

FAZAKAS GERGELY–JUHÁSZ PÉTER

Alacsonyabb kockázat – nagyobb osztalék?

A részvénykockázat és az osztalékfizetési hányad kapcsolatának vizsgálata a
Budapesti Értéktőzsdén (1997–2007)

Az osztalékpolitikával foglalkozó szakirodalom eredményei szerint az osztalékfizetési hányad és a vállalatok piaci kockázata között van összefüggés – a kockázatosabb cégek eredményük kisebb hányadát fizetik ki tulajdonosaiknak. Vizsgálatunk a magyar tőkepiacon hasonló eredményeket mutatott – mind a korrelációs, mind a faktor-, mind a klaszterelemzés azt mutatta, hogy tendenciában a társaságok a kevésbé kockázatos befektetések esetén nagyobb, a kockázatosabbak esetén pedig inkább alacsonyabb osztalékfizetési rátával voltak jellemezhetők.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: JG35, G14.

Az osztalékpolitikáról szóló szakirodalom központi kérdése, hogy létezik-e a részvényesek szempontjából optimális kifizetési politika, azaz az eredmény felosztásáról szóló döntésekkel lehet-e többletértéket teremteni a tulajdonosok számára. A *Miller–Modigliani* [1988/1961] tanulmány azt állította, hogy tökéletes piacon az osztalékpolitikának – a beruházási politika változatlansága mellett – nincs jelentősége, nem teremt többletértéket. Feltételezve, hogy ha a kifizetéshez szükséges pénzmennyiség nem áll rendelkezésre, a cég tőkeemelésből pótolja azt. Más kutatások fő kérdése, miként befolyásolják a tökéletestől eltérő piaci körülmények a vállalatok osztalékpolitikáját, illetve van-e a kifizetési hányadnak valamilyen információtartalma a közvetlen értékhatáson felül.

Az osztalékpolitikai viták egyik izgalmas problémája, hogy van-e összefüggés a vállalatok kockázata és osztalékfizetési szokásai között. A vizsgálatokban két irányt lehet megkülönböztetni: a pusztán az osztalékfizetés és a részvények kockázati tulajdonságai közti kapcsolat elemzését, illetve a kockázat és a többi piaci tökéletlenség (adóhatás, információs aszimmetria, tranzakciós költségek, eltérő befektetési lehetőségek, tulajdonosi koncentráció befolyási lehetősége) együttes vizsgálatát. E tanulmányban az első kérdésre összpontosítunk, azaz azt elemezzük, hogy a magyar tőzsdei cégek esetében van-e kapcsolat a vállalatok piaci kockázata és osztalékfizetési rátája között.

Az osztalék és a vállalati kockázat összefüggésének vizsgálata a szakirodalomban

Az osztalék és vállalati kockázat vizsgálatának kiindulópontja az osztalékpolitika klasszikus jobb- és baloldali nézőpontjainak vitája. Az 1950-es évek uralkodó elképzelése a „minél magasabb az osztalékfizetés, annál jobb” elv volt (*Graham–Dodd* [1951], *Gordon* [1959]). Ezt az irányzatot a későbbiekben *konzervatív* vagy *jobboldali* álláspontnak is nevezték.

Az 1960-as évek végétől induló új irányzat, az úgynevezett *radikális baloldal* ezzel szemben az osztalékfizetés minimalizálását javasolta. Érvelésük középpontjában az állt, hogy addig, amíg az árfolyamnyereség-adó kulcsa kisebb az osztalékot sújtó adónál, az osztalék kifizetése az effektív adóhátránynak megfelelő vagyonszértést jelent a részvénytulajdonosok számára. A jobboldali álláspont viszont azon a gyakorlati megfigyelésen alapult, hogy a magasabb osztalékhozam magasabb teljes (árfolyamnyereségből + osztalékból származó) részvényhozammal párosult.

Az első, már az 1960-as években felmerült vitakérdés az, hogy a magasabb osztalékhozamú részvények egyben magasabb kockázati szintet is jelentenek-e (a magasabb kockázat–magasabb hozamkövetelmény kapcsolat analógiájához igazodva). Az osztalékfizetés kockázati alapú magyarázatával először M. J. Gordon foglalkozott (*Gordon* [1959], [1962a], [1962b]). Álláspontja szerint a magasabb osztalékot fizető részvények biztosabb kifizetést és így kisebb kockázatot jelentenek a tulajdonosok számára. *Miller–Modigliani* [1988/1961] és *Brennan* [1970] elméleti megközelítésben foglalt állást ezzel a modellel szemben, és azt állították, hogy tökéletes piacon a befektetési és finanszírozási (osztalékpolitikai) döntéseket szét kell választani. Újra befektetni nyilván csak akkor érdemes, ha a vállalat a visszaforgatott pénzzel magasabb hozamokat képes elérni, mint a kockázatnak megfelelően elvárt tőkeelérték.

A Gordon-féle érvelés másik problémája, hogy a kockázatot még a bizonytalansággal azonosítja. *Bizonytalanságról* akkor beszélünk, ha a valószínűségekről, eloszlásokról nincs információnk, míg *kockázatos* a döntési helyzet akkor, ha a jövőben bekövetkező lehetséges kimenetek leírhatók a valószínűségszámítás eszközeivel. A tőkepiaci árazás modellje (*CAPM, capital asset pricing model*), amely a kockázatokat statisztikai, regressziós kapcsolatokkal írja le, csak a Gordon-cikkek után, 1964–1965-ben (*Sharpe* [1964], *Lintner* [1965]) született meg. A Gordon-féle megállapítás – az osztalék „biztos pénz” – tulajdonságait tudományos eszközökkel a magatartástudományi pénzügy elemzi az 1980-as évektől.

Az 1970-es évek egyik fő vitakérdése úgy szólt, mit kell ellensúlyoznia a részvények magasabb adózás előtti hozamának – a magasabb kockázatot vagy az osztalékot sújtó magasabb adókulcsot. *Brennan* [1970] tanulmánya az úgynevezett adózás utáni CAPM-modell felépítésével mérőföldkőnek számított a kutatásokban. Érdeme, hogy egyetlen közös modellbe foglalta a részvények adózás előtti várható hozamára ható, addig csak külön vizsgált magyarázó tényezőket, a részvények kockázatát kifejező bétát,¹ valamint az osztalékfizetés eltérő adóhatását. *Brennan* [1970] még statisztikai próbákkal alá nem támasztott modelljét számtalan követője² erősítette meg – a CAPM-modell felhasználásával már statisztikai próbákkal bizonyította –, hogy *mind a nagyobb mértékű osztalékfizetés* (az adóhátrány miatt), *mind a nagyobb kockázat* növeli a részvényektől várt adó előtti hozamot.

Kutatásaik azonban nem tértek ki egy lényeges kérdésre: tendenciában a kisebb vagy a nagyobb piaci kockázatú papírok (az alacsonyabb vagy a magasabb bétájú részvények) fizetnek-e magasabb osztalékot, azaz van-e kapcsolat a részvények kockázata (bétája) és osztalékhozama között. Ezekben a kutatásokban mindkét változó az adó előtti hozam magyarázó változójaként szerepelt, így ha vizsgálták is a kapcsolatukat, ez csak a magyarázó változó közti multikollinearitás kiszűrésére irányult. Jellemző e szempontból *Miller–Scholes* [1982] megjegyzése: „Az osztalékhozamok például befolyásolhatják a bétát. Úgy tűnik, a részvényhozamok alacsonyabbak a magas bétájú cégeknél, és ha a hozamok becslésében

¹ A béta az adott befektetés várható hozamának a piaci portfólió várható hozamára vonatkozó lineáris regressziós együtthatója.

² Például *Black–Scholes* [1974], *Blume* [1980], *Kalay–Michaely* [2000], *Keim* [1985], *Litzenberger–Ramaswamy* [1979], [1980], [1982], *Miller–Scholes* [1982], *Morgan* [1982], *Poterba–Summers* [1984]) és mások.

torzítás van, ami még inkább elképzelhető, akkor többváltozós regressziós kapcsolatban az osztalékhozam együttthatójának becslésében negatív hiba keletkezhet.” (1131. o.)

