik az eloszlások eltérését.



23 a-b. ábra

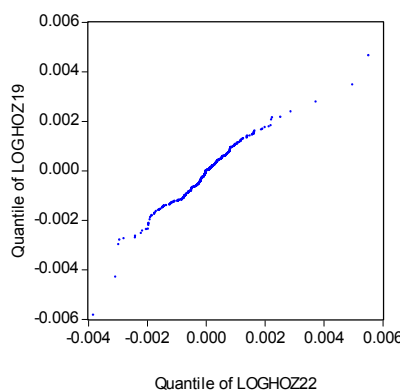
A hipotézis vizsgálat eredményei szerint az esést megelőző napokon az átlagok és varianciák egyenlősége sem zárható ki (59-72. táblázat), ugyanez a hipotézis a 19-i nap adatait is tesztelve minden esetben elvethető (73-81. táblázat).

A következő kereskedési nap, május 22-e eseményeit szintén a Világgazdaság hektikusnak, hisztérikusnak tartotta, ahol nagy volatilitás mellett, ismételten a Matáv vezérlésével a BUX 1,02%-ot (84,87 pont) esett, miközben a nap elején 100 pontnál többet is elmozdult felfele.



24. ábra

A május 19-22-i hozamok eloszlásának egymáshoz viszonyított kvantiliseit mutatja az alábbi ábra:



25. ábra

A hipotézis vizsgálatok alapján a két nap átlaga nem egyenlő, ami a mérsékelt hétfői esés ismeretében nem meglepő, ellenben a varianciák egyenlősége nem zárható ki – a piac megőrizte a zuhanás napjának hektikusságát. (82-83. táblázat)

Hasonló aktivitást tükröznek a tranzakció számok és a két egymást követő tranzakció között eltelt idő is. Bár megállapítható, hogy a megelőző napok adatai jelentősen eltérnek minden más, a dolgozatban kontrollcsoportként felhasznált normál piaci működés adataitól. Így nem csak a zuhanás napján, hanem egész héten rövidebb átlagosan eltelt idő volt két tranzakció között, mint azt majd a későbbiekben a hasonló táblázatok alapján látható is.

	Két tranzakció között eltelt idő (s)	Tranzakciók száma (db)
május 15.	0:00:24	981
május 16.	0:00:25	915
május 17.	0:00:24	947
május 18.	0:00:22	1051
május 19.	0:00:12	1881
május 22.	0:00:15	1504

26. ábra

3.4.2 2002. július 24.

2002 júliusában robbant a gazdasági élet szereplőinek bizalmát alapvetően megingató hír: az Enron-botrány: a cégóriás csődvédelmet kért 61 milliárd dolláros tartozása miatt. Majd július 24-én kiderült, hogy a „kreatív könyvelésben”, az adósságok eltüntetésében

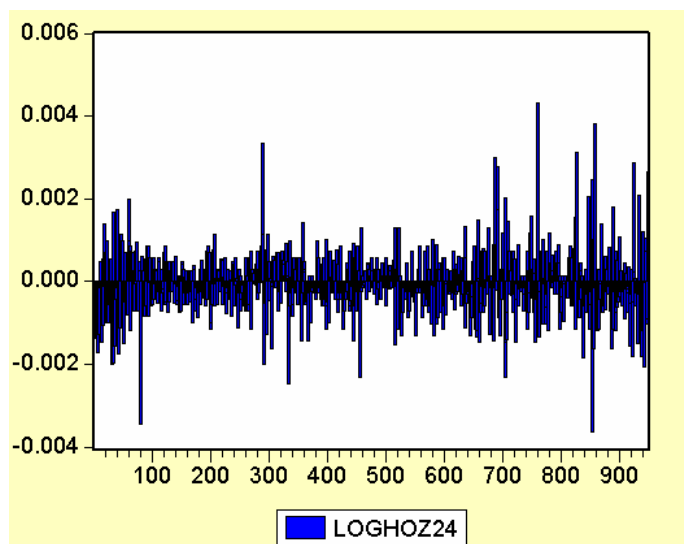
két olyan bank is segédkezett, mint a Citigroup és a JP Morgan Chase. (www.origo.hu, 2002. július)

A BÉT látványos zuhanását megelőzően mind az amerikai, mind az európai piacokon sorozatosan jelentős esésekkel zártak a tőzsdei indexek. Több, egymást követő 3-4%-os csökkenés tőzsekrach nélkül is 10-12%-os eséseket produkált a tőzsdéken. Bush és Tony Blair is megszólalt, hogy megnyugtassák a befektetőket, hiszen az amerikai reálgazdaság pont ekkor kezdett ismét emelkedni. A szakértők akkori véleménye szerint a befektetői bizalom helyreállításához, amelytől az indexek felfele mozdulását várták, segítséget jelenthet az az amerikai felügyeleti előírás, hogy augusztus közepéig valamennyi cégnek felül kell vizsgálnia könyveit. (<http://vg.hu/index.php?apps=cikk&cikk=21370>, letöltve: 2006. április 29.)

A BÉT zuhanása, melyet megelőző napon Európa ismét mélyrepülést végzett a felfele araszoló amerikai piacokkal szemben, sokakat mégis meglepett. A július 22-i hetet megelőzően a piac ugyanis többször immúnisnak bizonyult a külföldi eseményekre, de július 22-én 4%, 23-án 1% és 24-én végül 6% veszteséget könyvelhetett el a BUX. Egyes szakértők pont az addigi jó teljesítményt említették a fő okként: mint azt korábban bemutattam, a nemzetközi befektetők elsőként azokat a pozícióikat zárják, melyekből nyereséggel tudnak kiszállni. (<http://vg.hu/index.php?apps=cikk&cikk=21370>, letöltve: 2006. április 29.)

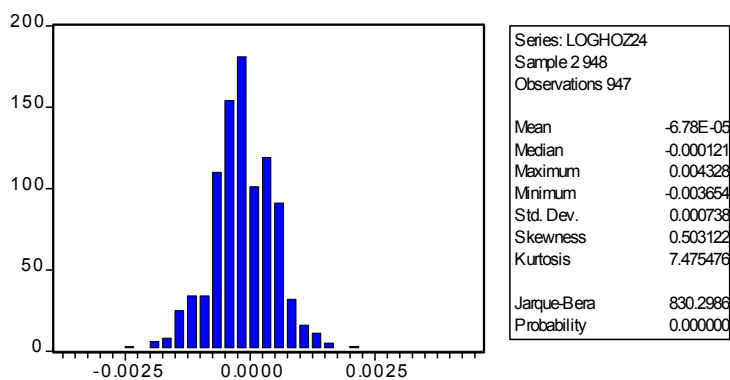
A BÉT zuhanása tehát a külföldi piaci mozgásokra való reakció, az amerikai és európai tőzsdék közös jelensége, a magyarországi esések magyarázhatóak piaci hírekkel. Megállapítható tehát, a BUX 2001 szeptembere óta legjelentősebb esése indokolt volt. Ezúttal nem vagyunk olyan szerencsés helyzetben, hogy percre pontosan ismert legyen a sokk kezdete, így csak arra hagyatkozhatom, hogy július 22-én kezdődött az index esése. Kontroll időszaknak így a megelőző hét két napját, 18-19-ét választom.

A BUX a megelőző napi 7043-as értékről 438-as abszolút csökkenéssel 6718 ponton zárt, ami -6,65 logszázalékot jelent. Ha az egész héten elszenvedett veszteséget nézzük, 11%-t, abszolút értékben 790 forintot veszített értékéből a Budapesti Értéktőzsde indexe. A következő ábra szemlélteti a 2002. július 24-i kötésenkénti loghozamokat:



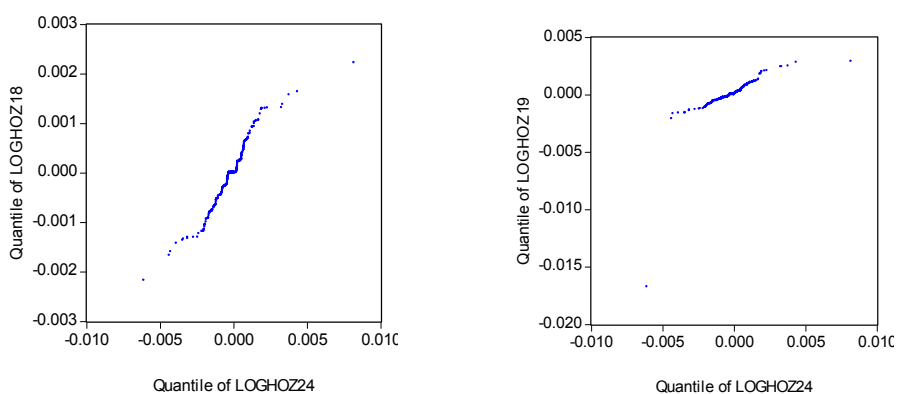
27. ábra

A kötésenkénti hozamok eloszlása pedig a következő jellemzőkkel rendelkezik:



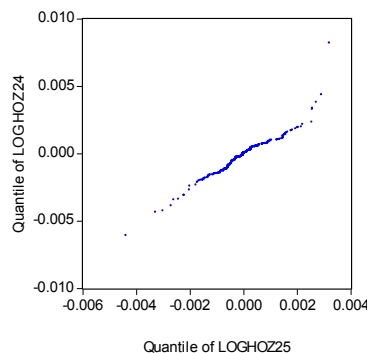
28. ábra

Amennyiben ezeket a hozamokat a megelőző hét adataihoz hasonlítjuk, amikor a BÉT még ellenállt a nemzetközi trendnek, a következő vizuális eredményre jutunk:



29. a-b. ábra

Ha a július 24-ét követő reakciók hatását nézzük, a két nap eloszlásait szemlélteti az alábbi ábra:



30. ábra

A hipotézisvizsgálat alapján a július 22-i hét első három napjára nem lehet kizárni a hozamok átlagának egyenlőségét, a varianciák esetében azonban elvethető az egyenlőség (34-35. táblázat), kivéve a hétfői és szerdai nap hozamait véve, ahol ugyanez nem cáfolható (36-37. táblázat). Ha a megelőző hét két napját vizsgáljuk, amikor normál piaci működés mellett alakultak az árak, a hipotézis vizsgálat alapján az átlagok egyenlősége szintén elképzelhető, míg a varianciák egyezése ezúttal is kizárható (38-39. táblázat). Az előző eredményeket azonban némileg gyengíti, hogy az együttes, mind az öt napra vonatkozó teszt alapján a július 18-25-i hozamok átlagának egyenlősége nem, a varianciák egyenlősége viszont kizárható (40-41. táblázat). Ha páronként vizsgáljuk a sokkos július 24-ét és a normál napokat, akkor az egyenlőség már kizárható az átlaghozamokat illetően. A variancia különbözősége azonban július 19. és 24. napok esetében nem állítható. (42-45. táblázat) A július 24-i nagy esést követő napon, ahova a stop-loss limitek hatásai várhatóak, nem egyértelműen, de elvethető az egyenlőség, amit indokolhat, hogy az egész héten megfigyelhető esések már korábban aktiválták ezeket a limiteket. (46-47. táblázat)

A likviditás alakulását nézve a július 24-e előtti összesen 4%-os csökkenés nem okozott lényeges változást a tranzakciók gyakoriságát illetően. Ugyanez mondható el a kereskedett mennyiségről: a nagy volumen csak a szerdai esésnek adott különös hangsúlyt, ahogy a 40%-al rövidebb átlagosan eltelt idő két egymást követő tranzakció között. A darabszámok tükrözik a forgalmi adatokat, ezúttal is a július 24-i napon mutat kiugró értéket az árfolyamváltozások száma.

