

DOLOG Anett – FAZAKAS Gergely – KARACS Katalin

AZ OSZTALÉKPOLITIKA ÁGAZATI VIZSGÁLATA MAGYARORSZÁGON

Tökéletes piacon – ez már Modigliani és Miller 1961-es cikke óta ismert – az osztalékpolitika érdektelen. Ez másképp azt jelenti, hogy a vállalatok nem tudnak többletértéket teremteni részvényeseik számára az eredmény felosztásának megváltoztatásával: az újrabefektetés vagy az osztalékként való kifizetés optimalizálásával. Nem tökéletes piacon azonban számtalan tényező befolyásolja a részvényesek, és emiatt a vállalatok viszonyulását a kifizetendő osztalékról: az árfolyamnyereség és az osztalék adókulcsa, a pénz ki- és beáramlások tranzakciós költsége, a vállalati növekedési lehetőségek, a befektetők információs és pszichológiai különbségei mind-mind meghatározóak lehetnek. A szerzők jelen cikkükben nem az egyes magyarázó tényezők explicit hatását kívánják elemezni, hanem azt, hogy összességében tapasztalható-e különbség az egyes ágazatok osztalékkifizetési szokásai között. Kérdésfeltevésük kettős: egyrészt azonosnak tekinthetőek az egyes ágazatokon belül a vállalatok osztalékhozama és osztalékkifizetési rátája, másrészt a különböző ágazatokhoz tartozó vállalatok osztalékpolitikája szignifikánsan eltér-e egymástól.

Kulcsszavak: osztalék, osztalékpolitika, osztalékkifizetési ráta, iparág

Az 1960-as évek végétől kutatások sora foglalkozott az osztalékpolitika ágazati meghatározottságával. Dhrymes és Kurz (1967), McCabe (1979) és Michel (1979) egyaránt úgy találták, hogy szignifikáns kapcsolat létezik az ágazati hovatartozás és az osztalék-kifizetési ráták között. Közülük Michel vizsgálata a legérdekesebb: modelljében tizenhárom véletlenszerűen kiválasztott ágazat vállalatainak osztalékkifizetési rátáit vizsgálta, és úgy találta, hogy a vizsgált tíz év mindegyikében vissza kellett utasítania azt a nullhipotézist, hogy a ráták azonosak lennének. Michel külön nem vizsgálta, hogy milyenek az egyes vállalatok újrabefektetési lehetőségei – véleménye szerint az osztalékkifizetési ráták ágazati különbségeit jelentős részben magyarázhatja az, hogy a befektetési lehetőségek ágazatról ágazatra változhatnak.

Szakirodalmi áttekintés

Nemzetközi empirikus tapasztalatok

A nemzetközi kutatásokból a legtöbbet Rozeff (1982) cikkét idézik. Mintájába az NYSE-n jegyzett részvénytársaságok közül ezer vállalat 1974 és 1980 közötti adatai kerültek, a vállalatok 64 iparágat reprezentáltak. A vizsgálat keretét egy lineáris regressziós

modell alkotta. A regressziós modell eredményváltozója az osztalékkifizetési ráta (egy részvényre jutó osztalék / egy részvényre jutó adózás utáni eredmény), öt magyarázó változója pedig a bennfentesek tulajdonosi aránya, az összes tulajdonos számának logaritmus, az 1974 és 1979 közötti időszak árbevételének átlagos növekedési üteme, az 1979 és 1984 közti időszakra a Value Line által adott előrejelzés az árbevétel átlagos növekedési ütemére, illetve a részvény bétája¹ voltak. Rozeff tehát Michel megjegyzéseit elfogadva a vállalatok újrabefektetési lehetőségének hatását igyekezett külön is számszerűsíteni azzal, hogy az árbevételek várható növekedési ütemét magyarázó változóként beépítette modelljébe. Eredményei alapján mind az öt változó szignifikáns hatást gyakorolt: a részvényesek száma pozitív, a bennfentesek tulajdonosi aránya, a tényleges és a várható növekedési ütem, valamint a részvények bétája negatívan befolyásolta a kifizetett osztalék arányát.

A teszt második részében Rozeff azt vizsgálta, hogy megfigyelhetőek a fenti tényezőkön túl ágazati hatások az osztalékkifizetési ráta alakulásában. Négy eltérő módszerrel tesztelte az ágazathoz való tartozás hatását.

Az *első teszt* a fenti sokváltozós regressziós modell vállalati reziduumaikat vizsgálta, és azt tesztelte,

hogy az egyes ágazatok vállalatai nem sorolhatóak-e klaszterekbe a reziduumjaik alapján. A teszt alapján ezt a hipotézist el kellett vetnie.