Teljesen más oldalról közelítette meg az osztalékkifizetés vizsgálatát *Rozeff* [1982]. Modelljében az osztalékkifizetési ráta az eredményváltozó, magyarázó változókként pedig a bennfentesek tulajdoni arányát, a részvénytulajdonosok számát, a vállalat növekedési kilátásait, valamint a részvények bétáját szerepeltette. Eredményei szerint – melyek minden szokásos megbízhatósági szinten szignifikánsnak bizonyultak – mind a növekedési kilátások, mind a vállalat bétája negatívan hatott az osztalékkifizetési rátára. A vizsgálati időszak (1974–1979) öt évében a vállalati árbevétel átlagos növekedési ütemének egy százalékpontos növekedése 0,3 százalékponttal, a béta egységnyi növekedése 26,5 százalékponttal csökkentette az osztalékkifizetési ráta nagyságát (*Rozeff* [1982] 2. o.). *Rozeff* eredményei szerint a *jelentős osztalékhozamú és jelentős osztalékkifizetési rátájú papírok* jellemzően az *alacsonyabb bétájú részvények* közül kerülnek ki. Ez más szavakkal azt jelenti, hogy a konjunktúramozgásokra kevésbé érzékeny vállalatok jellemzően nagyobb osztalékot fizetnek, a magasabb bétájú társaságok pedig inkább a növekedésre koncentrálnak.

Bár *Rozeff* [1982] a magyarázó változók közötti korrelációs kapcsolatokat nem vizsgálta, eredményei valószínűleg úgy interpretálhatók, hogy a konjunktúráról függő társaságok előtt inkább nyílnak növekedési lehetőségek, míg a konjunktúrára érzéketlen papírok inkább alapvető javak termelésével foglalkoznak, ahol a volumenek jelentős változtatására nincs igény. Ez természetesen azt jelenti, hogy a vállalatok osztalékpolitikáját (a tökéletes piaci feltételezéssel szemben) a valóságban igenis befolyásolják befektetési lehetőségeik. Mivel a vállalati részvénykibocsátás vagy -visszavásárlás reális alternatíva lenne akár a magasabb, akár az alacsonyabb osztalékfizetés ellenében, a gyakorlati osztaléktrendek magyarázatra szorulnak. Egy lehetséges magyarázattal a későbbiekben az információs aszimmetriát tárgyaló modellek szolgáltak.

A tanulmányunkban ismertetett vizsgálat célja, hogy ellenőrizzük, van-e valamilyen kapcsolat a magyar piacon is a vállalatok CAPM-modellben definiált bétája és osztalékfizetési hányada között. A következőkben bemutatott eredmények értékelésekor nem szabad figyelmen kívül hagyni, hogy vizsgálatunk első lépéseként különböző eljárásokkal az egyik magyarázó változót, a piaci kockázatot mérni hivatott bétát is becsülnünk kellett, ezért a vizsgálatok ereje és szignifikanciája torzított lehet.

A vizsgálatba bevont változók és azok jellemzői

A munkát nehezíti, hogy a Budapesti Értéktőzsdén (BÉT) viszonylag kevés vállalat részvényét jegyzik, ráadásul a longitudinális vizsgálatához olyan cégekre volt szükség, amelyek ugyanazon időszakban huzamosabb ideig voltak a parketten. A vizsgálat időszakát ezért úgy választottuk meg, hogy a lehető legnagyobb mintaelemszámmal dolgozhassunk. A felhasznált adatsor 1997. április 1-jétől 2007. augusztus 17-éig tartott: ez idő alatt összesen 43 céget vizsgálhattunk hosszabb-rövidebb ideig. Az egyes években vizsgálható cégek számát az *1. táblázat* tartalmazza.

A béta klasszikus kiszámításánál a piaci index és az adott részvény hozamának kovarianciáját osztjuk a piaci index hozamának varianciájával. A számításoknál napi hozamokkal kalkuláltunk, aminek hibája, hogy túlzottan is érzékeny lehet a napi kilengésekre, vagyis a bétát torzíthatja. Ugyanakkor a hosszabb időszak választása drámaian lecsökkentette volna a mintaelemszámot, hiszen az időszakok közti átfedés az autokorreláltság elkerülése érdekében nem megengedhető.

A piaci index kiválasztása még nagyobb kihívást jelentett. Az elmélet szerint egyetlen piaci portfólió létezik, csak hogy a CAPM peremfeltételei (végtelenül osztható termékek,

1. táblázat

Adott évben vizsgálatba bevont cégek száma

Év	Cégek száma	Év	Cégek száma
1997	15	2003	24
1998	19	2004	25
1999	21	2005	26
2000	21	2006	28
2001	21	2007	28
2002	21		

minden befektetési lehetőség szabadon elérhető, azonos betéti és hitelkamat, tőkéletes informáltság, azonos várakozások, általánosan alkalmazott egyperiódusú tervezési modell, homogén befektetői közösség) közül egyetlenegy sem teljesül tőkéletesen a magyar piacon. Ráadásul még ha „tőkéletesebb” tőkepiacot (például az Egyesült Államokét) választanánk, ott is csak közelíthetnénk ezt az elméleti piaci portfóliót valamely piaci indexszel. Írásunk semmiképpen sem tehet igazságot abban a tekintetben, hogy a hazai piacon a BÉT részvényindexe (BUX) jó közelítője-e az elméleti portfóliónak, ám feltétlenül meg kell jegyeznünk, hogy egy olyan index, amely több mint 90 százalékban legfeljebb öt-hat részvény áralakulásától függ, csak rendkívül meglepő véletlennek köszönhetően adhat jó becslést egy tőkéletesen diverszifikált, a részvényeken túl mindenféle egyéb befektetési lehetőséget is tartalmazó portfólió teljesítményére.

Azért, hogy a piaci indexre vonatkozó becslésünk esetleges torzítását kiszűrjük, több indexszel szemben is kiszámítottuk a vizsgált cégek bétáját. Így ha bizonyos módon számolt béták szorosabb kapcsolatot mutatnak, mások azonban függetlenségre utalnak, az rámutathat egyes következtetések gyengéire. Ha azonban a különféle módon meghatározott béták kapcsolatai (legalább előjelben) hasonlóak, állításaink meggyőzőbbek lehetnek, hiszen kisebb az esély, hogy azokat csupán a szerencsés mintavételnek köszönhetjük.

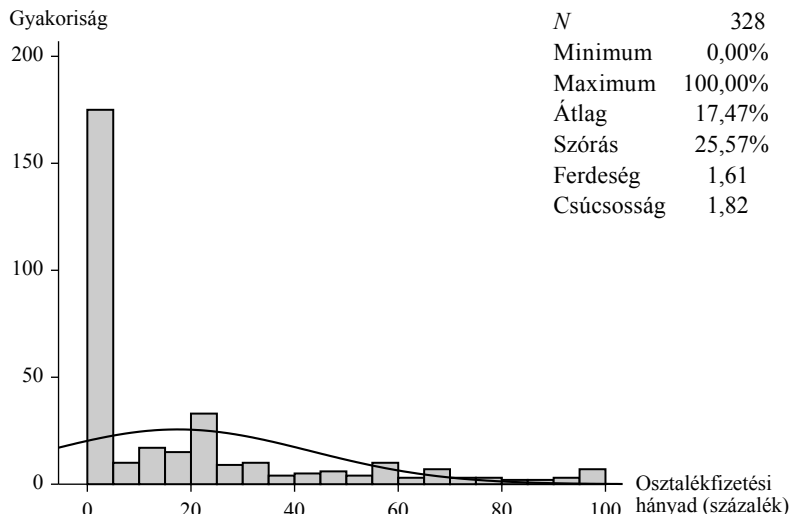
A béták kiszámításához a „tipikus” hazai befektetők gondolkodását vettük figyelembe. Az itthon sokak által sokszor piaci portfóliónak minősített BUX-on túl az európai gazdaság teljesítményét jobban tükröző frankfurti DAX, valamint a londoni börze értékeire épülő FTSE–100 indexét, illetve az amerikai tőkepiacra használt Standard & Poor’s 500-at is bevontuk a vizsgálatba. A számításoknál természetesen figyelembe vettük, hogy a BUX forintban, a DAX a kezdetekben német márkában, majd euróban, az FTSE–100 fontban, míg az S&P–500 dollárban mér: a kalkulációnál a magyar árfolyamokat az MNB napi középárfolyamán a megfelelő valutákra átszámoltuk, és így határoztuk meg a márká-, euró-, font- és dollárhozarmatokat.

A regionális indexek (például MSCI EMEA) alkalmazásától azért tekintettünk el, mert tapasztalataink szerint ezeket senki sem tekinti piaci indexnek, legfeljebb régiós összehasonlítási alapnak. Ráadásul igen ritkák azok a befektetők, aki régiós szinten jó diverszifikáltak, de globális szinten viszont nem – márpedig csak az ő számukra lehetnének ezek a mutatók a bétabecslés jó alapjai.