2002	Két tranzakció között eltelt idő (s)	Tranzakciók száma (db)	Forgalom (mFt)
július 18	0:00:47	493	3 157 203 404
július 19	0:00:40	579	4 687 786 762
július 22	0:00:47	492	3 590 450 804
július 23	0:00:40	579	3 885 592 383
július 24	0:00:24	947	8 078 695 529
július 25	0:00:30	766	6 090 833 264
július 26	0:00:29	796	8 665 654 376

31. ábra

3.4.3 2005. október 13.

2005. október 13-án csütörtökön a régióban a legnagyobbat, 5,4%-ot esett a Budapesti Értéktőzsde részvényindexe a BUX. Az elemzők véleménye megosztott volt olyan szempontból, hogy csupán korrekcióról vagy trendfordulóról lehet-e szó. Mindenesetre a nemzetközi piacok sem mutattak túlzottan optimista képet. A következő rövid összefoglaló az adott héten publikált heti elemzésekből készült:

❖ Amerikai részvénypiacok:

A befektetők a hurrikánokat követő időszakban folyamatosan a kamatemelés fenyegetésével néztek szembe, holott a szeptemberi inflációs adat nem lett rossz, a Fed mégis a pénz romlásától tartott. Az akkoriban publikált gyorsjelentések is vegyes híreket hoztak a szereplőknek, így a főbb amerikai indexek egész héten estek.

❖ Európai részvénypiacok:

A hét elején tapasztalható halvány emelkedést a hét közepére elsöpörte az amerikai piacokon uralkodó pesszimizmus, az elemzők Európában sem zárták ki a kamatemelés lehetőségét, a gazdasági növekedés várható mértéke éves szinten az Európai Bizottság szerint 1,2% volt. A csütörtöki nap pedig ezeken a piacokon is rekord csökkenést eredményezett.

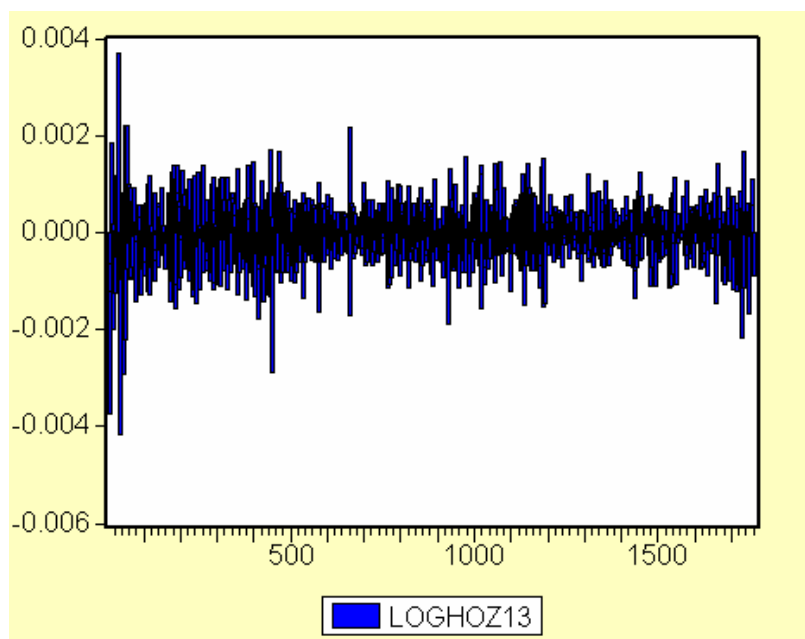
(Bónis, 2005) (Buda Cash, 2005)

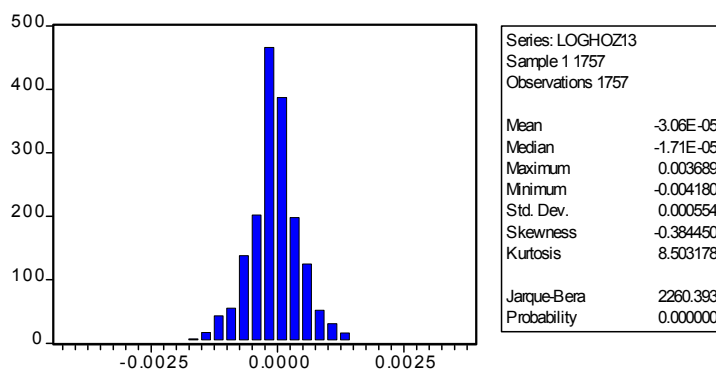
❖ Budapesti Értéktőzsde:

A kedvezőtlen nemzetközi eseményeket követve régióinkban is erőteljes korrekció jellemezte az adott héten a piacokat, köztük is a BÉT-et, ahol az index zuhanása a legnagyobb, 6,4%-os volt, ami több mint 1400 pontos csökkenést jelentett és 21 051

pontos pénteki záró értéket. A héten összesen 11%-ot esett a BUX. A magyarázatról a vélemények eltérőek voltak: az Inter-Európa Bank szakértői szerint akár trendfordulóként is értelmezhető a magas forgalom melletti heti csökkenés, amit fundamentálisan a magyar piac európaihoz közelítő P/E rátája magyarázhat. További indok, hogy a magyar részvények 2005. során a legjelentősebb növekedést (45% fölött) mutatták, a hazai piac az elsődleges célpontja volt a régióba áramló tőkének, így a kivonás is minket érint a legérzékenyebben. (Bónis, 2005) A Buda Cash Brókerház elsősorban az amerikai kamatemelési várakozások számlájára írja a BUX eredményeit, de nem zárja ki a pusztán korrekció lehetőségét, elemzőjük szerint ugyanis a hazai papírok a Richter kivételével nem számítanak drágának, a fundamentumok nem indokolják az árfolyamok beszakadását, azt csak további hangulatromlás vagy tőkekiáramlás magyarázhatná. Különösen, hogy a sztár papírok mellett a kisebb forgalmú részvények kevésbé kedvezőtlen mozgást mutattak, a BUMIX csak 1,2%-ot csökkent az adott héten. (Buda Cash, 2005)

Összességében a BUX követve a nemzetközi mozgásokat és az eluralkodó pesszimista hangulatot, 5,4%-ot esett október 13-án, ahol a napon belüli kötésenkénti hozamok eloszlása a következőképpen alakult:





32. ábra

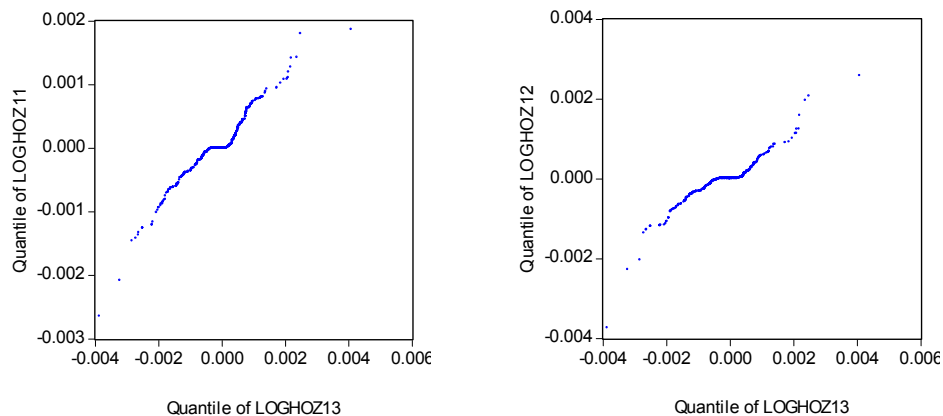
Mivel az elemzők szerint az adott hét elején, tapasztalt pozitív hozamok csak vihar előtti csendnek minősülnek, különösen a megelőző hét eséseit is tekintve, ezért a normál piaci állapot most nem azonosítható egyértelműen a megelőző napokkal. Hogy eldönthető legyen, normál, megszokott kereskedés zajlott-e a csütörtöki zuhanást megelőző három nap a BÉT-en, ezúttal elsőként a tranzakciók közt eltelt átlagos időt és egyéb, likviditás témakörébe tartozó adatokat mutat a következő táblázat:

2005.	Két tranzakció között eltelt idő (s)	Tranzakciók száma (db)	Forgalom (mFt)
október10	0:00:25	1111	21 127 276 005
október11	0:00:38	711	14 722 938 625
október12	0:00:45	606	11 871 664 091
október13	0:00:16	1756	39 498 835 694
október14	0:00:15	1769	38 897 582 160

33. ábra

Mindhárom adat alapján, illetve a korábbi vizsgált időszakok átlagos, tranzakciók közti eltelt idejét is figyelembe véve október 11-12-t tekintem a továbbiakban a kontroll napoknak, és október 10-ét kihagyom a vizsgálatból, mert megemelt aktivitást mutat, minek magyarázata további elemzést igényelne.

Ezek alapján csak október 11. illetve 12-ére elvégezve az eloszlások kvantiliseinek együttes ábrázolását, a következő eredményre jutunk:

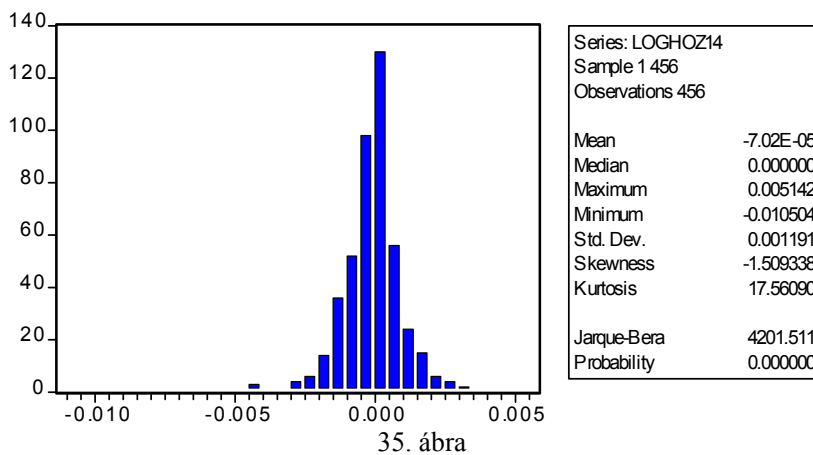


34. a-b. ábra

Az elvégzett hipotézis vizsgálat szerint a zuhanást megelőző két nap és október 13-a hozamai sem átlag, sem varianci szempontjából nem egyeznek (49-50, 53-56. táblázat), ellenben ha a két normál nap adatait nézzük, akkor sem az átlag, sem a varianciák egyenlősége nem zárható ki (51-52. táblázat).

Ha a vizsgálatot kiterjesztjük október 14-ére, amikor az index további 3%-os csökkenéssel zárt, az átlagos logaritmus hozamok egyenlősége nem cáfolható, a varianciák azonban nem egyeznek semmilyen szignifikancia szinten.