A *második teszt* a regressziós együtthatók nagyságát vizsgálta: azt, hogy ezek eltérnek-e az egyes ágazatokban. Ehhez nyolc olyan ágazatra szűkítette mintáját, amelyekben legalább 30-30 vállalat szerepelt. Az öt magyarító változó egyikénél sem kapott szignifikáns eredményt, azaz ez esetben sem tudta az ágazati hatást kimutatni.

A *harmadik teszt* a többváltozós regressziós modell vállalati reziduumait tesztelte. A mintában összesen 64 ágazat vállalatai szerepeltek. A 64 ágazat közül nyolcban a vállalatok reziduumai nem véletlenül szóródtak nulla körül, hanem szignifikánsan eltértek nullától. Így például az értékpapír-ügynökségek szignifikánsan több, a gyorséterem-hálózatok kevesebb osztalékot fizettek a modell által vártnál. A szignifikáns eltéréseknek többféle magyarázata lehet – például lehet, hogy az egyes változók nem pontosan definiálják a mögé szánt közgazdasági tartalmat; lehetséges, hogy a változók becslési hibát rejtenek (például a béták vagy a jövőbeli átlagos növekedési ütemek becslései tartalmazhattak hibát); elképzelhető az is, hogy bizonyos ágazatokban a vállalatok nincsenek egyensúlyban, vagy hogy nem az optimális esetben várható osztalékpolitikát folytatják. A harmadik teszt folytatásaként a fenti nyolc, szignifikánsnak bizonyult ágazat megkülönböztetésére nyolc dummy változót is beépített a modellbe². A nyolc közül hat ágazatban szignifikánsnak bizonyult a dummy változó értéke, és a többváltozós regressziós modell magyarázó erejét (R²) 0,48-ról 0,50-re emelte.

A *negyedik teszt*, amelyet cikkünkben mi is követni fogunk, már nem használta fel az eredeti regressziós modellt. Ez utolsó vizsgálatban Rozeff varianciaanalízissel tesztelte, hogy a mintában szereplő 64 ágazatban az osztalékkifizetési ráták átlaga eltér-e egymástól. A kapott eredmény meggyőző: 99,9%-os megbízhatósági szinten is el kellett utasítania azt a nullhipotézist, hogy az átlagok megegyeznének. Ugyancsak szignifikánsnak bizonyultak az ágazati különbségek, ha a varianciaanalízist az eredeti regressziós modell ágazati reziduumaira végezte el.

Utolsó lépésként a harmadik kísérletben szignifikánsan eltérőnek bizonyuló hat ágazatra vonatkozóan egy-egy dummy változóval is kiegészítette a regressziós modelljét. Ismét az ágazati reziduumokra építette fel a varianciaanalízis-modellt. Ha a dummy változók beépítése után is szignifikánsan eltértek volna az egyes ágazatok reziduumai, akkor az előzőekben megállapított, hat ágazatot érintő ágazati hatáson kívül további hatótényezőkről is lehetett volna beszélni. Ez utolsó teszt azonban nem bizonyult szignifikánsnak.

Rozeff végső következtetésként azt vonta le, hogy bár az ágazati hatások pár iparágban jól tetten érhetőek, a vállalatok mégis jobban teszik, hogyha az optimális osztalékpolitikájuk kialakításánál elsősorban a vállalatspecifikus hatótényezőkre koncentrálnak.

Magyarországi vizsgálatok

A magyarországi ágazati vizsgálatok a Budapesti Értéktőzsdén szereplő vállalatokra koncentráltak, így érthetően jóval szűkebb mintával dolgoztak.

Az első iparági vizsgálatot Nagy (2006) végezte. Mintájában mindössze öt iparág nyolc vállalata³ kapott helyet – két iparágban csak egy-egy vállalat adatai szerepeltek. A modellben a 2003 és 2006 közötti időszak osztalékkifizetési rátáit⁴ hasonlította össze, és úgy találta, hogy az ágazatok között szignifikáns az eltérés. Az ágazatokon belüli homogenitást is vizsgálta: abban a három iparágban, ahol két-két vállalat alkotta a mintát, az adott hat vállalat adatai alapján varianciaanalízis segítségével azt tesztelte, hogy azonosnak tekinthető-e az iparágon belüli vállalatok osztalékkifizetési politikája. Eredményei szerint a pénzügyi ágazat két vállalatának osztalékkifizetési szokásai alapján a szektor homogénnek, a gyógyszeripar és az energiaszektor két-két vállalata alapján a szektor inhomogénnek tekinthető. Eredményei jelentőségét a minta kirívóan alacsony elemszáma megkérdőjelezi.