A másik klasszikus vitatéma az, hogy milyen időhorizontot érdemes alapul venni a béták meghatározásához. Amennyiben túl rövid volna a használt időtáv, a béta értékeit átmeneti piac- vagy cégspecifikus folyamatok torzíthatják. Ha azonban túlzottan hosszú időre terjed ki a becslés, előfordulhat, hogy olyan időszakot is figyelembe veszünk, amely a társaság szemszögéből immár irreleváns, mert azóta gyökeres piaci vagy stratégiai változások következtek be. A minél pontosabb kép kialakításához (és az ilyen torzítások elkerülése érdekében) nem egyetlen időtávra végeztünk becslést: mérésünk során nemcsak

1. ábra

Az osztalékfizetési hányad eloszlása és leíró statisztikái, összes vállalat



az egyéves adatsorokra épülő bétákat, hanem – ahol az adatok rendelkezésre álltak – a kettő- és hároméves időszakokra, illetve a teljes vizsgált időszakra számított bétákat is felhasználtunk.

A béták instabilitását jól tükrözi a BorsodChem esete. A BUX indexszel számolva 1997 és 2007 között 1,021 és –0,130 közötti tartományban mozgott a bétája, míg a DAX-hoz viszonyítva 0,949 és –0,204 volt a maximum-, illetve a minimumértéke. Az adatbázisba ezen túlmenően bekerült a részvények forintban, dollárban, euróban és fontban mért éves hozama (tárgyidőszaki záróár/előző év záróára – 1), illetve az egyes évekre jellemző osztalékfizetési hányad (tárgyidőszaki összes kifizetett osztalék/adózás utáni eredmény)³ is. A számítások során kizártuk azokat az éveket, amelyekben az adott cég 100 százaléknál magasabb osztalékfizetési arányt mutatott (részben az eredménytartalék terhére teljesített kifizetés), mivel az ilyen állapot hosszabb távon nem fenntartható, és ezért az alapvetően feltárni kívánt hosszú távú, tartós kapcsolatot torzította volna. A vizsgálat során mindvégig 5 százalékos szignifikanciaszintet alkalmaztunk.

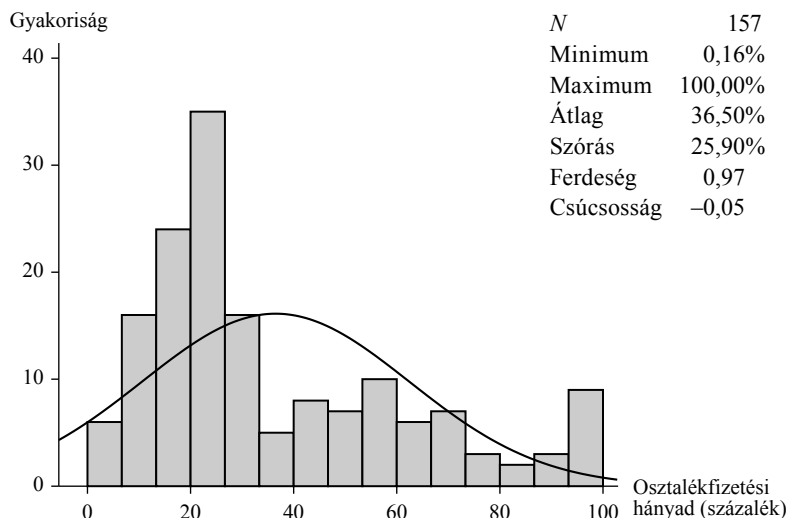
A vizsgált időszakban megfigyelt osztalékfizetési hányadok eloszlását a 1. ábra mutatja (a folytonos vonal a normál eloszlásnál várható előfordulásokat jelöli). Az adatokból kiderül, hogy a cégek többsége (171 eset, 52,1 százalék) egyáltalán nem fizetett osztalékot, míg a pozitív kifizetési hányadok előfordulása inkább idézi az egyenletes eloszlás képét, mint a normálisét.

Az eloszlás jellegének pontosabb meghatározásához eltávolítottuk a mintából az osztalékot nem fizető vállalatokat. Az így kapott adatok a 2. ábrán szerepelnek. Látható, hogy a csúcsosság ugyan közelítőleg normális, de a ferdeség korántsem: a normális eloszláshoz képes a cégek gyakrabban fizetnek kevesebb osztalékot még akkor is, ha a nem fizetőket nem vesszük figyelembe. A vártnál magasabb a 90–100 százalékos osztalékfizetési hányad előfordulási aránya is.

³ Az eredményadat a konszolidált eredménykimutatásból származik.

2. ábra

Az osztalékfizetési hányad eloszlása és leíró statisztikái, osztalékot fizető vállalatok



Korrelációelemzés

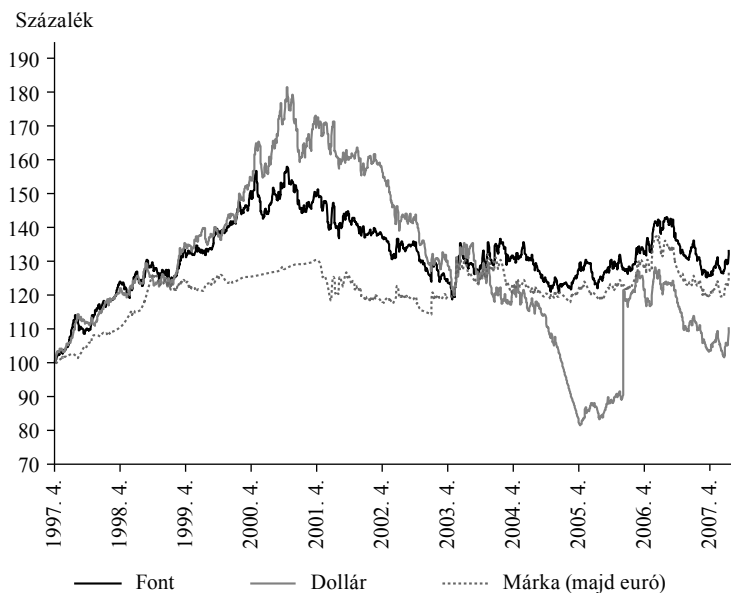
A bevezetőben hivatkozott szakirodalmi vizsgálatok negatív korrelációt találtak a részvények osztalékfizetési hányadai és béta értékei között. Ezért vizsgálatunkban első lépésként kiszámítottuk az 1997 és 2006 közötti esztendők mindegyikére a különféle módon számolt béták és az adott évi osztalékfizetési arány közötti korrelációt. (Mivel a korreláció számításához az éves osztalékfizetési hányadra is szükség van, a 2007-re vonatkozó döntés azonban csak 2008 tavaszán született meg, az adatbázis utolsó évét nem tudtuk vizsgálni, de természetesen az ezen adatokkal számolt béták bennmaradtak az adatbázisban.)

Mások korábbi vizsgálati eredményeivel összevetve, a korrelációk áttekintése némileg meglepő eredményt hozott: egyrészt a szignifikáns kapcsolatok száma az évek többségénél igen alacsony – 2000-ben például egyetlen szignifikáns kapcsolatot sem találtunk. Másrészt a kapcsolat iránya sem egyértelmű, bár gyakoribb a negatív kapcsolat, vagyis a magasabb kockázat inkább csökkenteni látszik a kifizetési hányadot. Ugyancsak gond, hogy egyetlen bétaszámítási mód sem mutatott stabilan szignifikáns kapcsolatot a kifizetési aránnyal. (Eredményeink megbízhatóságánál gondot jelent, hogy az egyes korrelációkat 25–28 megfigyeléspárból számoltuk ki.)

A talált szignifikáns kapcsolatok döntő többsége negatív előjelű, vagyis eredményünk egybecseng a korábbi vizsgálatok megállapításaival: a magasabb kockázat rendre kisebb kifizetési hányaddal járt a vizsgált időszakban. Emellett a 2002–2004 közötti időszakban látványosan erősödött a kapcsolat, miközben a többi évben a béták közül csak igen kevés mutatott érdemi összefüggést. Ez viszont azt sugallja, hogy ha létezik is kapcsolat a kifizetési hányad és a kockázat között, az időben változott. Az a következtetés azonban levonható, hogy a leginkább az expanzív gazdaságpolitikával jellemezhető 2002 és 2004 közötti időszekekre jellemzően a nagyobb kockázatú, azaz a növekedési lehetőségekre jobban reagáló cégek inkább fektetettek be újra, és fizettek kevesebb osztalékot, mint stabilabb és emiatt kisebb növekedési lehetőségű társaik.