Az alábbi ábra az október 14-ei hozamok eloszlását és statisztikai jellemzőit mutatja:



35. ábra

3.5 Eredmények összegzése

Dolgozatom harmadik részében a BUX perces és kötésenkénti loghozamainak eloszlását vizsgáltam sokkos időszakok folyamán. Az elvégzett tesztek és vizsgálatok csak első

lépését jelenthetik egy alaposabb elemzésnek, amely a hozamok gyakoriságából eredő problémák kezelése, a korlátozottan rendelkezésre álló adatok és a dolgozat terjedelme szabta korlátok miatt sem valósulhatott meg a szakdolgozat keretein belül. Az ökonometriai vizsgálatok mellett, melyek nem fedik le az elemzési lehetőségek teljes skáláját, mindenképpen érdekes pont lehet, az interjúk során megemlített technikai elemzést a sokkos adatokon utólag elvégezni, és a forgalmi adatok ismeretében ellenőrizni, vajon a piaci szereplők tömegesen használják-e ezt a módszert. Szintén külön elemzési irány lehet a likviditás alakulását követni a sokk során.

Danielsson állítása alapján, mely szerint a krízis során a hozamok statisztikai viselkedése eltér a megszokott működés során tapasztalttól, a következő hipotéziseim voltak a vizsgált hozamokra és időszakokra:

- ❖ A sokkos időszak adatai csúcsosabbak
- ❖ A sokkos időszak hozamainak varianciája eltér a megelőző normál időszakétól
- ❖ A sokkos időszakok varianciája illetve a normál időszakok varianciája hasonlóságot mutat

A megvizsgált időszakok közül az elsőt az interjúk alapján választottam ki, a másik hármat, az index alakulásának legnagyobb eséseiből, véletlenszerűen. Ezen a ponton pótlólagos szempont volt, hogy a nagyságrendileg a szeptember 11-i csökkenéssel megegyező eredményt hozó kereskedési napok esetében volt-e fundamentális vagy kívülről érkező okai a csökkenésnek, vagy egyfajta piaci önmozgatással találkozhattak a szereplők, ami felveti az endogén hatások jelenlétét.

❖ Rögtön az első kiválasztott napon, 2000. május 19-ére a szakértők is szinte tanácstalanul tekintettek, fundamentális okát nem találták a zuhanásnak, az index eséséért jócskán felelős Matáv mozgása sem újonnan érkező piaci hír hatására szenvedett el extrém csökkenést, ami mind napon belül keletkezett.

❖ 2002. július 24-én a BÉT a korábbi ellenállás után követte a világ tőzsdéinek akkori trendjét – a BUX zuhanását a nemzetközi piacok sorozatos esése előzte meg.

❖ 2005. október 13-án a globálisan uralkodó befektetői pesszimizmus mindenképp felelőssé tehető a magyar részvényindex zuhanásáért, azonban az elemzők véleménye nem egységes, hogy a fundamentumok indokolták-e a nemzetközi trend követését.

A három kiválasztott jelentősebb zuhanás magyarázatait keresve az interjúk során elhangzottak megerősítést nyertek: a magyar piacon rendkívül magas arányban jelenlévő külföldi befektetők és a nemzetközi alapok befektetési gyakorlata miatt sok esetben

megfigyelhető a fundamentálisan nem, vagy csak részben indokolt, globális folyamatok kiváltotta kereskedés, illetve endogén hatások megjelenése. Az adatok értelmezésében segítséget nyújtó újságcikkek megerősítették a magyar piac Csáky Attila által említett atipikus jellemzőit, a Szitás Attila által bemutatott viselkedését a nemzetközi alapoknak. Az adatelemzés eredményeit illetően előzetes hipotéziseim részben teljesültek. A sokkos és normál kereskedési napok eloszlásai az adott időszakokon belül a kvantilisenkénti eloszlást mutató ábrák alapján különbözőek voltak.

A nagy csökkenéssel záró napokon 2001. szeptember 11-e kivételével egyetlen esetben sem találtam a normál működéshez viszonyítva kiugró csúcsosságot, sőt, a mutató a normál napokon bizonyult egyes esetekben magasabbnak. Ha a sokkos napokat egymáshoz viszonyítom, a csúcsosságuk akkor is eltérő volt. A negatív ferdeség 2002. július kivételével teljesül:

	LOGHOZ24JUL	LOGHOZ19	LOGHOZ13
Mean	-0.000171	-0.000173	-0.000128
Median	-5.93E-05	-0.000101	-2.32E-06
Maximum	0.008189	0.004763	0.004088
Minimum	-0.006092	-0.005850	-0.003858
Std. Dev.	0.001134	0.001075	0.000892
Skewness	0.487610	-0.211913	-0.303702
Kurtosis	13.78738	7.591368	5.695480

Jarque-Bera	1901.540	344.5939	123.7433
Probability	0.000000	0.000000	0.000000

36. ábra

Ha ugyanezt a két momentumot a normál kereskedési napokon nézzük, következtetést a normál napok ferdeségére és csúcsosságára szintén nem vonhatunk le.

A hipotézis vizsgálatok alapján 2000. május 19-ére és 2005. október 13-ára teljesültek a várakozásaim: a normál adatok átlagának és varianciájának egyenlősége nem kizárható, ugyanez a hipotézis a csökkenés napját és a korábbi napokat tesztelve egyértelműen elvethető. 2001. szeptember 11-e és a megelőző napok átlagai és varianciái nem egyenlők, azonban érzékeny eredmény, hogy a normál napok varianciáinak egyenlőségét el kell vetni a tesztek alapján. 2002. július 24-ét megelőzően a napi varianciák szintén nem egyenlők, ám ekkor a normál és csökkenő piac átlagos hozamainak egyenlősége csak a páros próbák során zárható ki.

Ha a tesztekét összevontan, csupán a csökkenések napjának perces adataira végezzük el, az eredmény alapján az egyenlőség elvetendő, azonban a szeptember 11-i napnak csak az utolsó másfél órája van figyelembe véve, ami miatt a többi mintának is csak mintegy

a negyede kerül figyelembevételre. Ha a szeptemberi idősor nélkül végezzük el a vizsgálatot, az átlagos perces hozamok egyenlősége ekkor már nem kizárható, a varianciák azonban ezúttal is a hipotézis elvetését eredményezik. Várakozásaim szerint pont a varianciák egyenlőségének tulajdonítottam volna nagyobb szerepet – számomra sokkok idején a piac azonos, felfokozott volatilitás melletti működését jelezte volna.

A tervezettel ellentétben, a likviditás egyértelmű vizsgálatára nem álltak rendelkezésre adatok, a számítások a két tranzakció közti időre, a forgalomra és az árváltozások számára vonatkoztak. A forgalom közvetett, és nem egyértelmű jellemzője a likviditásnak, a megfigyelt magas piaci aktivitás egyaránt magyarázható a magas és alacsony likviditással, hiszen a volumen összefüggésbe hozható a magas volatilitással is. A kereskedési gyakoriság hasonló módon magas likviditást, ugyanakkor hektikus piacot és ezzel volatilisabb árakat is mutat. Ennek megfelelően a vizsgált csökkenések mind megemelkedett aktivitást hoztak, ami a következő nap kereskedését is részben jellemezte. A likviditásról pontosabb képet a többi mutatószám számításával kaphatnánk.

Összefoglalva a fejezet eredeti célja, hogy az endogenitás nyomára bukkanjunk a számadatok alapján, részben teljesült. A vizsgált kereskedési napok között volt eset, amikor szerephez juthatott a piac önmozgatása, rendszeren belüli, endogén hatások is tetten érhetőek voltak. A vizsgálatok során Danielsson állítását, hogy a sokkos adatok statisztikai eltérnek a normál kereskedés adataitól, a négy momentum alapján értékeltem: a harmadik és negyedik momentumok nem mutattak szisztematikus, törvényszerű eltérést a vizsgálat során, a hipotézis vizsgálatok szerint az átlagoktól elvárt egyenlőségek és eltérések teljesültek, a varianciák különbözősége a homogénnek várt időszakokon belül is megfigyelhető volt.

Az eredmények alapján a további vizsgálódás a hozamok által követett folyamatokról, a folyamatok paramétereinek különbözőségéről a krízis és normál időszakok esetén mindenképpen érdekes lehet, és pontosabb eredményeket hozhat, hogy miben áll ezen időszakok adatainak különbözősége.

4 Konklúzió

Dolgozatom kiinduló pontja, hogy a VaR, mint piaci kockázatkezelési alkalmazás mögül hiányzik az axióma-rendszer, mely a kockázat definíciójából, a befektetők kockázathoz való viszonyulásából indulna ki. A kockázati mértékek definíciójától kezdve, különböző szinteken ismertetem kritikus pontjait.

A VaR elterjedt és sikeres kockázatkezelési gyakorlat, a Bázeli II szabályozási eszköze. Elméleti szempontból azonban kockázati mértéknek nem tekinthető, csupán a hozamok eloszlásának kvantilise, mögöttes koncepciója nincs. Elterjedését az magyarázza, hogy egy Gaussi vagy általánosabban egy elliptikus világban a hozamok szórása az egyetlen kockázati mérőszám, de ezen feltevések helyességét több piaci sokk megkérdőjelezi. Így fordult a variancia helyett az érdeklődés a VaR felé, holott pont nem-elliptikus eloszlások esetén rendelkeznek számos hiányosságokkal. Ennek kapcsán az elméleti pénzügyek részéről is érkeztek válaszok a koherens és konvex kockázati mértékek formájában, miközben a VaR a nem-elliptikus esetben még a gyenge koherencia feltételeit sem teljesíti. (Kondor, Szepessy, Ujvarosi, 2004)

A VaR szabályozási eszközként való használata a korábban tárgyalt elméleti aggályok mellett újabb problémát jelenthet. Danielsson cikkeiben az endogén kockázat fogalmával írja le a VaR-nak, mint univerzális szabályozási eszköznek a veszélyeit, amely eredeti céljától eltérő eredményre vezethet: elterjedt használatuk krízis idején destabilizálhatja a piacot, felerősítheti a piac volatilitását, ezáltal pótlólagos kockázatot csempészhetsz a rendszerbe. A pénzügyi adatok alapvető statisztikai tulajdonságai, eloszlásai különböznek a piac stabil és krízis időszakaiban, pont az endogenitás problémája miatt. Így az ezen, stabilitásbeli időszak adatai alapján becsült modellek nem nyújtanak megfelelő segítséget a krízisek idején. A legtöbb modell historikus adatokból, statisztikai úton nyert adatokkal becsüli a hozamokat, mintha azok exogén változók lennének, és nem lennének függvényei a piaci szereplők viselkedésének. (Danielsson-Shin-Zigrand, 2002)

Ha figyelembe vesszük a hasonló módon és szinteken meghatározott intézményi VaR limiteket, ami minden egyes intézményi befektetőnek körülbelül azonos időpontban adja meg az eladási jelet - vagyis az azonos magatartás azonos időpontra is esik - , akkor könnyen eljuthatunk a megállapításra, hogy a meglehetősen szigorú kockázati előírások követése destabilizálhatja a piacot. Danielsson cikkeiben főleg a szabályozási VaR

kedvezőtlen mellékhatásait ismerteti, de ugyanezen aggályok a többi kockázati mértékre is igazak. A VaR szabályozói alkalmazása eredeti céljához képest – a krízis idejére megfelelő tőketartalékot képezni a piaci szereplőknél – nem várt eredménnyel is járhat: pótlólagos instabilitást vihet a piac működésébe. A problémát a koherens kockázati mértékek sem tudják kezelni.