Karacs (2008) elemzése lényegesen szélesebb adatbázison alapult. Mintájában a tőzsde 35 vállalata kapott helyet, ezek 16 ágazatot⁵ reprezentáltak. A 16 csoportra való felosztás ilyen kevés elemszám esetén túl sűrűnek bizonyult: négy ágazatban csak egy-egy, további nyolcban két-két vállalat szerepelt, ami a csoportok homogenitásának vizsgálatát megnehezítette. A vizsgált időszak a 2000 és 2006 közötti hét évet fogta át. A vizsgálat módszere ismét varianciaanalízis: ezek alapján Karacs is azt vizsgálta, hogy a vállalatok osztalékkifizetési rátája iparáganként eltér-e, illetve az azonos iparágakra jellemző-e a homogén osztalékpolitika. Az első kérdésre, hogy az ágazatok hasonlóan tekinthetőek-e, Karacs is azt állapítja meg, hogy az átlagos ráták szignifikánsan eltérőek. Izgalmasabb a második kérdés, ahol az ágazatokon belüli homogenitást tesztelte. A 16 ágazatból mind a 12 olyat megvizsgálta, amelyik legalább két vállalatot tartalmazott. Eredményei szerint homogénnek tekinthető a bankszektor, a portfóliókezelés, a vagyionkezelés, a gépgyártás és a vegyipar. Ezek nagymértékben hasonlítanak Nagy eredményeire: bár a gépgyártás és vegyipart nem tudta vizsgálni, a pénzügyi szektor ott is homogenitást mutatott, a gyógyszeripar és a villamosenergia-ipar pedig inhomogenitást.

Cikkünkben a Karacs által megkezdett úton haladunk. Három irányban tökéletesítettük eredeti vizsgálatát.

- A minta időszakát kiterjesztettük 12 évre, az 1996 és 2007 közötti időszakra.
- Megpróbáltunk tágabb, még egységes ágazatnak tekinthető csoportokat képezni a vállalatokból, összesen hatot. Ez azzal is járt, hogy csak olyan vállalatokat választottunk a mintába, amelyek az így kialakított hat ágazatba egyértelműen beletartoztak.
- Az osztalékkifizetési rátán túl teszteltük az osztalékhozam ágazati sajátosságait is.

Az osztalékpolitika ágazati vizsgálata Magyarországon 1996 és 2006 között⁶

A modell

Fő kérdésünk az, hogy az azonos ágazatokba tartozó magyar vállalatok a vizsgált időszakban, 1996 és 2006 között azonos osztalékpolitikát követnek-e, illetve az ágazatba tartozás befolyásolja-e az osztalékpolitikát, azaz az egyes vállalatok osztalékhozamát, illetve osztalékkifizetési rátáját. Ennek tesztelésére varianciaanalízist használtunk. Az egy szempontos varianciaanalízis tesztjének nullhipotézise, hogy a sokaságot M darab csoportra bontva az egyes csoportok várható értéke megegyezik:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_M = \mu$$

Az alternatív hipotézis, hogy létezik legalább egy olyan j -edik csoport, amelynek az átlaga különbözik a sokasági várható értéktől:

$$H_1 : \exists 1 \leq j \leq M : \mu_j \neq \mu .$$

A tesztet az eltérés-négyzetösszegének felbontásával végezzük el. Az összesen n darab megfigyelt értéket M darab csoportba osztjuk, a j -edik csoportba n_j darab megfigyelés kerül.

A megfigyeléseket y -vel jelölve y_{ij} jelenti az i -edik egyedi megfigyelést a j -edik kategóriában, \bar{y}_j a j -edik kategória átlagát és \bar{y} a teljes minta átlagát. A teljes négyzetösszeg (SST) felbontása ezek után belső négyzetösszegre (SSB) és külső négyzetösszegre (SSK):

$$SST = SSB + SSK \quad (1)$$

$$\sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y})^2 = \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2 + \sum_{j=1}^M n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2 \quad (2)$$

A belső négyzetösszeg a csoportokon belüli eltéréseket mutatja meg, tehát hogy mennyire különböznek

a csoport tagjai egymástól. A külső eltérés-négyzetösszeg a csoportátlagok és a minta főátlagának eltérését mutatja. A statisztikai függetlenség tesztelésére az F próbafüggvényt használjuk. Ehhez a külső és belső eltérés-négyzetösszeget a megfelelő szabadságfokokkal (külső: $M-1$; belső: $n-M$) korigáljuk.

$$F = \frac{SSK / (M - 1)}{SSB / (n - M)} \sim F(M - 1, n - M) \quad (3)$$

Ha a független változó, azaz a csoportképző ismérv befolyásolja a megfigyelt értékeket, akkor az F hányadosértékemagassabb, mint az adott szignifikanciaszinthez tartozó határérték.

Az ágazatok közti eltérések megállapításához a vizsgált vállalatoknak a megfigyelési időszakra vonatkozó, összes osztalék-adatát figyelembe vettük, az összes megfigyelések száma jelentette az n értéket, az ágazatok száma az M értéket.