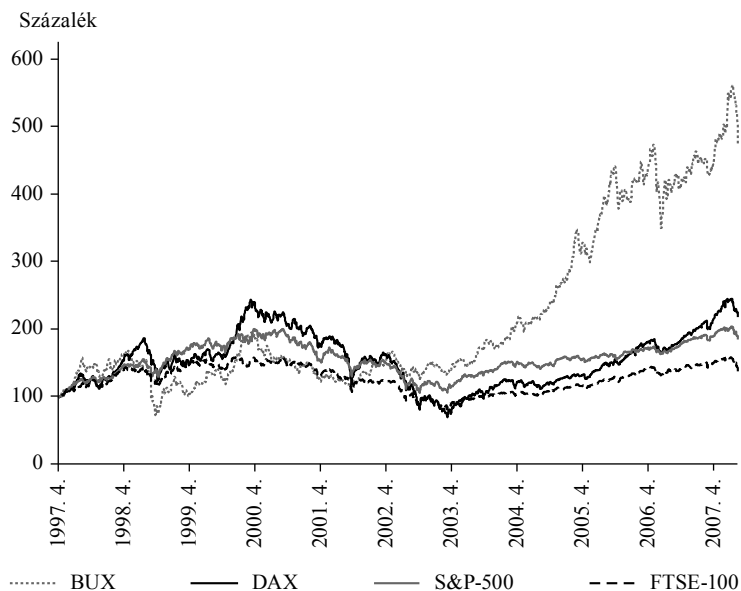
3. ábra

A font, a dollár és a márka (majd euró) forintárfolyamának alakulása
(1997. április 1. = 100 százalék)



4. ábra

A vizsgálat során alkalmazott tőzsdeindexek változása
(1997. április 1. = 100 százalék)



2. táblázat
Néhány nagy tőzsdei cég bétáinak idősora

	Egis	Mol	MTelekom	OTP	Richter	TVK	BorsodChem
<i>BUXtotal</i>	<i>0,849</i>	<i>0,974</i>	<i>0,822</i>	<i>1,148</i>	<i>1,127</i>	<i>0,843</i>	<i>0,796</i>
BUX1997	0,887	1,133	0,534	0,959	0,950	1,239	0,959
BUX1998	1,078	0,867	0,763	1,173	1,423	1,190	1,021
BUX1999	0,724	0,983	0,821	1,221	1,370	1,057	0,895
BUX2000	0,643	0,783	1,334	1,124	1,015	0,901	0,843
BUX2001	0,558	1,117	1,461	0,986	0,646	0,882	0,848
BUX2002	0,640	0,846	1,135	1,285	0,981	0,177	0,256
BUX2003	0,988	0,821	1,059	1,083	1,186	0,277	0,091
BUX2004	0,500	0,835	0,771	1,397	0,925	0,106	0,272
BUX2005	0,820	1,210	0,619	1,140	0,925	0,045	0,581
BUX2006	0,846	1,079	0,747	1,233	0,944	0,186	0,379
BUX2007	0,751	1,122	0,436	1,264	0,776	0,486	-0,130
<i>DAXtotal</i>	<i>0,458</i>	<i>0,452</i>	<i>0,521</i>	<i>0,550</i>	<i>0,349</i>	<i>0,379</i>	<i>0,446</i>
DAX1997	0,762	0,913	0,787	0,788	1,512	1,095	0,902
DAX1998	1,074	1,019	0,898	1,186	1,013	1,105	0,949
DAX1999	0,541	0,470	0,444	0,709	0,450	0,491	0,739
DAX2000	0,298	0,382	0,787	0,614	0,265	0,463	0,648
DAX2001	0,176	0,407	0,602	0,362	0,466	0,484	0,484
DAX2002	0,172	0,194	0,351	0,288	0,021	-0,048	0,101
DAX2003	0,396	0,130	0,262	0,104	0,194	0,059	0,163
DAX2004	0,430	0,398	0,486	0,605	0,089	0,068	-0,204
DAX2005	0,510	0,419	0,244	0,712	0,456	0,024	0,499
DAX2006	0,894	0,767	0,703	0,968	0,369	0,097	0,440
DAX2007	0,723	0,650	0,503	1,150	0,549	0,683	-0,030

Megjegyzés: az egyes bétákat tükröző változók jelölése a következő: az első három karakter a piaci portfólió közelítésére használt tőzsdeindexre utal, míg a következő négy karakter a kiszámításhoz alapul vett időszakot tükrözi (egy évnél teljes évszám, időszaknál a kezdő és záró év két-két karakteren). A Total jelzés a teljes vizsgált (1997. április 1. és 2007. augusztus 17. közötti) időszak alapján kalkulált bétákra utal.

Eredményeinken jól szemléltethető az idősorvizsgálatok klasszikus esetlegessége: könnyen találhatunk olyan bétaszámítási módot és olyan időszakot, ahol pozitív kapcsolatot mutathatunk ki (1996, 2006, illetve a S&P-500 indexszel szemben a 2005. évi adatsoron számolt béták), de olyat is, ahol a kapcsolat egyértelműen negatív. A vizsgált időszakban azonban kétféle torzítás is zavarhatja a vizsgálatok eredményét. Egyrészt a dollár–forint árfolyam igencsak hektikusan mozgott (3. ábra), ami az adott vállalathoz kapcsolódó gazdasági indok nélkül torzította az amerikai indexszel szemben számolt bétákat, miközben hasonló torzítás az euró- és fontrelációban nem volt tetten érhető – így a dollárban mért hozamok részben az adott cég, részben azonban a forint teljesítményét is mutatták. Így a dolláralapon becsült béták felfelé torzítottak lehetnek. (Mivel a vizsgálati időszak elején a DAX-ot még német márkában jegyezték, az összevethetőség kedvéért a 3. ábrán az euró bevezetése után 1 márka elméleti forint árfolyama szerepel. A hivatalosan rögzített árfolyam 1 euró = 1,9558 márka volt.)

Másrészt a vizsgált időszakban pukkant ki a dotcom-luftballon, márpedig ezek az események sokkal kevésbé éreztették hatásukat a Budapesti Értéktőzsdén (az informatikai cégek kicsiny száma miatt is), mint a többi piacon (4. ábra). Ez a hatás lefelé torzíthatja a nem forintalapon becsült bétákat.

Mindezek miatt a vizsgált időszakban a dolláralapú béták sugallta kapcsolatok nem kizárólag az adott cég sajátosságaival magyarázhatók, vagyis ilyen jellegű következtetést levonni nem lehet belőlük. Emiatt korábbi megállapításunkat úgy kell módosítanunk, hogy 1996-ban, 2000-ben, 2005-ben és 2006-ban semmilyen szignifikáns kapcsolatot sem találtunk, a többi évben viszont a kapcsolat egyértelműen negatívnak tűnt. (A megmaradt szignifikáns kapcsolatokat a *Függelék Fl. táblázata* közli.)

Mivel az elmélet szerint nem egyértelmű, hogy az osztalékpolitikának a múltbeli vagy a jövőbeli kockázatossággal kellene-e kapcsolatban lennie, a táblázatokban megtartottuk azokat a kapcsolatokat is, amelyek egy adott kifizetést követő időszak alapján becsült bétákra épülnek. Elvileg ugyanis elképzelhető, hogy egy adott esztendő kifizetési hányada (amely jellemzően a következő év májusában született döntés eredménye) sokkal inkább a jövőben követni kívánt stratégia és kockázati profil függvénye, mint a múltbeli sajátosságoké. Ugyanakkor a jobb áttekinthetőség érdekében ezeket a kapcsolatokat szürke színnel az *Fl. táblázatban* elkülönítettük.

Érdemes arra a gyakorlati alkalmazhatóság szempontjából fontos tényre is felfigyelni, hogy 2001 előtt egyetlen évben sem találtunk kapcsolatot a kifizetési hányad és egy, csak korábbi időszakra épülő béta között, vagyis sokkal inkább a kifizetési hányadból lehetett következtetni a jövőbeli kockázatosságra, semmint a múltbeli bétákból az osztalékfizetési politikára. Ez az észrevétel egyúttal azt is mutatja, hogy a béták időben nem voltak stabilak. (Ennek illusztrálására lásd a 2. táblázat adatait.)

A korrelációelemzés eredményeit összefoglalva arra jutottunk, hogy az osztalékfizetés mértéke és a béták között a kapcsolat a vizsgált időszakban csak időszakosan létezett. Ezekben a periódusokban viszont a kapcsolat a szakirodalomban korábban megjelent eredményekkel megegyező, azaz negatív volt.

Ha el is fogadjuk ezt az eredményt, a gyakorlati alkalmazás szempontjából hasznos volna kiszűrni, hogy az egymással igen szoros kapcsolatban lévő béták közül melyek mérésére célszerű koncentrálni az osztalékfizetési hányad mértékének eredményes megbecsléséhez. Ennek meghatározásához faktorelemzést végeztünk.