Az elvégzett interjúk alapján általánosságban az endogenitás, mint jelenség ismert a piac szereplői előtt, a VaR-limitekhez kapcsolódó endogén kockázat viszont nem tetten érhető, mert egyéb hatások elfedik azt, illetve maga a kockázatkezelési gyakorlat is kialakulóban van még. Egyes szakértők által említett módszer a technikai elemzésből ismert támaszok és kitörési pontok, mint limitek értékelése. Ez az állítás egy további munkának lehet vizsgálódási pontja.

Az előzőek alapján így négy időszak adatait vizsgáltam meg: 2000. május 18., 2001. szeptember 11., 2002. július 24., 2005. október 13. Összefoglalva a fejezet eredeti célja, hogy az endogenitás nyomára bukkanjunk a számadatok alapján, részben teljesült. A vizsgált kereskedési napok között volt eset, amikor szerephez juthatott a piac önmozgatása, rendszeren belüli, endogén hatások is tetten érhetőek voltak. A vizsgálatok során Danielsson állítását, hogy a sokkos adatok statisztikai eltérnek a normál kereskedés adataitól, a négy momentum alapján értékeltem: a harmadik és negyedik momentumok nem mutattak szisztematikus, törvényszerű eltérést a vizsgálat során, a hipotézis vizsgálatok szerint az átlagoktól elvárt egyenlőségek és eltérések teljesültek, a varianciák különbözősége a homogénnek várt időszakokon belül is megfigyelhető volt.

Az eredmények alapján a további vizsgálódás a hozamok által követett folyamatokról, a folyamatok paramétereinek különbözőségéről a krízis és normál időszakok esetén mindenképpen érdekes lehet, és pontosabb eredményeket hozhat, hogy miben áll a két típusú adatsor különbözősége.

5 Táblázatok

1. táblázat

Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 22:15
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
Anova F-statistic	(3, 1263)	9.406823	0.0000

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	3	2.25E-05	7.51E-06
Within	1263	0.001008	7.98E-07
Total	1266	0.001031	8.14E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z6	391	2.37E-05	0.000449	2.27E-05
LOGHO Z7	390	-1.73E-05	0.000560	2.84E-05
LOGHO Z10	390	-4.43E-05	0.000537	2.72E-05
LOGHO Z11	96	0.000506	0.002706	0.000276
All	1267	-5.00E-05	0.000902	2.53E-05

2. táblázat

Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 22:16
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
Bartlett	3	1084.232	0.0000
Levene	(3, 1263)	82.79257	0.0000
Brown-Forsythe	(3, 1263)	77.27684	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
LOGHO	391	0.00044	0.00028	0.00027

Z6		9	3	7
LOGHO	390	0.00056	0.00029	0.00029
Z7		0	6	1
LOGHO	390	0.00053	0.00029	0.00028
Z10		7	7	4
LOGHO	96	0.00270	0.00152	0.00149
Z11		6	4	3
All	1267	0.00090	0.00038	0.00037
		2	5	5

Bartlett weighted standard deviation: 0.000893

3. táblázat

Test for Equality of Means Between Series

Date: 04/26/06 Time: 22:11

Sample: 1 400

Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
Anova F-statistic	(2, 1168)	1.70884 5	0.1815

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	2	9.15E-07	4.57E-07
Within	1168	0.00031 3	2.68E-07
Total	1170	0.00031 4	2.68E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z6	391	2.37E-05	0.00044 9	2.27E-05
LOGHO Z7	390	-1.73E- 05	0.00056 0	2.84E-05
LOGHO Z10	390	-4.43E- 05	0.00053 7	2.72E-05
All	1171	-1.26E- 05	0.00051 8	1.51E-05

4. táblázat

Test for Equality of Variances Between Series

Date: 04/26/06 Time: 22:13

Sample: 1 400

Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
Bartlett	2	20.5605 1	0.0000
Levene	(2, 1168)	0.12928 5	0.8787
Brown-Forsythe	(2, 1168)	0.10132 3	0.9036

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
LOGHO Z6	391	0.000449	0.000283	0.000277
LOGHO Z7	390	0.000560	0.000296	0.000291
LOGHO Z10	390	0.000537	0.000297	0.000284
All	1171	0.000518	0.000292	0.000284

Bartlett weighted standard deviation: 0.000517

5. táblázat

Test for Equality of Means Between Series

Date: 04/26/06 Time: 22:08

Sample: 1 760

Included observations: 760

Method	df	Value	Probability
t-test	737	1.786036	0.0745
Anova F-statistic	(1, 737)	3.189925	0.0745

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	3.45E-06	3.45E-06
Within	737	0.000798	1.08E-06
Total	738	0.000801	1.09E-06

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
ELOTT E	280	3.31E-05	0.000666	3.98E-05
UTANA	459	-0.000108	0.001213	5.66E-05
All	739	-5.45E-05	0.001042	3.83E-05

6. táblázat

Test for Equality of Variances Between Series

Date: 04/26/06 Time: 22:09

Sample: 1 760

Included observations: 760

Method	df	Value	Probability
F-test	(279, 458)	3.312114	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 737)	70.01169	0.0000
Bartlett	1	107.793	0.0000

Levene	(1, 737)	40.0489	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 737)	40.1438	0.0000

Category Statistics					
Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
ELOTT	280	0.00066	0.00034	0.00034	450.450
E		6	8	7	0
UTANA	459	0.00121	0.00074	0.00074	320.923
		3	6	6	7
All	739	0.00104	0.00059	0.00059	370.000
		2	5	5	0

Bartlett weighted standard deviation: 0.001040

7. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/24/06 Time: 19:10
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
t-test	779	1.12778	0.2598
Anova F-statistic	(1, 779)	1.27190	0.2598

Analysis of Variance			
Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	3.27E-07	3.27E-07
Within	779	0.00020	2.57E-07
		0	
Total	780	0.00020	2.57E-07
		1	

Category Statistics				
Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z6	391	2.37E-05	0.00044	2.27E-05
			9	
LOGHO Z7	390	-1.73E-05	0.00056	2.84E-05
			0	
All	781	3.24E-06	0.00050	1.82E-05
			7	

8. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/24/06 Time: 19:05
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
--------	----	-------	-------------

F-test	(390, 389)	1.55635 0	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 779)	0.72648 0	0.3943
Bartlett	1	18.8790 7	0.0000
Levene	(1, 779)	0.19814 6	0.6563
Brown-Forsythe	(1, 779)	0.21495 3	0.6430

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey- Siegel Rank
LOGHO Z6	391	0.00044 9	0.00028 3	0.00027 7	384.222 5
LOGHO Z7	390	0.00056 0	0.00029 6	0.00029 1	397.794 9
All	781	0.00050 7	0.00029 0	0.00028 4	391.000 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.000507

9. táblázat
Test for Equality of Means Between Series
Date: 04/24/06 Time: 19:06
Sample: 1 400
Included observations: 400

Method	df	Value	Probabili ty
t-test	779	1.91966 5	0.0553
Anova F-statistic	(1, 779)	3.68511 4	0.0553

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	9.02E-07	9.02E-07
Within	779	0.00019 1	2.45E-07
Total	780	0.00019 2	2.46E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z6	391	2.37E-05	0.00044 9	2.27E-05
LOGHO Z10	390	-4.43E- 05	0.00053 7	2.72E-05
All	781	-1.03E- 05	0.00049 6	1.77E-05

10. táblázat
Test for Equality of Variances Between Series
Date: 04/24/06 Time: 19:06
Sample: 1 400

Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
F-test	(390, 389)	1.430879	0.0004
Siegel-Tukey	(1, 779)	0.415118	0.5196
Bartlett	1	12.41976	0.0004
Levene	(1, 779)	0.225929	0.6347
Brown-Forsythe	(1, 779)	0.052305	0.8192

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z6	391	0.000449	0.000283	0.000277	385.8721
LOGHO Z10	390	0.000537	0.000297	0.000284	396.1410
All	781	0.000496	0.000290	0.000280	391.0000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000495

11. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/24/06 Time: 19:07
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
t-test	778	0.687925	0.4917
Anova F-statistic	(1, 778)	0.473241	0.4917

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	1.42E-07	1.42E-07
Within	778	0.000234	3.01E-07
Total	779	0.000234	3.01E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z7	390	-1.73E-05	0.000560	2.84E-05
LOGHO Z10	390	-4.43E-05	0.000537	2.72E-05
All	780	-3.08E-05	0.000548	1.96E-05

12. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/24/06 Time: 19:08
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	1.087688	0.4075
Siegel-Tukey	(1, 778)	0.012254	0.9119
Bartlett	1	0.686001	0.4075
Levene	(1, 778)	0.000125	0.9911
Brown-Forsythe	(1, 778)	0.046932	0.8285

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z7	390	0.000560	0.000296	0.000291	391.3769
LOGHO Z10	390	0.000537	0.000297	0.000284	389.6231
All	780	0.000548	0.000296	0.000287	390.5000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000548

13. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/25/06 Time: 21:02
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
t-test	485	3.681720	0.0003
Anova F-statistic	(1, 485)	13.55506	0.0003

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	2.16E-05	2.16E-05
Within	485	0.000774	1.60E-06
Total	486	0.000796	1.64E-06

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z6	391	2.37E-05	0.000449	2.27E-05

LOGHO Z11	96	- 0.00050 6	0.00270 6	0.00027 6
All	487	-8.08E- 05	0.00128 0	5.80E-05

14. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/25/06 Time: 21:03
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
F-test	(390, 95)	36.3489 0	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 485)	65.3912 6	0.0000
Bartlett	1	660.123 0	0.0000
Levene	(1, 485)	110.795 4	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 485)	103.076 0	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey- Siegel Rank
LOGHO Z6	391	0.00044 9	0.00028 3	0.00027 7	267.864 5
LOGHO Z11	96	0.00270 6	0.00152 4	0.00149 3	146.802 1
All	487	0.00128 0	0.00052 8	0.00051 7	244.000 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.001263

15. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/25/06 Time: 21:01
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
t-test	484	3.30154 3	0.0010
Anova F-statistic	(1, 484)	10.9001 9	0.0010

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	1.84E-05	1.84E-05
Within	484	0.00081 7	1.69E-06
Total	485	0.00083 6	1.72E-06

Category Statistics				
Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z7	390	-1.73E-05	0.00056	2.84E-05
LOGHO Z11	96	0.000506	0.002706	0.000276
All	486	0.000114	0.001313	5.96E-05

16. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/25/06 Time: 20:36
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 95)	23.35523	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 484)	67.68176	0.0000
Bartlett	1	513.9143	0.0000
Levene	(1, 484)	100.3483	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 484)	93.44522	0.0000

Category Statistics					
Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z7	390	0.000560	0.000296	0.000291	267.5872
LOGHO Z11	96	0.002706	0.001524	0.001493	145.6458
All	486	0.001313	0.000539	0.000528	243.5000

Bartlett weighted standard deviation: 0.001300

17. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/25/06 Time: 21:10
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
t-test	484	3.137983	0.0018
Anova F-statistic	(1, 484)	9.846937	0.0018

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	1.64E-05	1.64E-05
Within	484	0.00080	1.67E-06

Total	485	0.00082 4	1.70E-06
-------	-----	--------------	----------

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z10	390	-4.43E- 05	0.00053 7	2.72E-05
LOGHO Z11	96	- 0.00050 6	0.00270 6	0.00027 6
All	486	- 0.00013 6	0.00130 4	5.91E-05