Az ágazatokon belüli azonos osztalékpolitikát szintén F -statisztikával lehet tesztelni. Itt egy-egy ágazatra külön-külön kell elvégezni az elemzést. Az egyes vállalatok jelentik a csoportképző ismérvet, M az ágazatba tartozó vállalatok száma, y_{ij} jelenti az i -edik év egyedi megfigyelését a j -edik vállalatra, \bar{y}_j a j -edik vállalat átlagos adata, \bar{y} a főátlag, az adott ágazat átlagos osztalékadata. Nullhipotézisünk, hogy az egyes vállalatok átlagos osztalékadata megegyezik, míg ha a (3) szerinti F -érték meghaladja a szignifikanciaszinthez tartozó határértéket, akkor az adott ágazat homogenitását el kell, hogy vessük.

Mintaválasztás

Az 1996–2007 közötti időszakban jellemzően 40-50 részvénytársaság szerepelt a tőzsdén. Közülük azokat a vállalatokat választottuk ki, melyek az időszak jelentős részében forogtak a parketten: legalább négy évben kereskedtek velük, és átlagosan évente legalább száz nap során volt kötés rájuk. A minta így 18 vállalatra és 180 darab éves adatra szűkült – 2007 előtt kivezették 5, 1996 után vezették csak be 7 vállalat részvényeit, így a maximális 216 adatnál kevesebbel rendelkezünk. A mintába bekerült vállalatokat a következő hat ágazatba osztottuk be:

- bankszektor,
- élelmiszeripar,
- gyógyszeripar,
- IT és elektronika,
- vegyipar és kőolajipar,
- villamosenergia-ipar.

A vizsgált 18 vállalat szektorba sorolása az 1. táblázatban található.

VEZETÉSTUDOMÁNY

A vizsgált 18 vállalat iparági besorolása (zárójelben az az időszak, amikor az adott vállalat a mintában szerepel)

Ágazat	Vállalatok
Élelmiszeripar	Globus (1996–2005), Pick (1996–2001), Zwack (1996–2007)
Gyógyszeripar	Egis (1996–2007), Humet (1996–2007), Richter (1996–2007)
Informatika és távközlés	Econet (2001–2007), Graphisoft (2000–2005), Magyar Telekom (1997–2007), Synergon (2000–2007)
Pénzügyi szolgáltatás	FHB (2003–2007), IEB (1996–2005), OTP (1996–2007)
Vegyipar	Borsodchem (1996–2005), MOL (1996–2007), TVK (1996–2007)
Villamosenergia-ipar	ELMŰ (1998–2007), ÉMÁSZ (1998–2007)

A táblázatban szereplő adatok a Magyar részvények könyvéből, a Budapesti Értéktőzsde honlapjáról, és a cégek saját honlapjáról származnak. Az egyes részvényekre osztalékkifizetési rátát (dp) és osztalékhozamot (dy) számítottunk az alábbi képletek segítségével:

$$dp = DIV_t / EPS_t \quad (4)$$

ahol EPS_t a tárgyévi egy részvényre jutó adózott eredményt; DIV_t a tárgyévi egy részvényre jutó osztalékot jelenti⁷. Illetve

$$dy = DIV_t / P_{t-1} \quad (5)^8$$

ahol DIV_t a tárgyévi egy részvényre jutó osztalékot; P_{t-1} a tárgyévet megelőző év záróárfolyamát jelöli. Mivel az 1996-os osztalékadathoz 1995-ös, azaz egy évvel korábbi árfolyamokat kellett volna használnunk, és ekkor még több részvény nem szerepelt a tőzsdén, az osztalékhozamra vonatkozó idősből az 1996-os évet kivettük, az 11 évre rövidült. A mutató azt a gondolatmenetet követi, hogyha egy befektető a bázisév végi záróáron megvett volna egy részvényt, a részvény által az adott év eredményéből kifizetett osztalék milyen éves osztalékhozamot jelentene.⁹

Több részvélynél (FHB, IEB, OTP, Borsodchem, Econet, Globus) a vizsgált időszakban ún. hígulás következett be – azaz a részvények darabszáma emelkedett, de nem a saját tőke növelésével, vagyis a piacról új tőke bevonásával, hanem valamilyen számviteli – osztalékpolitikai műveletnek (aprózás vagy részvényosztalék fizetése) köszönhetően. Ilyen esetekben a darabszám emelkedése nem friss tőke bevonását, hanem az eredeti állapothoz képest a részvényesi értékek hígulását mutatja. A megnövekedett részvénydarabszámmal szemben ugyanannyi eszköz áll szemben, azaz az egy részvényre jutó vállalati érték, sajáttőke-érték, egy részvényre jutó várható eredmény stb. várhatóan lecsökken. Hogy összehasonlíthatóvá tegyük az osztalékpolitikai lépés előtti és utáni helyzetet, ugyanolyan arányban, ahogy a részvényt szám növekedett, visszaosztottuk a darabszám

mutatóját. Ezzel automatikusan megtisztítottuk, azaz visszanyertük a későbbi időszakok értékadatait (árfolyam; egy részvényre jutó eredmény; egy részvényre jutó osztalék) a darabszám növekedésének torzító hatásaitól.