Faktorelemzés, csoportképzés

A különféle béták között rendkívül szoros korrelációs kapcsolatokat találtunk, ezért felmerült a kérdés, hogy a gyakorlatban pontosan hányféle mögöttes változóba lehetne tömöríteni az adatbázis információtartalmát. A vizsgált bétákat 12 faktorba sikerült tömöríteni, amelyből csupán hétben van legalább egy olyan változó, amelynek együtthatója abszolút értékben eléri a 0,5-öt.

Az elkülönített, immár egymástól független faktorok segítségével lineáris regressziót illesztettünk az osztalékkifizetési hányadra. A legjobb modell R^2 értéke is azonban csupán 0,159. Mivel a teljes eredeti adatbázist leképezték a faktorok, ám azokkal nem lehetett megmagyarázni az osztalékfizetési hányadot, arra következtethetnénk, hogy a béták segítségével a kifizetési hányad nem magyarázható meg. Nem szabad ugyanakkor elfeledkeznünk arról, hogy ez az állítás csak akkor helytálló (miként az annak ellentmondó a korrelációelemzés tanulságai is), ha elfogadjuk azt a feltételezést, hogy a két változó közötti kapcsolat lineáris. Viszont más, nem lineáris jellegű kapcsolat esetén a korrelációs együttható és a lineáris regresszió nem segít a kapcsolat

szorosságának megítélésében. Így a kapcsolat jellegének ellenőrzésére további vizsgálatokat végeztünk.

A linearitás előfeltételének feloldására több út is kínálkozik. Első lépésben az egyes megfigyelésekből (adott cég, adott évben) csoportokat képeztünk az osztalékfizetés alapján. Először csak *két csoportot* képeztünk: a 17,47 százalékos átlagos osztalékkifizetési hányad felettieket „magas”, az az alattiakat „alacsony” kategóriába soroltuk.

Ezt követően *három csoportot* képeztünk: osztalékot nem fizetők, illetve a fennmaradó, osztalékot fizetők közül a csoport átlaga (36,5 százalékos osztalékkifizetési hányad) felettiek és alattiak. Ezek után a varianciaanalízis Anova-táblájával ellenőriztük, hogy az egyes csoportok bétái szignifikánsan eltérnek-e egymástól.

Az első esetben a *két csoport* között a 155 béta közül 84 esetben találtunk szignifikáns eltérést a két csoport között. Ez az igen látványos eredmény azonban korántsem jelent egyértelmű tendenciát: 49 bétaszámítási módnál a kisebb osztalékot, 35-nél viszont a nagyobb osztalékot fizetők értéke volt magasabb.

A *három csoportra* bontásnál az elsődleges siker még nagyobb volt: a 155-ből 150 bétaszámítási módnál találtunk szignifikáns eltérést. Az eredmények ezúttal jóval inkább egyértelműek: 124 számítási módnál a magas osztalékot fizetők bétája kisebb volt a nem fizetőkénél, 146 esetben pedig a kevés osztalékot fizetőkénél is. Ugyanakkor csupán 16 számítási módnál volt a kevés osztalékot fizetők bétája alacsonyabb az osztalékot nem fizetőkénél. Összességében 108 számítási módnál állt fent, hogy a legkisebb bétát a legnagyobb osztalékot fizetők mutatták, majd a nem fizetők következtek, míg a legmagasabb kockázatot a kevés osztalékot fizetőkénél mértük. Az eredmények áttekinthetővé tétele érdekében a 3. táblázatban összefoglaltuk, hogy összesen hány mérési módszer támogatja az egyes következtetéseket.

3. táblázat

Támogató mérési módszerek száma

		Legbiztonságosabb		
		nincs osztalék	kevés osztalék	sok osztalék
Legkockázatosabb	nincs osztalék	–	2	18
	kevés osztalék	19	–	108
	sok osztalék	0	0	–

E megközelítésnek két fontos eredménye van: egyrészt láthatjuk, hogy a megfelelő mérési módszer alkalmazásával tetszőleges kockázati sorrend hipotézise alátámasztható. Másrészt fontos eredmény, hogy egyetlen mérési módszer alapján sem bizonyultak a sok osztalékot fizetők a legkockázatosabbnak, és csak két olyan módszert találtunk, amelyeknél a kevés osztalékú társaságok voltak a legbiztonságosabbak.

E második eredmény jelentősége igen nagy: arra hívja fel a figyelmünket, hogy eltérő osztalékfizetésű cégek bizonyultak az egyes években vagy időszakokban kockázatosabbnak, vagy még inkább megfordítva: a legkockázatosabb cégekre bizonyos években más osztalékpolitika volt érvényes, mint az időszak többi részében.

A kapott eredmények alapján az adott időszaknak (aktuális gazdasági események, körülmények, fellendülés vagy recesszió, restriktív vagy expanzív gazdaságpolitika stb.) komoly szerepe van az osztalékfizetés és a béta kapcsolatának alakulásában. Másképpen megfogalmazva: eltérő gazdasági körülmények között a különböző kockázati profilú cégek osztalékpolitikája nem volt azonos a vizsgált időszakban Magyarországon. Ennek ellenőrzésére a csoportképzési vizsgálatunkat megváltoztattuk úgy, hogy az a megfigyelések időbeliségét, illetve az egyes megfigyelések (vállalat–év párok) cégekhez tartozását is figyelembe vegye.

Klaszterelemzés

Első lépésként korábbi intuitív csoportképzési módszerünket erősebb statisztikai alapokra helyeztük. Ennek megfelelően az osztalékfizetési hányadok dendogramja alapján négy csoport elkülönítését tartottuk célszerűnek.

A négy csoport középpontját és elemszámát a 4. táblázat mutatja. Ezúttal a két végpont közeli megfigyeléseket, illetve a megmaradtak átlag alatti és feletti csoportját különböztettük így meg. (Emlékeztetőül: az osztalékot fizető vállalatok átlaga 36,5 százalék volt.)

4. táblázat

Az osztalékfizetési hányad dendogramja alapján képzett csoportok középpontjai

	Klaszter			
	1-es	2-es	3-as	4-es
Osztalékfizetési arány	alacsony	közepes	nulla	magas
Osztalékfizetési hányad (százalék)	22,77	56,34	0,70	90,28
<i>N</i>	84	38	189	16

Megjegyzés: a klaszterezési eljárás során kaptuk az 1-es, 2-es, 3-as, 4-es jelöléseket – bár az osztalékfizetés nagyságát tekintve az elnevezések nem adnak logikus sorrendet, megtartottuk a kapott jelöléseket.

Ez a csoportosítás – a korábban intuitívan képezett három csoporthoz hasonlóan – 150 béta mérési eljárásnál járt szignifikáns eltéréssel a csoportátlagokban az Anova-táblák alapján. A 5. táblázat az egyes csoportok bétáinak sorrendiségét mutatja: az első karakter az első (alacsony osztalék) csoport helyezését (1: legkisebb 4: legnagyobb), a negyedik a negyedik csoportét (vagyis a leggyakoribb 4-2-3-1 esetben az első klaszter mutatta a legnagyobb, a negyedik a legkisebb kockázatot). A vizsgálat kereszt táblájából (6. táblázat) látható, hogy ez a vizsgálat is a magasabb kockázat–alacsonyabb osztalék hipotézist támasztja alá.

Az idő hatásának ellenőrzésére kereszt táblát készítettünk a megfigyelt klasztertagság és az évek figyelembevételével (7. táblázat). A két változó közötti kapcsolat több mutató alapján is szignifikánsnak bizonyult, vagyis a megfigyelt osztalékpolitika idővel változott, ahogy tette azt a béta is.

Annak érdekében, hogy a vállalati szintű osztalékpolitikákat nyomon követhessük, ellenőriztük, hogy az egyes cégek mely klaszterek tagjai lettek az egyes években a besorolás nyomán. A 8. táblázatból látható, hogy egyetlen cég sem jelent meg mind a négy kategóriában, s a legtöbb sorban azonosítható egy alapvető stratégia. E stratégia jelentheti a láncszemet az ugyancsak folyamatosan változó kockázati profil (lásd 2. táblázat) és az osztalékkifizetési ráta között.

Innen szemlélve az eredeti kérdést úgy fogalmazhatnánk át (némileg kitágítva annak keretét), hogy igaz-e az, hogy a hasonló kockázati profilú cégek azonos, de más bétájú cégektől eltérő osztalékpolitikát követnek. Ennek ellenőrzésére az egyes vizsgált években mutatott osztalékpolitika alapján képezzünk csoportokat. Komoly nehézséget okoz, hogy kevés vállalat volt tartósan, egymással átfedésben a tőzsdén, a teljes átfedést nem mutató cégeket pedig ki kellene hagyni a csoportképzésből. Ha viszont csak néhány évet veszünk figyelembe a csoportképzéshez, éppen az osztalékfizetési stratégia időbeli változását nem tudjuk megragadni.