18. táblázat
Test for Equality of Variances Between Series
Date: 04/25/06 Time: 21:11
Sample: 1 400
Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 95)	25.4032 0	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 484)	60.8334 3	0.0000
Bartlett	1	540.657 2	0.0000
Levene	(1, 484)	102.095 1	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 484)	95.8343 3	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z10	390	0.00053 7	0.00029 7	0.00028 4	266.502 6
LOGHO Z11	96	0.00270 6	0.00152 4	0.00149 3	150.052 1
All	486	0.00130 4	0.00053 9	0.00052 2	243.500 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.001292

19. táblázat
Test for Equality of Means Between Series
Date: 04/26/06 Time: 18:41
Sample: 1 400
Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
t-test	779	1.29886 9	0.1944
Anova F-statistic	(1, 779)	1.68706 0	0.1944

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	3.34E-06	3.34E-06
Within	779	0.00154 2	1.98E-06
Total	780	0.00154 5	1.98E-06

Category Statistics				
Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z6	391	2.37E-05	0.00044 9	2.27E-05
LOGHO Z12	390	- 0.00010 7	0.00194 0	9.82E-05
All	781	-4.16E- 05	0.00140 8	5.04E-05

20. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 18:41
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
F-test	(390, 389)	18.6788 0	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 779)	157.192 5	0.0000
Bartlett	1	640.625 9	0.0000
Levene	(1, 779)	58.1259 1	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 779)	58.9121 3	0.0000

Category Statistics					
Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z6	391	0.00044 9	0.00028 3	0.00027 7	483.066 5
LOGHO Z12	390	0.00194 0	0.00094 9	0.00094 8	298.697 4
All	781	0.00140 8	0.00061 5	0.00061 2	391.000 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.001407

21. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 18:43
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
t-test	778	0.87879 2	0.3798

Anova F-statistic (1, 778) 0.77227 0.3798
5

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	1.57E-06	1.57E-06
Within	778	0.00158	2.04E-06
		5	
Total	779	0.00158	2.04E-06
		7	

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z7	390	-1.73E-05	0.00056	2.84E-05
LOGHO Z12	390	0.00010	0.00194	9.82E-05
		7	0	
All	780	-6.22E-05	0.00142	5.11E-05
		7	7	

22. táblázat
Test for Equality of Variances Between Series
Date: 04/26/06 Time: 18:49
Sample: 1 400
Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	12.0016	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 778)	146.095	0.0000
		1	
Bartlett	1	489.050	0.0000
		7	
Levene	(1, 778)	53.8125	0.0000
		2	
Brown-Forsythe	(1, 778)	54.4556	0.0000
		1	

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z7	390	0.00056	0.00029	0.00029	479.676
		0	6	1	9
LOGHO Z12	390	0.00194	0.00094	0.00094	301.323
		0	9	8	1
All	780	0.00142	0.00062	0.00061	390.500
		7	2	9	0

Bartlett weighted standard deviation: 0.001428

23. táblázat
Test for Equality of Means Between Series
Date: 04/26/06 Time: 18:49
Sample: 1 400
Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
t-test	778	0.61639	0.5378
Anova F-statistic	(1, 778)	0.37993	0.5378

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	7.69E-07	7.69E-07
Within	778	0.00157	2.03E-06
Total	779	0.00157	2.02E-06

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z10	390	-4.43E-05	0.00053	2.72E-05
LOGHO Z12	390	0.00010	0.00194	9.82E-05
All	780	-7.57E-05	0.00142	5.09E-05

24. táblázat

Test for Equality of Variances Between Series
Date: 04/26/06 Time: 18:50
Sample: 1 400
Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	13.0540	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 778)	140.621	0.0000
Bartlett	1	516.873	0.0000
Levene	(1, 778)	54.1994	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 778)	56.0182	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z10	390	0.00053	0.00029	0.00028	478.276
LOGHO Z12	390	0.00194	0.00094	0.00094	302.723
All	780	0.00142	0.00062	0.00061	390.500

Bartlett weighted standard deviation: 0.001423

25. táblázat

Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 18:51
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
t-test	484	1.658190	0.0979
Anova F-statistic	(1, 484)	2.749594	0.0979

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	1.23E-05	1.23E-05
Within	484	0.002159	4.46E-06
Total	485	0.002171	4.48E-06

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z11	96	-0.000506	0.002706	0.000276
LOGHO Z12	390	-0.000107	0.001940	9.82E-05
All	486	-0.000186	0.002116	9.60E-05

26. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 18:56
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 95)	1.945998	0.0001
Siegel-Tukey	(1, 484)	1.610249	0.2051
Bartlett	1	19.11482	0.0000
Levene	(1, 484)	7.789476	0.0055
Brown-Forsythe	(1, 484)	6.912538	0.0088

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z11	96	0.002706	0.001524	0.001493	227.2188

LOGHO Z12	390	0.00194 0	0.00094 9	0.00094 8	247.507 7
All	486	0.00211 6	0.00106 2	0.00105 6	243.500 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.002112

27. táblázat
Test for Equality of Means Between Series
Date: 04/26/06 Time: 19:10
Sample: 1 400
Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
Anova F-statistic	(4, 1652)	3.92648 9	0.0035

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	4	2.35E-05	5.87E-06
Within	1652	0.00247 2	1.50E-06
Total	1656	0.00249 5	1.51E-06

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z6	391	2.37E-05	0.00044 9	2.27E-05
LOGHO Z7	390	-1.73E-05	0.00056 0	2.84E-05
LOGHO Z10	390	-4.43E-05	0.00053 7	2.72E-05
LOGHO Z11	96	-	0.00270 6	0.00027 6
LOGHO Z12	390	-	0.00194 0	9.82E-05
All	1657	-6.34E-05	0.00122 7	3.02E-05

28. táblázat
Test for Equality of Variances Between Series
Date: 04/26/06 Time: 19:11
Sample: 1 400
Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
Bartlett	4	1518.60 1	0.0000
Levene	(4, 1652)	52.7059 0	0.0000
Brown-Forsythe	(4, 1652)	51.6070 1	0.0000

Category Statistics				
Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
LOGHO Z6	391	0.000449	0.000283	0.000277
LOGHO Z7	390	0.000560	0.000296	0.000291
LOGHO Z10	390	0.000537	0.000297	0.000284
LOGHO Z11	96	0.002706	0.001524	0.001493
LOGHO Z12	390	0.001940	0.000949	0.000948
All	1657	0.001227	0.000518	0.000510

Bartlett weighted standard deviation: 0.001223

29. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 22:16
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
Anova F-statistic	(3, 1461)	1.510604	0.2100

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	3	1.36E-06	4.52E-07
Within	1461	0.000437	2.99E-07
Total	1464	0.000438	2.99E-07

Category Statistics				
Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z7	390	-1.73E-05	0.000560	2.84E-05
LOGHO Z6	391	2.37E-05	0.000449	2.27E-05
LOGHO Z11A	294	3.07E-05	0.000651	3.80E-05
LOGHO Z10	390	-4.43E-05	0.000537	2.72E-05
All	1465	-3.90E-06	0.000547	1.43E-05

30. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 22:17
 Sample: 1 400
 Included observations: 400

Method	df	Value	Probability
--------	----	-------	-------------

Bartlett	3	47.7172	0.0000
Levene	(3, 1461)	0.23603	0.8713
Brown-Forsythe	(3, 1461)	0.33304	0.8015

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
LOGHO Z7	390	0.00056	0.00029	0.00029
LOGHO Z6	391	0.00044	0.00028	0.00027
LOGHO Z11A	294	0.00065	0.00027	0.00025
LOGHO Z10	390	0.00053	0.00029	0.00028
All	1465	0.00054	0.00028	0.00027

Bartlett weighted standard deviation: 0.000547

31. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 23:23
 Sample: 1 1440
 Included observations: 1440

Method	df	Value	Probability
t-test	736	15.3769	0.0000
Anova F-statistic	(1, 736)	236.451	0.0000

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	6.21E-05	6.21E-05
Within	736	0.00019	2.63E-07
Total	737	0.00025	3.47E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
DUR11 ELOTT E	283	0.00073	0.00079	4.74E-05
DUR11 UTANA	455	0.00013	0.00017	8.22E-06
All	738	0.00036	0.00058	2.17E-05

32. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 23:28
 Sample: 1 1440

Included observations: 509

Method	df	Value	Probability
Anova F-statistic	(2, 1524)	1.172847	0.3098

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	2	8.72E-07	4.36E-07
Within	1524	0.000566	3.72E-07
Total	1526	0.000567	3.72E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
DUR6	509	0.000476	0.000573	2.54E-05
DUR7	509	0.000532	0.000693	3.07E-05
DUR10	509	0.000520	0.000553	2.45E-05
All	1527	0.000510	0.000610	1.56E-05

33. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/26/06 Time: 23:34
 Sample: 1 1440
 Included observations: 455

Method	df	Value	Probability
t-test	908	4.741711	0.0000
Anova F-statistic	(1, 908)	22.48383	0.0000

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	7.32E-07	7.32E-07
Within	908	2.96E-05	3.26E-08
Total	909	3.03E-05	3.33E-08

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
DUR12	455	0.000195	0.000185	8.69E-06

DUR11 UTANA	455	0.00013 8	0.00017 5	8.22E-06
All	910	0.00016 6	0.00018 3	6.05E-06

34. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:30
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
Anova F-statistic	(2, 1166)	1.68490 2	0.1859

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	2	3.96E-06	1.98E-06
Within	1166	0.00137 1	1.18E-06
Total	1168	0.00137 5	1.18E-06

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z24	389	- 0.00017 1	0.00113 4	5.75E-05
LOGHO Z23	390	-2.90E- 05	0.00099 5	5.04E-05
LOGHO Z22	390	-9.45E- 05	0.00111 9	5.67E-05
All	1169	-9.83E- 05	0.00108 5	3.17E-05

35. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:32
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
Bartlett	2	7.79341 1	0.0203
Levene	(2, 1166)	8.46718 4	0.0002
Brown-Forsythe	(2, 1166)	9.48069 2	0.0001

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
LOGHO Z24	389	0.00113 4	0.00071 0	0.00069 9

LOGHO Z23	390	0.00099 5	0.00050 8	0.00050 2
LOGHO Z22	390	0.00111 9	0.00045 0	0.00041 3
All	1169	0.00108 5	0.00055 6	0.00053 8

Bartlett weighted standard deviation: 0.001085

36. táblázat
Test for Equality of Means Between Series
Date: 04/29/06 Time: 20:32
Sample: 1 390
Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
t-test	777	0.95436 6	0.3402
Anova F-statistic	(1, 777)	0.91081 5	0.3402

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	1.16E-06	1.16E-06
Within	777	0.00098 6	1.27E-06
Total	778	0.00098 7	1.27E-06

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z24	389	- 0.00017 1	0.00113 4	5.75E-05
LOGHO Z22	390	-9.45E- 05	0.00111 9	5.67E-05
All	779	- 0.00013 3	0.00112 7	4.04E-05

37. táblázat
Test for Equality of Variances Between Series
Date: 04/29/06 Time: 20:32
Sample: 1 390
Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 388)	1.02670 0	0.7953
Siegel-Tukey	(1, 777)	25.8203 5	0.0000
Bartlett	1	0.06734 8	0.7952
Levene	(1, 777)	14.3409 5	0.0002
Brown-Forsythe	(1, 777)	16.7626 3	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z24	389	0.001134	0.000710	0.000699	350.1285
LOGHO Z22	390	0.001119	0.000450	0.000413	429.7692
All	779	0.001127	0.000580	0.000556	390.0000