A számításokat kétfajta átlagolással is elvégeztük:

– Egyrészt az egyes évekre vonatkozó összes vállalati adat egyszerű számtani átlagát képeztük. Ez azt a befektetési filozófiát képviseli, mintha befektetők minden évben vásárolt volna az akkor épp a piacon lévő összes részvényből, és minden évben minden részvényből ugyanakkora értékben vásárolt volna. Ezt *egylépcsős* átlagszámításnak nevezzük a továbbiakban.

– Másrészt az iparági értékekből minden évre számítottunk egy átlagot, és ezeket az iparági átlagos értékeket átlagoltuk az iparágak összességére. Ez azzal a befektetési filozófiával egyenértékű, mintha minden évben a befektetők egyenlő összegeket osztott volna szét az egyes iparágak között – függetlenül attól, hogy abban az évben hány darab vállalat alkotta az iparági mintát. Ezt *kétlépcsős* átlagszámításnak nevezzük a továbbiakban.

Mindkét esetben a főátlag értékét az egyes évek átlagos értékeitől számított egyszerű számtani átlag adja.

A kétféle átlag között jelentős különbségek lehetnek, hogyha teljesül előzetes feltevésünk, azaz az egyes iparágak vállalatai eltérő osztalékpolitikát folytatnak. Az első esetben az éves átlag értékében minden iparágának akkora a súlya, ahány vállalat képviseli – a második esetben pedig minden iparág egységnyi súlyt kapott.

Eredmények

Az osztalékkifizetési ráta vizsgálata

Alapstatisztikák

Mindkét változó esetében először az egylépcsős átlagra végeztük vizsgálatainkat, és ezekről közöljük a részletes eredményeket. A kétlépcsős átlagszámítással

kapott eredmények nagyon hasonlóak voltak, egyetlen egy esetben sem tudtunk más következtetést levonni, mint az egylépcsős esetben.

A 12 éves idősor 177 adatára először a normalitást teszteltük. A minta alapján az osztalékkifizetési ráták egyszerű számtani átlaga 31,41%, szórása 49,00% volt. Az adatok viszonylag nagy szórását magyarázza, hogy a fizetett osztaléknak nemcsak a tárgyévi eredmény, hanem a felhalmozott eredménytartalék is a forrása lehet. Így képzelhető el, hogy maximális értéként a tárgyévi EPS 423%-ára, illetve minimális értéként (negatív eredmény mellett is fizettek osztalékot) annak -72%-ára is van adat. Érthető, hogy az adatok a normális eloszlás esetén várhatóanál jobban szóródnak. Az átlagtól a háromszoros szórásértéknél is nagyobb mértékben eltérő három adatot¹⁰ kivettük a további elemzésekhez a mintából – így az elemszám 174-re csökkent. A ferdeség és a csúcsosság értékeiből is kitűnik, hogy a minta nem követ normális eloszlást. A leíró statisztikai adatok a 2. táblázatban találhatóak.

2. táblázat

Az osztalékkifizetési ráták alapstatisztikái (%)

N	Valid	177
	Missing	0
Mean		31,412
Std. Error of Mean		3,683
Median		16,85
Mode		0,00
Std. Deviation		49,002
Variance		2401,187
Skewness		3,949
Std. Error of Skewness		,183
Kurtosis		25,290
Std. Error of Kurtosis		,363
Range		495,540
Minimum		-72,460
Maximum		423,080
Sum		5559,940

A 3,949-es ferdeségérték erős jobbra ferdülést mutatott, és a csúcsosság 25,29-es értéke is erősen eltért a normális eloszlása alapján várható nulla értéktől. A normalitást a Kolmogorov–Smirnov- és a Shapiro–Wilk tesztek alapján is teszteltük (3. táblázat) – ezek alapján is a nullhipotézis minden szignifikanciaszinten elvethető, tehát a minta nem követ normális eloszlást. Ez az 1. ábrából is kitűnik.