A legjobb eredmény elérése érdekében kétféle csoportképzést is elvégeztünk: az első esetben a 2000–2002 közötti, a másodikban a 2001–2003 közötti kifizetéseket vizsgáltuk. (Azért koncentráltunk erre a három-három esztendőre, mert ekkor volt egyidejűleg

5. táblázat

A béták sorrendisége a négyklasztteres vizsgálatban

Sorrend	Előfordulás	Sorrend	Előfordulás
1-2-4-3	1	4-1-2-3	8
2-1-3-4	1	4-1-3-2	38
2-1-4-3	1	4-2-1-3	3
3-1-2-4	1	4-2-3-1	61
3-1-4-2	10	4-3-1-2	6
3-2-1-4	6	4-3-2-1	9
3-2-4-1	5	Összesen	150

6. táblázat

A négyklasztteres vizsgálat keresztátlója

Klaszter (osztalékfizetési arány)	Helyezés (1.: legkisebb béta 4.: legnagyobb béta)			
	1.	2.	3.	4.
3-as (nulla)	15	18	100	17
1-es (alacsony)	1	2	22	125
2-es (közepes)	59	76	15	0
4-es (magas)	75	54	13	8

7. táblázat

Az egyes klaszterek elemszáma adott években

Évek	Klaszter				Összesen
	3-as (nulla)	1-es (alacsony)	2-es (közepes)	4-es (magas)	
1996	5	13	3	0	21
1997	11	11	5	0	27
1998	16	10	4	1	31
1999	21	11	2	1	35
2000	18	9	3	1	31
2001	17	5	5	2	29
2002	18	5	5	1	29
2003	19	4	3	4	30
2004	22	4	3	1	30
2005	19	8	3	3	33
2006	23	4	2	2	31
Összesen	189	84	38	16	327
Phi*		0,368			
Cramer-féle V^*		0,213			
Kontingenciakoefficiens*		0,346			

*Közelítő szignifikancia: 0,044.

8. táblázat
A vizsgált cégek klasztertagsága

Vállalat	1-es (alacsony)	2-es (közepes)	3-as (nulla)	4-es (magas)	Összesen
	klaszter				
Antenna Hungaria		1	5		6
Állami Nyomda		1		1	2
BorsodChem	9	1	1		11
BIF		3	3	1	7
Bookline			1		1
Brau	4	3	3		10
Cofinec			2		2
Csopak	3		2		5
Danubius			11		11
Econet			8		8
Egis	6		5		11
Elmű				8	8
Émász		4	4	1	9
Exbus			10		10
FHB	3				3
FOR-T	1		5	2	8
Fotex		1	10		11
Freesoft			3		3
Gardénia	1		10		11
Globus	1	4	4		9
Graphisoft	3		10		13
Human	2		2		4
Humet			11		11
IEB	5	2	2		9
Linamar			10		10
Mol	6		4		10
MTelekom	5		1	2	8
OTP	9		1		10
Pannonflax		1	10		11
Phylaxia			9		9
Pick	3		2		5
Pannonplast	6		5		11
Primagáz	1	4	1		6
Rába	1	1	6		8
Richter	11				11
Skála-T			6		6
Synergon			8		8
TVK	2	2	7		11
Zalakerámia	2		7		9
Zwack		10		1	11
Összesen	84	38	189	16	327

a legtöbb vizsgált cég részvénye a parketten.) A kilógó értékek megtartása érdekében a 100 százalék feletti (eredménytartalék terhére történő) kifizetéseket egy új változóban 100 százalékra kódoltuk át (e változókat csak a csoportképzés során használtuk, a leíró statisztikáknál nem). Tehát a csoportképzésnél azt vizsgáltuk, hogy az adott évi eredmény mekkora részét osztották ki, nem pedig azt, hogy a kifizetett osztalék az adott esztendő adózott eredményének hány százaléka volt.

Az így létrehozott hét-hét, igen kis elemszámú klaszter (lásd 9. táblázat) a 2000–2002 közti időszak adataiból kiinduló vizsgálatnál a vizsgálatba vont 11 évből (1996–2006) hét év esetében, a 2001–2003 közti időszak adataiból induló vizsgálat nyolc évre magyarázta szignifikánsan a csoportok közti eltéréseket (ebbe beleértve a három-három, a klaszterek kialakításához eleve felhasznált évet is). Úgy véljük, az adott keretek között az ilyen magyarázó erejű csoportokról jogosan elmondhatjuk, hogy jól írják le a dinamikus osztalékpolitikát.

9. táblázat

Az osztalékfizetési stratégia klaszterei (osztalékfizetés az adózott eredmény százalékában*)

Klaszter	N	1996	1997	1998	1999		2003	2004	2005	2006
2000–2002										
1-es	14			4,60	4,82				1,29	0,00
2-es	1			30,22	233,16				0,00	0,00
3-as	4			39,33	37,52				56,64	67,95
4-es	6			19,39	21,16				26,03	22,94
5-ös	2			155,11	8,12				15,55	0,00
6-os	1			20,59	0,00				.	.
7-es	2			12,16	15,82				24,75	18,98
Összesen	30	27,63	21,71	26,28	20,85		100,97	27,76	17,14	16,32
2001–2003										
1-es	2	.	2,01				129,66	47,41	82,35	
2-es	3	20,55	25,46				28,62	28,03	8,22	
3-as	1	71,09	55,61				66,56	49,92	66,05	
4-es	3	66,71	69,40				0,00	13,60	45,74	
5-ös	2	.	.				169,66	67,93	57,13	
6-os	15	18,11	13,01				0,86	1,79	0,55	
7-es	3	27,91	15,57				13,67	16,50	12,65	
Összesen	29	27,95	21,62	26,50	21,57	171,87	27,76	17,14	16,32	

*Csak a szignifikánsan eltérő átlagok. A klaszterképzéshez felhasznált adatokat szürkével jelöltük.

A klaszterek kialakítása után megvizsgáltuk, hogy az azokhoz való tartozás alapján mutatkozik-e szignifikáns eltérés a béták között. A 2000–2002 évekre támaszkodó klaszterek a 155 bétamérésből 62, a 2001–2003 időszakra épülő csoportok pedig 44 változatnál mutattak szignifikáns eltérést.

A 10. táblázat tanúsága szerint mindig ugyanazon klaszterek mutatkoztak legkockázatosabbnak, illetve legbiztonságosabbnak, egyedül a 2000–2002 közötti időszak egyealemű 6-os klasztere, vagyis a 2001-ben a kergemarhakór miatt visszaeső, az Arago megjelenésével tulajdonosváltáson áteső és 2002 elején a tőzsdéről kivezetett Pick kivétel.

10. táblázat
Klaszterek jellemzése

Klaszter	Legbiztonságosabb	Legkockázatosabb	Klaszter	Legbiztonságosabb	Legkockázatosabb
2000–2002			2001–2003		
1-es	0	0	1-es	0	30
2-es	0	0	2-es	0	0
3-as	24	0	3-as	6	0
4-es	0	1	4-es	10	0
5-ös	29	0	5-ös	28	0
6-os	9	31	6-os	0	0
7-es	0	30	7-es	0	14

Az egyes cégek klasztertagságát (11. táblázat) és a klaszterek középértékeit figyelembe véve, elmondhatjuk, hogy a legbiztonságosabbnak minősülő klaszterek nem feltétlenül mutatnak egységes osztalékpolitikát: a 2000–2002-es időszak 3-as klasztere folyamatosan magas kifizetési rátát tartott fenn, míg az 5-ös csoport inkább mérsékelt rátát alkalmaz, majd a felhalmozott tartalékot sokszerűen kifizette (1998-ban és 2000-ben). A 2001–2003-as időszakban ehhez hasonlóan találunk stabilan magas kifizetésű (3-as klaszter: Zwack), ingadozóan magas rátájú (5-ös klaszter) és hektikus kifizetésű (4-es klaszter) cégeket is a legbiztonságosabbak között.