Bartlett weighted standard deviation: 0.001127

38. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:34
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
t-test	778	0.537340	0.5912
Anova F-statistic	(1, 778)	0.288734	0.5912

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	2.42E-07	2.42E-07
Within	778	0.000653	8.39E-07
Total	779	0.000653	8.38E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z18	390	-3.09E-05	0.000703	3.56E-05
LOGHO Z19	390	4.37E-06	0.001088	5.51E-05
All	780	-1.33E-05	0.000916	3.28E-05

39. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:34
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	2.396888	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 778)	2.169543	0.1412
Bartlett	1	71.97127	0.0000
Levene	(1, 778)	1.47430	0.2250

Brown-Forsythe (1, 778) 1.87670 0.1711
 9
 7

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z18	390	0.00070 3	0.00038 0	0.00036 9	402.133 3
LOGHO Z19	390	0.00108 8	0.00045 1	0.00044 9	378.866 7
All	780	0.00091 6	0.00041 5	0.00040 9	390.500 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.000916

40. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:36
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
Anova F-statistic	(4, 1944)	1.82108 3	0.1221

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	4	7.59E-06	1.90E-06
Within	1944	0.00202 4	1.04E-06
Total	1948	0.00203 2	1.04E-06

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z18	390	-3.09E-05	0.00070 3	3.56E-05
LOGHO Z19	390	4.37E-06	0.00108 8	5.51E-05
LOGHO Z22	390	-9.45E-05	0.00111 9	5.67E-05
LOGHO Z23	390	-2.90E-05	0.00099 5	5.04E-05
LOGHO Z24	389	-	0.00113 4	5.75E-05
All	1949	-6.42E-05	0.00102 1	2.31E-05

41. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:37
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
--------	----	-------	-------------

ty

Bartlett	4	105.639	0.0000
Levene	(4, 1944)	7.93547	0.0000
Brown-Forsythe	(4, 1944)	8.07233	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
LOGHO Z18	390	0.00070	0.00038	0.00036
LOGHO Z19	390	0.00108	0.00045	0.00044
LOGHO Z22	390	0.00111	0.00045	0.00041
LOGHO Z23	390	0.00099	0.00050	0.00050
LOGHO Z24	389	0.00113	0.00071	0.00069
All	1949	0.00102	0.00050	0.00048

Bartlett weighted standard deviation: 0.001020

42. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:38
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
t-test	777	2.08062	0.0378
Anova F-statistic	(1, 777)	4.32900	0.0378

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	3.85E-06	3.85E-06
Within	777	0.00069	8.90E-07
Total	778	0.00069	8.93E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z18	390	-3.09E-05	0.00070	3.56E-05
LOGHO Z24	389	0.00017	0.00113	5.75E-05
All	779	0.00010	0.00094	3.39E-05

43. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:39
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 388)	2.602402	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 777)	22.01888	0.0000
Bartlett	1	85.57671	0.0000
Levene	(1, 777)	37.56055	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 777)	36.36694	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z18	390	0.000703	0.000380	0.000369	426.9051
LOGHO Z24	389	0.001134	0.000710	0.000699	353.0000
All	779	0.000945	0.000544	0.000534	390.0000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000943

44. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:39
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
t-test	777	2.208382	0.0275
Anova F-statistic	(1, 777)	4.876951	0.0275

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	6.02E-06	6.02E-06
Within	777	0.000960	1.24E-06
Total	778	0.000966	1.24E-06

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z19	390	4.37E-06	0.001088	5.51E-05

LOGHO Z24	389	- 0.00017 1	0.00113 4	5.75E-05
All	779	-8.35E- 05	0.00111 4	3.99E-05

45. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:39
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 388)	1.08574 2	0.4179
Siegel-Tukey	(1, 777)	17.7485 4	0.0000
Bartlett	1	0.65626 5	0.4179
Levene	(1, 777)	14.8494 4	0.0001
Brown-Forsythe	(1, 777)	13.5637 6	0.0002

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey- Siegel Rank
LOGHO Z19	390	0.00108 8	0.00045 1	0.00044 9	423.384 6
LOGHO Z24	389	0.00113 4	0.00071 0	0.00069 9	356.529 6
All	779	0.00111 4	0.00058 0	0.00057 4	390.000 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.001111

46. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:43
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
t-test	777	1.78494 3	0.0747
Anova F-statistic	(1, 777)	3.18602 3	0.0747

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	9.51E-06	9.51E-06
Within	777	0.00231 9	2.98E-06
Total	778	0.00232 8	2.99E-06

Category Statistics				
Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z24	389	-0.00017	0.00113	5.75E-05
LOGHO Z25	390	4.94E-05	0.00216	0.00011
All	779	-6.09E-05	0.00173	6.20E-05

47. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:43
 Sample: 1 390
 Included observations: 390

Method	df	Value	Probability
F-test	(388, 389)	3.637678	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 777)	2.025292	0.1551
Bartlett	1	151.5488	0.0000
Levene	(1, 777)	0.147481	0.7011
Brown-Forsythe	(1, 777)	0.192128	0.6613

Category Statistics					
Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z24	389	0.001134	0.000710	0.000699	378.5578
LOGHO Z25	390	0.002163	0.000666	0.000649	401.4128
All	779	0.001730	0.000688	0.000674	390.0000

Bartlett weighted standard deviation: 0.001727

48. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/29/06 Time: 20:48
 Sample: 1 948
 Included observations: 948

Method	df	Value	Probability
t-test	1439	9.079506	0.0000
Anova F-statistic	(1, 1439)	82.43742	0.0000

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	2.19E-05	2.19E-05
Within	1439	0.000383	2.66E-07

Total	1440	0.00040 5	2.81E-07
-------	------	--------------	----------

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
DUR18	494	0.00054 2	0.00076 8	3.46E-05
DUR24	947	0.00028 2	0.00031 2	1.01E-05
All	1441	0.00037 2	0.00053 0	1.40E-05

49. táblázat

Test for Equality of Means Between Series

Date: 04/30/06 Time: 16:37

Sample: 1 456

Included observations: 456

Method	df	Value	Probability
Anova F-statistic	(2, 1362)	4.49864 2	0.0113

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	2	3.66E-06	1.83E-06
Within	1362	0.00055 3	4.06E-07
Total	1364	0.00055 7	4.08E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z13	455	- 0.00011 3	0.00088 7	4.16E-05
LOGHO Z12	455	-2.31E- 05	0.00046 9	2.20E-05
LOGHO Z11	455	9.99E-06	0.00046 1	2.16E-05
All	1365	-4.19E- 05	0.00063 9	1.73E-05

50. táblázat

Test for Equality of Variances Between Series

Date: 04/30/06 Time: 16:39

Sample: 1 456

Included observations: 456

Method	df	Value	Probability
Bartlett	2	272.943 3	0.0000
Levene	(2, 1362)	94.3238	0.0000

Brown-Forsythe (2, 1362) 88.0443 0.0000
7

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
LOGHO Z13	455	0.000887	0.000636	0.000626
LOGHO Z12	455	0.000469	0.000248	0.000240
LOGHO Z11	455	0.000461	0.000277	0.000274
All	1365	0.000639	0.000387	0.000380

Bartlett weighted standard deviation: 0.000637

51. táblázat
Test for Equality of Means Between Series
Date: 04/30/06 Time: 16:40
Sample: 1 456
Included observations: 456

Method	df	Value	Probability
t-test	908	1.072811	0.2836
Anova F-statistic	(1, 908)	1.150923	0.2836

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	2.49E-07	2.49E-07
Within	908	0.000196	2.16E-07
Total	909	0.000197	2.16E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z11	455	9.99E-06	0.000461	2.16E-05
LOGHO Z12	455	-2.31E-05	0.000469	2.20E-05
All	910	-6.54E-06	0.000465	1.54E-05

52. táblázat
Test for Equality of Variances Between Series
Date: 04/30/06 Time: 16:40
Sample: 1 456
Included observations: 456

Method	df	Value	Probability
--------	----	-------	-------------

F-test	(454, 454)	1.03639	0.7035
Siegel-Tukey	(1, 908)	4.97926	0.0259
Bartlett	1	0.14485	0.7035
Levene	(1, 908)	1.27454	0.2592
Brown-Forsythe	(1, 908)	1.76436	0.1844

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z11	455	0.00046	0.00027	0.00027	436.419
LOGHO Z12	455	0.00046	0.00024	0.00024	474.580
All	910	0.00046	0.00026	0.00025	455.500

Bartlett weighted standard deviation: 0.000465

53. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 16:43
 Sample: 1 456
 Included observations: 456

Method	df	Value	Probability
t-test	908	1.90161	0.0575
Anova F-statistic	(1, 908)	3.61614	0.0575

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	1.82E-06	1.82E-06
Within	908	0.00045	5.03E-07
Total	909	0.00045	5.05E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z13	455	-	0.00088	4.16E-05
LOGHO Z12	455	-2.31E-05	0.00046	2.20E-05
All	910	-6.78E-05	0.00071	2.36E-05

54. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 16:43
 Sample: 1 456

Included observations: 456

Method	df	Value	Probability
F-test	(454, 454)	3.574695	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 908)	197.9210	0.0000
Bartlett	1	172.7410	0.0000
Levene	(1, 908)	126.6861	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 908)	118.8206	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z13	455	0.000887	0.000636	0.000626	344.8681
LOGHO Z12	455	0.000469	0.000248	0.000240	566.1319
All	910	0.000710	0.000442	0.000433	455.5000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000709

55. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 16:44
 Sample: 1 456
 Included observations: 456

Method	df	Value	Probability
t-test	908	2.614760	0.0091
Anova F-statistic	(1, 908)	6.836972	0.0091

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	3.41E-06	3.41E-06
Within	908	0.000454	4.99E-07
Total	909	0.000457	5.03E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z11	455	9.99E-06	0.000461	2.16E-05
LOGHO Z13	455	-0.000113	0.000887	4.16E-05
All	910	-5.13E-06	0.000707	2.35E-05

56. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 16:44
 Sample: 1 456
 Included observations: 456

Method	df	Value	Probability
F-test	(454, 454)	3.704785	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 908)	133.8263	0.0000
Bartlett	1	181.9628	0.0000
Levene	(1, 908)	113.4243	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 908)	103.4009	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z11	455	0.000461	0.000277	0.000274	549.3945
LOGHO Z13	455	0.000887	0.000636	0.000626	361.6055
All	910	0.000709	0.000456	0.000450	455.5000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000707

57. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 16:58
 Sample: 1 456
 Included observations: 456

Method	df	Value	Probability
t-test	909	0.607977	0.5434
Anova F-statistic	(1, 909)	0.369636	0.5434

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	4.08E-07	4.08E-07
Within	909	0.001002	1.10E-06
Total	910	0.001003	1.10E-06

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
----------	-------	------	-----------	-------------------

LOGHO Z13	455	- 0.00011 3	0.00088 7	4.16E-05
LOGHO Z14	456	-7.02E- 05	0.00119 1	5.58E-05
All	911	-9.13E- 05	0.00105 0	3.48E-05

58. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 16:59
 Sample: 1 456
 Included observations: 456

Method	df	Value	Probability
F-test	(454, 455)	1.80270 1	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 909)	4.31741 8	0.0380
Bartlett	1	38.8481 4	0.0000
Levene	(1, 909)	6.90401 9	0.0087
Brown-Forsythe	(1, 909)	7.10022 8	0.0078