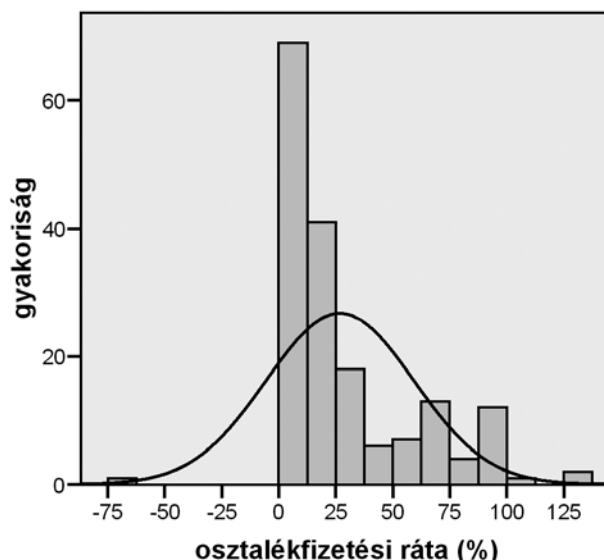
3. táblázat

Az osztalékkifizetési ráta normalitástesztjeinek eredményei

	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	Statistic	Df	Sig.	Statistic	Df	Sig.
Osztalék-kifizetési ráta	,198	174	,000	,841	174	,000

1. ábra

Az osztalékkifizetési ráták eloszlása



A normalitás nem teljesülése súlyosan sérti a varianciaanalízis használhatóságát. Sajnálatos módon a csoportátlagok összehasonlítására más, könnyen alkalmazható módszerre nem találtunk. A teszteredmények értelmezésénél tehát a következő óvatossági szabályokat léptettük életbe:

- Ha a varianciaanalízis 95%-os szignifikanciaszinten sem tudta elvetni azt a nullhipotézist, hogy a részátlagok a csoporton belül azonosak lennének, akkor úgy tekintettük, hogy a csoport homogenitását nem tudjuk cáfolni.
- Ha a varianciaanalízis szignifikáns eredményeket mutatott, ezt a csoportok eloszlásaiban jogtalanul tett engedmények miatt fenntartásokkal kellett kezelnünk. A statisztikai-közgazdasági vizsgálatokban megszokott 95%-os vagy 99%-os szignifikanciaszinttel szemben a szokatlanul szigorúnak számító 99,8%-os szignifikanciaszint meghaladása esetén mondtuk azt, hogy *vélhetően* a csoportátlagok eltérnek egymástól.

Az egyes csoportok szórásának homogenitását Levene-tesztel vizsgáltuk. 5%-os szignifikanciaszinten a nullhipotézis elvethető, nem azonosak a szórások a hat ágazaton belül (4. táblázat).

VEZETÉSTUDOMÁNY

4. táblázat

Az ágazatok osztalékkifizetési rátáinak szórás-homogenitás tesztje

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
10,432	5	168	,000

Varianciaanalízis

A varianciaanalízis elvégzése előtt bemutatjuk az egylépcsős átlagszámítás vállalati és iparági átlagos adatait az 5. táblázatban.

5. táblázat

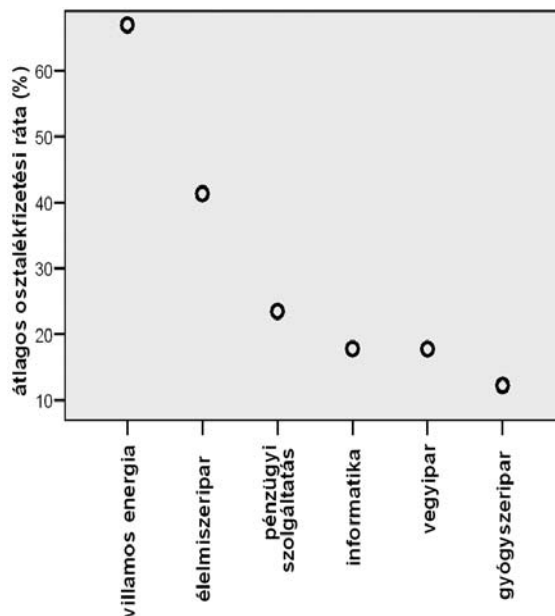
A vállalatok osztalékkifizetési rátáinak átlagos értékei (egylépcsős átlagolás)

dp	Átlag	Sokasági variancia torzított becslése	Sokasági variancia torzítatlan becslése
	$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i$	$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum (x_i - \bar{x})^2$	$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2$
Globus	23,47%	46,01%	43,65%
Pick	13,28%	12,39%	11,08%
Zwack	67,95%	7,99%	7,65%
Élelmiszeripar	41,35%	37,21%	36,51%
Humet	0%	0%	0%
Egis	12,03%	3,01%	2,88%
Richter	24,64%	1,58%	1,52%
Gyógyszeripar	12,22%	10,38%	10,23%
Synergon	0%	0%	0%
Graphisoft	0%	0%	0%
Econet	0%	0%	0%
Mtelecom	55,19%	50,29%	47,70%
Informatika	17,80%	38,03%	37,41%
OTP	10,42%	13,78%	13,20%
IEB	42,28%	22,94%	21,76%
FHB	17,25%	10,37%	9,27%
Pénzügyi szolg.	23,49%	22,39%	21,97%
TVK	15,55%	19,88%	19,04%
BCHEM	22,00%	10,69%	10,14%
MOL	16,37%	7,63%	7,27%
Vegyipar	17,78%	13,94%	13,73%
ÉMÁSZ	42,03%	39,36%	37,34%
ELMŰ	91,89%	16,27%	15,43%
Villamos energia	66,96%	38,90%	37,92%

Az ágazatonként eltérő osztalékkifizetési rátáinak pontsora is.