11. táblázat
Vállalatok klasztertagsága

Klaszter	2000–2002	2001–2003
1-es	Antenna H., Danubius, Econet, Exbus, Fotex, Gardénia, Graboplast, Humet, Linamar, Pannonflax, Phylaxia Ph., Synergon, TVK, Zalakerámia	Antenna H., Magyar Telekom
2-es	Rába	BorsodChem, IEB, Richter
3-as	BIF, Elmű, Émász, Zwack	Zwack
4-es	BorsodChem, Brau, Egis, Magyar Telekom, Pannonplast, Richter	Brau, Émász, Globus
5-ös	Globus, IEB	BIF, Elmű
6-os	Pick	Danubius, Econet, Egis, Exbus, Fotex, Gardénia, Graboplast, Humet, Linamar, Pannonflax, Phylaxia Ph., Pannonplast, Synergon, TVK, Zalakerámia
7-es	Mol, OTP	Mol, OTP, Rába

A legkockázatosabb cégek csoportjainak osztalékpolitikáját figyelve, ugyancsak vegyes a kép. Egyenletesen alacsony kifizetésűeket (2000–2002: 4-es klaszter), sokszerűen fizető, de általában alacsony osztalékú (mind a 2000–2002, mind pedig a 2001–2003 oszlopában a 7-es klaszter) és hektikus kifizetésűeket (2001–2003: 1-es klaszter) egyaránt találunk közöttük.

Mindezek alapján nem állíthatjuk, hogy a hasonló kockázati profilú cégek feltétlenül azonos osztalékpolitikát követnének a magyar tőkepiacon. Tehát az egyik jellemző megfigyeléséből a másokra aligha következtethetünk jó eredménnyel.

Összefoglalás

A szakirodalmi eredmények szerint az osztalékkifizetési hányad és a vállalatok piaci kockázata között van közvetlen összefüggés: az eredmények szerint a kockázatosabb cégek eredményük kisebb hányadát fizetik ki tulajdonosaiknak. Vizsgálatunk célja ezen eredmények magyar tőkepiacon való ellenőrzése volt.

Az osztalékkifizetési hányad és a piaci kockázat mérésére használt béta közötti kapcsolat becsléséhez az 1997. április 1-jétől 2007. augusztus 17-éig tartó időszakban összesen 43, a Budapesti Értéktőzsdén jegyzett céget vizsgálhattunk – a részvények tőzsdei jegyzéséhez igazodva – hosszabb-rövidebb ideig. Minden társaságra négyféle tőzsdeindexszel szembeni kockázatot (bétát) becsültünk különféle időszakok alapján, majd megvizsgáltuk ezek kapcsolatát az egyes években tapasztalt kifizetési rátákkal.

Megállapítottunk, hogy az osztalékkifizetési hányad eloszlása a vizsgált időszakban nem tekinthető normálisnak: az alacsony kifizetési értékek (így különösen a nulla), illetve a 100 százalék közeli arányok előfordulási gyakorisága nagyobb, mint amit normális eloszlás alapján várnánk.

A változók közti korrelációk a korábbi szakirodalomban bemutatott vizsgálatokkal szemben meglehetősen gyengének bizonyultak, de előjelük túlnyomó többségében szintén negatív volt, vagyis a nagyobb kockázathoz az általunk vizsgált cégeknél is alacsonyabb kifizetési ráta tartozott. Az, hogy 2002 és 2004 között jóval több szignifikáns korrelációt találtunk, arra utal, hogy a kapcsolat erőssége időben változik.

Mivel a különféle béták között nagyon szoros pozitív korrelációt találtunk, faktorelemzéssel próbáltuk feltárni a mögöttes mozgó tényezőket. Az elkülönített hét faktor jól értelmezhető ugyan, ám a segítségükkel becsült lineáris regressziók közül a legjobb R^2 mutatója is csupán 0,159 volt. Mindez arra utalt, hogy a béták segítségével vagy nemigen magyarázható meg az osztalékkifizetési hányad, vagy a kapcsolat nem lineáris, amint azt a korreláció és a lineáris regresszió feltételezné.

A linearitási előfeltevés feloldására először intuitív alapon csoportosítottuk a vállalat–év megfigyeléspárokat. Ha csak az átlag (17,47 százalék) alatt, illetve felett fizetőket különítettük el, a 155 bétából csak 84 esetben találtunk a csoportok közt szignifikáns összefüggést. Amikor azonban az osztalékot nem fizető cégeket külön csoportba gyűjtöttük, és a megmaradt megfigyelések átlaga (36,5 százalék) feletti és alatti társaságokat foglaltuk csoportokba, már 150 bétamérés eredményeinél találtunk szignifikáns különbséget a csoportok között. Ez utóbbi bontás csoportátlagait megfigyelve, kiderült: 124 mérési módszernél a magas osztalékúak kockázata kisebb volt a nem fizetőkénél, 146 esetben pedig a kevés osztalékot fizetőkénél is. Összességében 108 módszernél a kis osztalékot fizetők voltak a legkockázatosabbak, míg a nagy osztalékúak a legbiztonságosabbak. Egyetlen olyan mérési módszer sem volt, amelynél a sok osztalékot fizetők lettek volna a legkockázatosabbak. Az eredmények azt is megerősítették, hogy a változók közti kapcsolat nem lineáris.

A varianciaanalízis ugyanakkor arra is felhívta a figyelmet, hogy a kockázati sorrendek bizonyos években mindenféle mérési móddal azonos sorrendet adnak, vagyis a kockázati sorrend nem független az időtől. Ez összecseng a korrelációk vizsgálatánál már megjelent gyanúval. Emiatt következő lépésként ellenőriztük, hogy milyen hatása van az időnek a kockázat-osztalék kapcsolatra. Ehhez négyklaszteres bontást készítettünk az osztalékkifizetési hányadok alapján, s megvizsgáltuk a csoportok számosságát az egyes években. A keresztátlából kiderült, hogy az elemszám egyértelműen függ az időtől, vagyis a cégek osztalékpolitikája dinamikusan változott a vizsgált időszakban.

Ezt követően ellenőriztük, hogy az egyes cégek a különböző években melyik klaszterbe tartoztak. Noha természetesen itt is látszott az osztalékpolitika dinamikus jellege, a cégek többségénél azonosítható volt valamilyen alapstratégia. Ennek azért van jelentősége, mert

e stratégia lehet az a mögöttes változó, amelyen keresztül a kockázati profil és a kifizetési hányad összekapcsolódik.

Így az alapkérdést úgy fogalmaztuk át, hogy egy adott kockázati profilhoz egyértelműen köthető-e valamilyen osztalékfizetési stratégia. Ehhez több egymást követő esztendő osztalékfizetési rátája alapján képeztünk klasztereket. A munkát a 2000–2002 és a 2001–2003 időszakokkal egyaránt elvégeztünk. (Az időszak kijelölésénél az volt a fő szempontunk, hogy a vizsgálható cégek számát maximalizáljuk.)

A klasztertagságok 62, illetve 44 béta mérési módnál mutattak szignifikáns magyarázó erőt, vagyis kockázati magyarázó erejük gyengébb a teljes időszakot figyelembe vevő korábbi csoportosításokénál. (De még mindig bőven találhatunk eredményeinket statisztikailag jól alátámasztó változókat.) Ugyanakkor a kockázatosnak és a biztonságosnak bizonnyuló cégeket tartalmazó klaszterek nem mutattak egységes osztalékpolitikai képet: stabil és hektikus politikát egyaránt találtunk.

Mindezek alapján arra a következtetésre jutottunk, hogy a *Rozeff* [1982] által megállapított alacsonyabb piaci kockázat–magasabb osztalékfizetési ráta kapcsolata lényegében a magyar piacon is teljesült a vizsgált időszakban. Eredményeink szerint a magas osztalékfizetési ráta jellemezte társaságok inkább az alacsonyabb bétájú cégek közül kerülnek ki, míg a magas piaci kockázatú cégek mérsékelt, de nem nulla osztalékkifizetéssel voltak jellemezhetők. (Vagyis semmiképpen sem állítható, hogy az osztalékot nem fizető vállalkozások volnának egyértelműen a legkockázatosabbak.) Ugyanakkor e cégek osztalékpolitikája igen sokszínű volt, határozott trenddel nem lehetett jellemezni, vagyis a piaci kockázat változásából a ráták megváltoztatására vagy a fordított irányú hatásmechanizmusra nem lehetett eredményesen következtetni.