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey- Siegel Rank
LOGHO Z13	455	0.00088 7	0.00063 6	0.00062 6	474.098 9
LOGHO Z14	456	0.00119 1	0.00077 1	0.00076 5	437.940 8
All	911	0.00105 0	0.00070 3	0.00069 5	456.000 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.001050

59. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:41
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
Anova F-statistic	(3, 1556)	0.52140 3	0.6676

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	3	4.28E-07	1.43E-07
Within	1556	0.00042 6	2.74E-07
Total	1559	0.00042 6	2.73E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z15	390	-8.99E-06	0.00053	2.68E-05
LOGHO Z16	390	1.74E-06	0.00053	2.71E-05
LOGHO Z17	390	-3.55E-05	0.00051	2.61E-05
LOGHO Z18	390	7.76E-06	0.00051	2.59E-05
All	1560	-8.74E-06	0.00052	1.32E-05

60. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:54
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
Bartlett	3	1.16290	0.7619
Levene	(3, 1556)	1.79275	0.1466
Brown-Forsythe	(3, 1556)	2.01029	0.1106

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
LOGHO Z15	390	0.00053	0.00036	0.00036
LOGHO Z16	390	0.00053	0.00031	0.00031
LOGHO Z17	390	0.00051	0.00029	0.00029
LOGHO Z18	390	0.00051	0.00032	0.00032
All	1560	0.00052	0.00032	0.00032

Bartlett weighted standard deviation: 0.000523

61. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:55
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
t-test	778	1.17684	0.2396
Anova F-statistic	(1, 778)	1.38495	0.2396

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
---------------------	----	------------	----------

Between	1	3.65E-07	3.65E-07
Within	778	0.000205	2.63E-07
Total	779	0.000205	2.63E-07

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z18	390	7.76E-06	0.000511	2.59E-05
LOGHO Z17	390	-3.55E-05	0.000515	2.61E-05
All	780	-1.39E-05	0.000513	1.84E-05

62. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:55
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	1.013620	0.8939
Siegel-Tukey	(1, 778)	1.740194	0.1875
Bartlett	1	0.017776	0.8939
Levene	(1, 778)	1.084943	0.2979
Brown-Forsythe	(1, 778)	1.440727	0.2304

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z18	390	0.000511	0.000328	0.000327	379.8769
LOGHO Z17	390	0.000515	0.000298	0.000292	401.1231
All	780	0.000513	0.000313	0.000310	390.5000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000513

63. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:56
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
t-test	778	0.281268	0.7786
Anova F-statistic	(1, 778)	0.079112	0.7786

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	2.25E-08	2.25E-08
Within	778	0.000221	2.84E-07
Total	779	0.000221	2.83E-07

Category Statistics				
Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z16	390	1.74E-06	0.000536	2.71E-05
LOGHO Z15	390	-8.99E-06	0.000530	2.68E-05
All	780	-3.63E-06	0.000532	1.91E-05

64. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:56
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	1.022298	0.8279
Siegel-Tukey	(1, 778)	4.858544	0.0278
Bartlett	1	0.047235	0.8279
Levene	(1, 778)	2.481898	0.1156
Brown-Forsythe	(1, 778)	2.407269	0.1212

Category Statistics					
Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z16	390	0.000536	0.000318	0.000317	408.2077
LOGHO Z15	390	0.000530	0.000364	0.000363	372.7923
All	780	0.000532	0.000341	0.000340	390.5000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000533

65. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:56
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
t-test	778	0.989221	0.3229
Anova F-statistic	(1, 778)	0.978551	0.3229

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	2.70E-07	2.70E-07
Within	778	0.000215	2.76E-07
Total	779	0.000215	2.76E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z17	390	-3.55E-05	0.000515	2.61E-05
LOGHO Z16	390	1.74E-06	0.000536	2.71E-05
All	780	-1.69E-05	0.000525	1.88E-05

66. táblázat

Test for Equality of Variances Between Series

Date: 04/30/06 Time: 20:57

Sample: 1 391

Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	1.082642	0.4340
Siegel-Tukey	(1, 778)	0.389092	0.5330
Bartlett	1	0.612215	0.4340
Levene	(1, 778)	0.421749	0.5163
Brown-Forsythe	(1, 778)	0.690614	0.4062

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z17	390	0.000515	0.000298	0.000292	395.5231
LOGHO Z16	390	0.000536	0.000318	0.000317	385.4769
All	780	0.000525	0.000308	0.000305	390.5000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000525

67. táblázat

Test for Equality of Means Between Series

Date: 04/30/06 Time: 20:57

Sample: 1 391

Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
--------	----	-------	-------------

t-test	778	0.16067	0.8724
Anova F-statistic	(1, 778)	0.02581	0.8724

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	7.08E-09	7.08E-09
Within	778	0.00021	2.74E-07
Total	779	0.00021	2.74E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z18	390	7.76E-06	0.00051	2.59E-05
LOGHO Z16	390	1.74E-06	0.00053	2.71E-05
All	780	4.75E-06	0.00052	1.87E-05

68. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:58
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	1.09738	0.3598
Siegel-Tukey	(1, 778)	0.83961	0.3598
Bartlett	1	0.83851	0.3598
Levene	(1, 778)	0.12669	0.7220
Brown-Forsythe	(1, 778)	0.10785	0.7427

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z18	390	0.00051	0.00032	0.00032	383.117
LOGHO Z16	390	0.00053	0.00031	0.00031	397.882
All	780	0.00052	0.00032	0.00032	390.500

Bartlett weighted standard deviation: 0.000524

69. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:58
 Sample: 1 391

Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
t-test	778	0.708021	0.4791
Anova F-statistic	(1, 778)	0.501294	0.4791

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	1.37E-07	1.37E-07
Within	778	0.000212	2.73E-07
Total	779	0.000212	2.73E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z15	390	-8.99E-06	0.000530	2.68E-05
LOGHO Z17	390	-3.55E-05	0.000515	2.61E-05
All	780	-2.22E-05	0.000522	1.87E-05

70. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:59
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	1.059027	0.5720
Siegel-Tukey	(1, 778)	8.083347	0.0046
Bartlett	1	0.319414	0.5720
Levene	(1, 778)	5.221186	0.0226
Brown-Forsythe	(1, 778)	5.953991	0.0149

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z15	390	0.000530	0.000364	0.000363	367.7026
LOGHO Z17	390	0.000515	0.000298	0.000292	413.2974
All	780	0.000522	0.000331	0.000327	390.5000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000522

71. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 20:59
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
t-test	778	0.449393	0.6533
Anova F-statistic	(1, 778)	0.201954	0.6533

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	5.47E-08	5.47E-08
Within	778	0.000211	2.71E-07
Total	779	0.000211	2.71E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z15	390	-8.99E-06	0.000530	2.68E-05
LOGHO Z18	390	7.76E-06	0.000511	2.59E-05
All	780	-6.14E-07	0.000520	1.86E-05

72. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 21:11
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	1.073452	0.4849
Siegel-Tukey	(1, 778)	1.861433	0.1729
Bartlett	1	0.487844	0.4849
Levene	(1, 778)	1.638339	0.2009
Brown-Forsythe	(1, 778)	1.645144	0.2000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z15	390	0.000530	0.000364	0.000363	379.5103

LOGHO Z18	390	0.00051 1	0.00032 8	0.00032 7	401.489 7
All	780	0.00052 0	0.00034 6	0.00034 5	390.500 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.000521

73. táblázat
Test for Equality of Means Between Series
Date: 04/30/06 Time: 21:26
Sample: 1 391
Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
t-test	778	3.01741 8	0.0026
Anova F-statistic	(1, 778)	9.10480 9	0.0026

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	6.44E-06	6.44E-06
Within	778	0.00055 0	7.07E-07
Total	779	0.00055 7	7.15E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z19	390	- 0.00017 4	0.00107 4	5.44E-05
LOGHO Z18	390	7.76E-06	0.00051 1	2.59E-05
All	780	-8.31E- 05	0.00084 5	3.03E-05

74. táblázat
Test for Equality of Variances Between Series
Date: 04/30/06 Time: 21:26
Sample: 1 391
Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	4.40852 7	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 778)	108.930 5	0.0000
Bartlett	1	196.627 4	0.0000
Levene	(1, 778)	97.6871 5	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 778)	95.4744 6	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z19	390	0.001074	0.000757	0.000754	311.6051
LOGHO Z18	390	0.000511	0.000328	0.000327	469.3949
All	780	0.000845	0.000542	0.000540	390.5000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000841

75. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 21:26
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
Anova F-statistic	(4, 1945)	4.974879	0.0005

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	4	8.94E-06	2.24E-06
Within	1945	0.000874	4.49E-07
Total	1949	0.000883	4.53E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z19	390	-	0.001074	5.44E-05
LOGHO Z18	390	7.76E-06	0.000511	2.59E-05
LOGHO Z17	390	-3.55E-05	0.000515	2.61E-05
LOGHO Z16	390	1.74E-06	0.000536	2.71E-05
LOGHO Z15	390	-8.99E-06	0.000530	2.68E-05
All	1950	-4.18E-05	0.000673	1.52E-05

76. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 21:27
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
Bartlett	4	406.7330	0.0000
Levene	(4, 1945)	58.84194	0.0000

Brown-Forsythe (4, 1945) 57.9628 0.0000
0

Category Statistics				
Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.
LOGHO Z19	390	0.001074	0.000757	0.000754
LOGHO Z18	390	0.000511	0.000328	0.000327
LOGHO Z17	390	0.000515	0.000298	0.000292
LOGHO Z16	390	0.000536	0.000318	0.000317
LOGHO Z15	390	0.000530	0.000364	0.000363
All	1950	0.000673	0.000413	0.000411

Bartlett weighted standard deviation: 0.000670

76. táblázat
Test for Equality of Means Between Series
Date: 04/30/06 Time: 21:30
Sample: 1 391
Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
t-test	778	2.296458	0.0219
Anova F-statistic	(1, 778)	5.273719	0.0219

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	3.74E-06	3.74E-06
Within	778	0.000552	7.09E-07
Total	779	0.000555	7.13E-07

Category Statistics				
Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z19	390	-0.000174	0.001074	5.44E-05
LOGHO Z17	390	-3.55E-05	0.000515	2.61E-05
All	780	-0.000105	0.000844	3.02E-05

77. táblázat
Test for Equality of Variances Between Series
Date: 04/30/06 Time: 21:38
Sample: 1 391
Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	4.349288	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 778)	135.4914	0.0000
Bartlett	1	193.3258	0.0000
Levene	(1, 778)	108.6398	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 778)	108.0132	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z19	390	0.001074	0.000757	0.000754	303.8179
LOGHO Z17	390	0.000515	0.000298	0.000292	477.1821
All	780	0.000844	0.000527	0.000523	390.5000

Bartlett weighted standard deviation: 0.000842

78. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 21:39
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
t-test	778	2.891447	0.0039
Anova F-statistic	(1, 778)	8.360464	0.0039

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	6.02E-06	6.02E-06
Within	778	0.000560	7.20E-07
Total	779	0.000566	7.27E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z19	390	-0.000174	0.001074	5.44E-05
LOGHO Z16	390	1.74E-06	0.000536	2.71E-05
All	780	-8.61E-05	0.000852	3.05E-05

79. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 21:39
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	4.01729 2	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 778)	115.646 9	0.0000
Bartlett	1	174.389 5	0.0000
Levene	(1, 778)	98.2088 7	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 778)	95.7828 7	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z19	390	0.00107 4	0.00075 7	0.00075 4	309.538 5
LOGHO Z16	390	0.00053 6	0.00031 8	0.00031 7	471.461 5
All	780	0.00085 2	0.00053 7	0.00053 5	390.500 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.000848

80. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 21:39
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
t-test	778	2.72075 6	0.0067
Anova F-statistic	(1, 778)	7.40251 1	0.0067

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	5.31E-06	5.31E-06
Within	778	0.00055 8	7.17E-07
Total	779	0.00056 3	7.23E-07

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z15	390	-8.99E-06	0.00053 0	2.68E-05

LOGHO Z19	390	- 0.00017 4	0.00107 4	5.44E-05
All	780	-9.15E- 05	0.00085 0	3.04E-05

81. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 21:40
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(389, 389)	4.10687 0	0.0000
Siegel-Tukey	(1, 778)	75.3027 2	0.0000
Bartlett	1	179.571 9	0.0000
Levene	(1, 778)	82.7470 8	0.0000
Brown-Forsythe	(1, 778)	80.7332 6	0.0000

Category Statistics

Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey- Siegel Rank
LOGHO Z15	390	0.00053 0	0.00036 4	0.00036 3	457.371 8
LOGHO Z19	390	0.00107 4	0.00075 7	0.00075 4	323.628 2
All	780	0.00085 0	0.00056 0	0.00055 8	390.500 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.000847

82. táblázat
 Test for Equality of Means Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 21:52
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
t-test	772	2.23809 3	0.0255
Anova F-statistic	(1, 772)	5.00906 2	0.0255

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	5.37E-06	5.37E-06
Within	772	0.00082 7	1.07E-06
Total	773	0.00083 2	1.08E-06

Category Statistics				
Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
LOGHO Z19	390	- 0.00017 4	0.00107 4	5.44E-05
LOGHO Z22	384	-7.41E- 06	0.00099 4	5.07E-05
All	774	-9.13E- 05	0.00103 8	3.73E-05

83. táblázat
 Test for Equality of Variances Between Series
 Date: 04/30/06 Time: 21:52
 Sample: 1 391
 Included observations: 391

Method	df	Value	Probability
F-test	(383, 389)	1.16636 9	0.1309
Siegel-Tukey	(1, 772)	4.70136 5	0.0304
Bartlett	1	2.27925 0	0.1311
Levene	(1, 772)	3.17303 8	0.0753
Brown-Forsythe	(1, 772)	2.97436 1	0.0850

Category Statistics					
Variable	Count	Std. Dev.	Mean Abs. Mean Diff.	Mean Abs. Median Diff.	Mean Tukey-Siegel Rank
LOGHO Z19	390	0.00107 4	0.00075 7	0.00075 4	370.251 3
LOGHO Z22	384	0.00099 4	0.00066 0	0.00066 0	405.018 2
All	774	0.00103 8	0.00070 9	0.00070 7	387.500 0

Bartlett weighted standard deviation: 0.001035

6 Irodalomjegyzék

Carlo Acerbi (2002): Spectral measures of risk: A coherent representation of subjective risk aversion.

<http://www.gloriamundi.org/picsresources/SpectralMeasures.pdf>

Carlo Acerbi, Dirk Tasche (2002): On the coherence of Expected Shortfall.

www-m4.ma.tum.de/pers/tasche/shortfall_talk.pdf

Carlo Acerbi, P. Simonetti (2002): Portfolio Optimization with Measure of Risk.

<http://www.gloriamundi.org/picsresources/caps.pdf>

Carlo Acerbi (2003): Spectral Measures of Risk. Coherence in theory and practice.

Budapest, 2003. szeptember 11. előadás

Timotheos Angelidis, Alexandra Benos, Stavros Degiannakis (2003): The Use of GARCH Models in VaR Estimation.

Dimitris Bertsimas, Geoffrey J. Lauprete, Alexander Samarov (2004): Shortfall as a Risk Measure: properties, optimization.

[www.istituti.usilu.net/degiorge/web/teaching/rm0506/BertsimansLaupreteSamarov_Shortfall_JEDC\(2004\).pdf](http://www.istituti.usilu.net/degiorge/web/teaching/rm0506/BertsimansLaupreteSamarov_Shortfall_JEDC(2004).pdf)

Vit Bubák (2006): Predicting Czech Stock Returns with High-frequency Data.

ies.fsv.cuni.cz/storage/sylab/133_2006ss_vitbubak.pdf letöltve: 2006. 04. 21.

Benjamin H. Cohen – Hyun Song Shin (2003): Positive feedback trading under stress: Evidence from the US Treasury securities market. BIS working papers no. 122.

<http://www.bis.org/publ/work122.pdf> letöltve 2005. december

Gangadhar Darbha (2001): Value-at-Risk for Fixed Income portfolios – A comparison of alternative models

Jon Danielsson (2001): The Emperor has no Clothes: Limits to Risk Modelling (<http://www.riskresearch.org/>)

Jon Danielsson-Hyun Song Shin: Endogenous Risk (<http://www.riskresearch.org/>)

Jon Danielsson- Hyun Shin-Jean-Pierre Zigrand (2004): The Impact of risk regulation on price dynamics (<http://www.riskresearch.org/>)

Robert F. Engle, Jeffrey R. Russel (2004): Analysis of High Frequency Financial Data. home.uchicago.edu/Ihansen/survey.pdf

Fellegi Tamás (2003): Bárki lehet tőzsdés : Egy befektető kalandjai a valutapiactól a tőzsdéig. Alinea Kiadó. Budapest

Michael J. Fleming (2001): Measuring Treasury Market Liquidity
(www.newyorkfed.org/rmaghome/economist/fleming/fleming.html)

Henk Grootveld, Winfried G. Hallerbach (2003): Upgrading Value-at-Risk From Diagnostic Metric to Decision Variable: A Wise Thing to Do?.
http://penzogy.bkae.hu/aringadozasok/download/grootveld-hallerbach_030501.pdf

Richard Hoppe (1999): Opinion - It's time we buried Value-at-Risk. In: Risk Professional, July/August, 1999, p. 14.
www.itrac.com/paper/BURYVAR.DOC letöltés dátuma: 2006. április 8.

Horányi Gábor: Interjú Kondor Imrével.
<http://www.mindentudas.hu/mindentudasegyetem/20040521fizikusok.html> letöltve: 2006. március 28.

Philippe Jorion (1997): A kockázatosított érték. Panem Kiadó. Budapest, 1999. 310p

Kézdy Gábor (2005): Az endogenitás. Bevezetés az ökonometriába című tantárgyból tartott előadás a Budapesti Corvinus Egyetemen. 2005. tavaszi félév

Király Júlia (1998): A makroökonómia vége, avagy egy megkésett Nobel-díj. In: Közgazdasági Szemle, XLV. évf., 1998. december (1082–1095. o.)

Imre Kondor, A. Szepessy and T. Ujvarosi: Concave Risk Measures in International Capital Regulation, in G. Szego (szerk.): Risk Measures for the 21st Century, John Wiley & Sons, 2004.

Ángel León, Gonzalo Rubio, Gregorio Serna (2004): Autoregressive conditional volatility, skewness and kurtosis.
www.ehu.es/faeII/workingpapers/wp2002-06.pdf

Stephen Morris-Hyun Shin (2004): Liquidity Blackholes
(<http://hyunsongshin.org/journal.htm>)

John Murphy (2003): L'analyse technique des marchés financiers. Valor Editions, Hendaye.

Pafka Szilárd (2005): Portfóliók III.: A portfólióoptimalizálás megvalósításának korlátai. (Előadás a BCE-n 2005. őszi félév)
http://penzogy.bkae.hu/aringadozasok/download/ea07_portfoliok_3.pdf

Amado Peiró (2004): Asymmetries and tails in stock index returns: are their distributions really asymmetric?
www.ivie.es/downloads/ws/bf/2004/11/12/ponencia01.pdf letöltve 2006. április 27.

Vasiliki Plerou, Parameswaran Gopikrishnan, Luís A. Nunes Amaral, Martin Meyer and H. Eugene Stanley (2005): Scaling of the distribution of price fluctuations of individual companies.

[www.citebase.org/cgi-](http://www.citebase.org/cgi-bin/fulltext?format=application/pdf&identifier=oai:arXiv.org:cond-mat/9907161)

[bin/fulltext?format=application/pdf&identifier=oai:arXiv.org:cond-mat/9907161](http://www.citebase.org/cgi-bin/fulltext?format=application/pdf&identifier=oai:arXiv.org:cond-mat/9907161)

S.T. Rachev, S. Ortobelli, S. Stoyanov, F. Fabozzi, A. Biglova (2005): Desirable Properties of an Ideal Risk Measure in Portfolio Theory.

www.statistik.uni-karlsruhe.de/technical_reports/Despoptv.pdf letöltés dátuma: 2006. április 8.

Giorgio Szegő (2001): New Risk Measures. (Előadásanyag a XIV Australasian Conference in Finance and Banking konferencián)

<http://w3.uniroma1.it/bancaefinanza/testi/riskMeasure.htm> letöltés: 2006. április 13.

Szeles Nóra (2004): A tőzsdesztori. Emberközeli történetek a magyar tőkepiacról. Aula Kiadó. Budapest.

Végh Richárd (2005): A tőzsdei kereskedés alapjai. Budapesti Corvinus Egyetem, előadás 2005. 05. 11-én.

<http://www.bet.hu/onlinesz/10000095.html?uio=4LONGMDB0F7I2006R05O087A10Q44B300CTLRWS05guest> letöltés: 2006. március 17.

Világgazdaság. 2000. május 16-22. Tőzsdejelentés rovat.

Szakértői interjúk

Szítás Attila, Buda Cash, 2006. február

Csáky Attila, HVB Bank, 2006. február

Czipó György, ING Bank, 2006. február

Herczog Péter, Concorde, 2006. március

Móro Tamás, Concorde, 2006. március

Internetes hírek, források

www.origo.hu, 2002. július

<http://vg.hu/index.php?apps=cikk&cikk=21370>, letöltve: 2006. április 29.

<http://vg.hu/index.php?apps=cikk&cikk=21370>, letöltve: 2006. április 29.

<http://www.faz.net/d/invest/Indizes3.aspx?isin=us2605661048&size=2&azr=20010901-20011230&Chart=5&type=line&scale=1&von=01.09.2001&bis=30.10.2001&ma1=0&ma2=0&ind1=&ind2=&cp1=1544655&AddCp=Name%2FISIN+oder+Symbol&GO=Chart+aktualisieren>) letöltve: 2006. március 8.

<http://www.portfolio.hu/history/reszveny-adatok.tdp>) letöltve: 2006. március 8.

Buda Cash (2005): Heti jelentés. Október 10-17.

<http://www.napigazdasag.hu/elemlzesek/Buda-Cash/heti541.pdf> letöltve: 2006. április 25.

Bónis Miklós (2005): Heti jelentés. Október 6-13. Inter-Európa Bank Rt.

<http://www.napigazdasag.hu/elemlzesek/IE-NewYork/heti0541.pdf> letöltve 2006. április 25.

http://www.sulinet.hu/cgi-bin/db2www/ma/et_tart/lst?kat=Adar&url=/eletestudomany/archiv/1998/9818/diak/gazd/gazd.html

2006. április 21.