2. ábra

Az ágazatonkénti átlagos osztalékráták értékei (egylépcsős átlagszámítás)



A 2. ábra nagyjából jól tükrözi az általános elméletet: az alapvető cikkek gyártó, illetve növekedési lehetőségekkel nem rendelkező ágazatok (villamos energia, élelmiszeripar) eredményük nagyobb hányadát osztják ki, míg a csúcstechnikát, jelentős növekedési lehetőségeket ígérő ágazatok vállalatai (informatika, gyógyszeripar) eredményük döntő részét visszaforgatják, hogy kihasználják növekedési lehetőségeiket.

A varianciaanalízis eredményei alapján (p: 0,000) feltételezhetjük, hogy a különböző ágazatokba tartozó vállalatok eltérő osztalékkifizetési politikát folytatnának (6. táblázat).

6. táblázat

Az ágazati súlyozatlan osztalékkifizetési ráták varianciaanalízisének eredménye

dp	Eltérés-négyzet-összeg	Szabadságfok	Átlagos négyzet-összeg	F érték	p érték	Kritikus F érték
SSK	51116,591	5	10223,318	13,095	0,000	2,268
SSB	131156,978	168	780,696			
SST	182273,569	173				

Másodiknak minden egyes ágazatra külön végeztük el a varianciaanalízist. A csoportképző ismérv szerepét a vállalatok töltötték be, azaz a kérdést úgy tettük fel, hogy az azonos ágazatokhoz tartozó vállalatok osztalékkifizetési politikája hosszú távon tekinthető-e hasonlóknak. A hat ágazat közül egyedül a vegyipar az, ahol a hasonlóságot mint nullhipotézist a szokásos szignifikanciaszinten

Az egyes ágazatok osztalékkifizetési rátáinak ANOVA-táblája¹¹

Ágazat	Vegyipar	Élelmiszeripar	Gyógyszeripar	Informatika	Pénzügyi szolgáltatás	Villamos-energia
SSK	259,758	15627,426	3642,803	20633,502	5773,860	12428,448
SSB	5958,677	20366,459	127,494	22757,626	7254,417	16326,510
SST	6218,435	35993,884	3770,297	43391,128	13028,276	28754,958
Df	2 30	2 24	2 33	3 27	2 24	1 18
F érték	0,654	9,208	471,4421	8,160	9,551	13,702
p érték	0,527	0,001	0,000	0,001	0,001	0,002
Kritikus érték	3,316	3,403	3,285	3,354	3,403	4,414

nem tudtuk elvetni. A másik öt ágazatban a vállalatok osztalékkifizetési rátái szignifikáns eltérést mutattak (7. táblázat).

Előzetes várakozásunk az volt, hogy a szerényebb növekedési lehetőségekkel rendelkező két ágazatban (élelmiszeripar, villamosenergia-ipar) lesznek homogének a vállalatok, hiszen ezekben az ágazatokban a vállalatokra általánosan jellemző a szerényebb növekedési potenciál, és így egységesen az eredmény nagyobb hányada, amire osztalékként számíthatnának a befektetők. Várakozásunkat egyik ágazat sem teljesítette – mindkettőben voltak az eredmény döntő részét kifizető, ún. osztalékrészesvények (Zwack, ELMŰ), és az eredmény nagyobb részét visszaforgató társaságok. A villamosenergia-iparban pl. míg az ELMŰ átlagosan az eredménye 92%-át fizette ki, és a 2007-es évet leszámítva végig legalább 88%-os kifizetési rátát alkalmazott, addig az ágazat másik vállalata, az ÉMÁSZ vizsgált tíz éve alatt négy olyan alkalom is volt, amikor egyáltalán nem fizetett osztalékot.

A nagy növekedési kilátásokat tükröző ágazatokban várható volt, hogy az éppen aktuális növekedési lehetőségeknek megfelelően szóródhatnak az osztalékkifizetési ráták. Az informatikai vállalatok minden valószínűségi szinten szignifikáns értékét egyfajta besorolási probléma okozza: a klasszikus informatikai fejlesztő cégek, az ECONET, Graphisoft és Synergon minden vizsgált évben 0 forint osztalékot fizetett. Velük ellentétben a 2003-tól már egyértelműen az osztalékrészesvény-kategóriába sorolható Telekom az utolsó évben rendre eredménye 100%-át, vagy még annál is többet fizetett ki.