Hivatkozások

- BLACK, F.–SCHOLES, M. [1974]: The Effects of Dividends Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Return. *Journal of Financial Economics*, május, 1–22. o.
- BLUME, M. [1980]: Stock Return and Dividend Yield: Some More Evidence. *Review of Economics and Statistics*, november, 567–577. o.
- BREALEY, R. A.–MYERS, S. C. [2005]: Modern vállalati pénzügyek. Panem, Budapest.
- BRENNAN, M. J. [1970]: Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy. *National Tax Journal*, december, 417–427. o.
- DAMODARAN, A. [2006]: A befektetések értékelése, Panem, Budapest
- GORDON, M. J. [1959]: Dividends, Earnings and Stock Prices. *Review of Economics and Statistics*, május.
- GORDON, M. J. [1962a]: The Savings, Investment and Valuation of the Corporation. *Review of Economics and Statistics*, február.
- GORDON, M. J. [1962b]: The Investment Financing and Valuation of the Corporation. R.D. Irwin, Homewood, Illinois.
- GRAHAM, B.–DODD, D. L. [1951]: *Security Analysis: Principles and Techniques*. 3. kiadás, McGraw Hill Company, New York.
- KALAY, A.–MICHAELY, R. [2000]: Dividends and Taxes. A Re-Examination. *Financial Management*, nyári szám, 55–75. o.
- KEIM, D. B. [1985]: Dividends Yields and Stock Returns: Implications of Abnormal January Returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 14. No. 3. 473–487. o.
- LINTNER, J. [1965]: The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, február, 13–37. o.
- LITZENBERGER, R. H.–RAMASWAMY, K. R. [1979]: The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, Vol. 7. No. 2. 163–195. o.

- LITZENBERGER, R. H.–RAMASWAMY, K. R. [1980]: Dividends, Short Selling Restrictions, Tax-Induced Investor Clienteles and Market Equilibrium. *The Journal of Finance*, május, 469–482. o.
- LITZENBERGER, R. H.–RAMASWAMY, K. R. [1982]: The Effects of Dividends on Common Stock Prices. Tax Effects or Information Effects? *The Journal of Finance*, május, 429–443. o.
- MILLER, M. H.–MODIGLIANI, F. [1988/1961]: Osztalékpolitika, növekedés és a részvények árfolyama. (Fordította: *Száz János*). Megjelent: *Modigliani, M.: Pénz, megtakarítás, stabilizáció. Válogatott tanulmányok. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest, 287–319. o. Eredeti megjelenés: Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares. Journal of Business, Vol. 34. No. 4. 411–433. o.*
- MILLER, M. H.–SCHOLES, M. S. [1982]: Dividend and Taxes: Some Empirical Evidence. *Journal of Political Economy*, Vol. 90. No. 6. 1118–1141. o.
- MORGAN, I. G. [1982]: Dividends and Capital Asset Prices, *Journal of Finance*, Vol. 37. No. 4. 1071–1086. o.
- POTERBA, J.–SUMMERS, L. H. [1984]: New Evidence that Taxes Affect the Valuation of Dividends. *Journal of Finance*, december, 1397–1415. o.
- ROZEFF, M. S. [1982]: Industry influence on Dividend Policy in a Firm-Specific Model. Working Papers, University of Iowa, No. 82–21. 1–10. o.
- SHARPE, W. F. [1964]: Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, szeptember, 425–442. o.

Függelék*F1. táblázat*

Szignifikáns korrelációk a különféle béták és az osztalékfizetési hányad között*

1997	1998	1999	2001
			DAX2000
			–0,4565
			DAX2003
			–0,4040
SPtotal			DAX0001
–0,3043			–0,3617
			DAX0002
			–0,3709
SP9798			FTSE2000
–0,4455			–0,3715
			FTSE0001
			–0,3921
			FTSE0002
			–0,3913
			SP2005
			0,5159
2002			
BUXtotal	DAXtotal	FTSEtotal	SP2005
–0,4196	–0,5959	–0,4389	0,3776
BUX1998	DAX2000	FTSE2000	SP2006
–0,4820	–0,6040	–0,5163	–0,3752
BUX2000	DAX2001	FTSE2007	
–0,5698	–0,4808	–0,3898	
BUX2001	DAX2002	FTSE0001	
–0,5829	–0,4804	–0,4790	
BUX2002	DAX2003	FTSE0607	
–0,4486	–0,5484	–0,3829	
BUX2003	DAX2007	FTSE0002	
–0,3929	–0,4323	–0,4545	
BUX9798	DAX9798	FTSE0103	
–0,4940	–0,4699	–0,3615	
BUX9900	DAX9900	FTSE0204	
–0,4360	–0,4373	–0,3895	
BUX0001	DAX0001		
–0,6350	–0,6005		
BUX0102	DAX0102		
–0,5503	–0,5525		
BUX0203	DAX0203		
–0,4554	–0,5786		
BUX9800	DAX0304		
–0,3838	–0,5567		
BUX9901	DAX9800		
–0,5130	–0,3975		
BUX0002	DAX9901		
–0,6104	–0,5262		

BUX0103	DAX0002
-0,5416	-0,6038
BUX0204	DAX0103
-0,3884	-0,6134
	DAX0204
	-0,5854

2003			
BUXtotal	DAXtotal	FTSEtotal	SPtotal
-0,4196	-0,5959	-0,5592	-0,5219
BUX1998	DAX1998	FTSE2000	SP2003
-0,4820	-0,4908	-0,5632	-0,4399
BUX2000	DAX2000	FTSE2001	SP0001
-0,5698	-0,6040	-0,4861	-0,5131
BUX2001	DAX2001	FTSE2002	SP0203
-0,5829	-0,4808	-0,4654	-0,4385
BUX2002	DAX2002	FTSE2003	SP9800
-0,4486	-0,4804	-0,5663	-0,38217
BUX2003	DAX2003	FTSE2007	SP9901
-0,3929	-0,5484	-0,4553	-0,4206
BUX9798	DAX2007	FTSE0001	SP0002
-0,4940	-0,4323	-0,6002	-0,4865
BUX9900	DAX9798	FTSE0102	SP0103
-0,4360	-0,4699	-0,5356	-0,4373
BUX0001	DAX9900	FTSE0203	SP0204
-0,6350	-0,4373	-0,5976	-0,4393
BUX0102	DAX0001	FTSE0304	
-0,5504	-0,6005	-0,5623	
BUX0203	DAX0102	FTSE9901	
-0,4554	-0,5526	-0,4804	
BUX9800	DAX0203	FTSE0002	
-0,3838	-0,5786	-0,6000	
BUX9901	DAX0304	FTSE0103	
-0,5130	-0,5567	-0,6146	
BUX0002	DAX9800	FTSE0204	
-0,6104	-0,3975	-0,5978	
BUX0103	DAX9901	FTSE0305	
-0,5417	-0,5262	-0,5015	
BUX0204	DAX0002		
-0,3884	-0,6038		
	DAX0103		
	-0,6134		
	DAX0204		
	-0,5854		

Fl. táblázat folytatása

	DAX0305 -0,5203		
		2004	
BUXtotal	DAXtotal	FTSEtotal	SPtotal
-0,4079	-0,4640	-0,5592	-0,5219
BUX2000	DAX2000	FTSE2000	SP2003
-0,3904	-0,5389	-0,5632	-0,4399
BUX2006	DAX2002	FTSE2001	SP0001
-0,3842	-0,3820	-0,4861	-0,5131
BUX0001	DAX2004	FTSE2002	SP0203
-0,4773	-0,3610	-0,4654	-0,4385
BUX0102	DAX2007	FTSE2003	SP9800
-0,4024	-0,4116	-0,5663	-0,3817
BUX0203	DAX0001	FTSE2007	SP9901
-0,3661	-0,4950	-0,4553	-0,4206
BUX0607	DAX0102	FTSE0001	SP0002
-0,3760	-0,4368	-0,6003	-0,4865
BUX9901	DAX0203	FTSE0102	SP0103
-0,3964	-0,4607	-0,5356	-0,4373
BUX0002	DAX0304	FTSE0203	SP0204
-0,4434	-0,4210	-0,5976	-0,4393
BUX0103	DAX0002	FTSE0304	
-0,4733	-0,4972	-0,5623	
	DAX0103	FTSE9901	
	-0,5168	-0,4804	
	DAX0204	FTSE0002	
	-0,49223	-0,6000	
		FTSE0103	
		-0,6146	
		FTSE0204	
		-0,5978	
		FTSE0305	
		-0,5015	

*2000-ben egyetlen korreláció sem volt szignifikáns!

Megjegyzés: az egyes bétákat tükröző változók jelölése a következő: az első három karakter a piaci portfólió közelítésére használt tőzsdeindexre utal, míg a következő négy karakter a kiszámításhoz alapul vett időszakot tükrözi (egy évnél teljes évszám, időszaknál a kezdő és záró év két-két karakteren). A Total jelzés a teljes vizsgált időszak (1997. április 1-jétől 2007. augusztus 17-éig) alapján kalkulált bétákra utal.

A szürke cellák a kifizetéshez képest kizárólag jövőbeli adatsor alapján becsült bétákkal való kapcsolatokat mutatják.