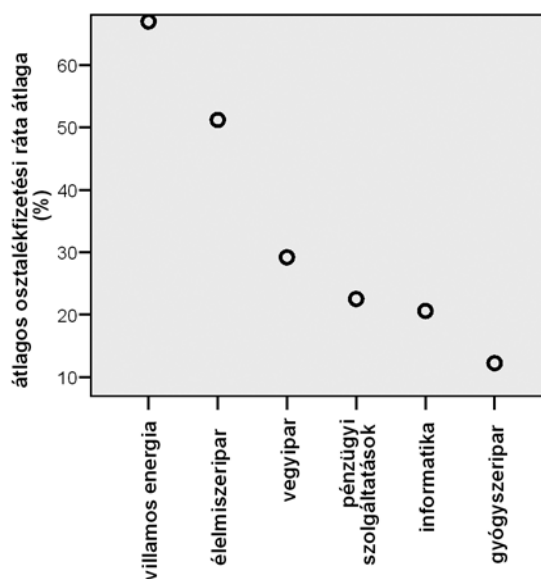
A gyógyszeripari vállalatok megdöbbentő F értékét az okozza, hogy az ágazat mind a három vállalata az időszak egészében homogén osztalékkifizetési politikát folytatott. Az Egis eredménye 12%-át, a Richter 25%-át fizette ki, míg a Humet egyáltalán nem fizetett osztalékot. Az 5. táblázatból jól látható, hogy mindhárom cég minimális szórással követte kitűzött politikáját.¹²

A pénzügyi szolgáltatók osztalékkifizetési rátáinak szóródását a különböző terjeszkedési politikák és ezzel párhuzamosan eltérő tőkeakkumulációs igények magyarázzák. Az OTP például a régiós leánybankok felvásárlási lehetőségeinek, az FHB a jelzálogpiaci terjeszkedési lehetőségek függvényében, de jellemzően minimális osztalékot fizetett csak. Velük ellentétben az IEB a piacon további terjeszkedésre nem törekedett, meghatározó külföldi tulajdonosai inkább az osztalékkivétel szorgalmazták.

Az ágazatok közötti összehasonlítást kétlépcsős átlagszámítással¹³ is elvégeztük. Az egylépcsős átlagszámításhoz képest jelentősebb különbségeket nem tapasztaltunk. Az ágazatok átlagos osztalékkifizetési rátáinak grafikonja a 3. ábrán látható – az ágazatok sorrendje nem, az átlagok csak kismértékben változtak.

3. ábra

Ágazati átlagos osztalékkifizetési ráták csökkenő sorrendben. (Kétlépcsős átlagszámítás)



VEZETÉSTUDOMÁNY

A kétlépcsős átlagszámítással elvégzett varianciaanalízis eredménye a 8. táblázatban található. Ugyanúgy, mint ahogy az egylépcsős átlagszámítás esetében, minden valószínűségi szinten el kell vetnünk, hogy az egyes ágazatok hasonló osztalékpolitikát folytatnának.

8. táblázat

A kétlépcsős átlagszámítással végzett ANOVA-analízis eredménye az osztalékkifizetési rátákra

dp	Eltérés-négyzet-összeg	Szabad-ságfok	Átlagos négyzetösszeg	F érték	p érték	Kritikus F érték
SSK	24033,424	5	4806,685	8,401	0,000	***
SSB	36618,510	64	572,164			
SST	60651,934	69				

Az osztalékhozam vizsgálata

A szakirodalmi ágazati vizsgálatok kizárólag az osztalékkifizetési ráták elemzésére koncentrálnak. Az osztalékhozamok tesztelésére iparági specifikumok vizsgálatánál nem találtunk példát. Ennek a mutatónak a fő szerepe, hogy a befektetők teljes adózott hozamát részekre (osztalékhozam + árfolyamnyereségből származó hozam) bonthassuk. A szakirodalomban a hozamok két részre bontásánál a fő vizsgálati cél annak bemutatása, hogy ha a különböző tőkejövedelmeket eltérő adókulcsok sújtják, akkor az eltérő hozamokat fizető részvényeket eltérő adókulcsokkal rendelkező befektetői rétegek fogják vásárolni.¹⁴

Véleményünk szerint az osztalékhozamok ágazati vizsgálatának jelentőségét az adja, hogy eltérhet az egyes ágazatokba fektetők befektetői magatartása, osztalékpreferenciája is. Míg az *osztalékkifizetési* ráta az eredmény felosztásának módjával a vállalatok szemszögéből mutatja az osztalékpolitikát, az *osztalékhozamok* a befektetői viszonyulást mutathatják: homogének vagy nem az elérhető osztalékhozamok alapján a különböző ágazatbeli vállalatok. A két mutató nem feltétlenül alakul párhuzamosan – közöttük a piaci értéken számított sajáttőke-arányos eredmény¹⁵ adja a kapcsolatot. A priori valószínűnek tűnik, hogy az egyes ágazatok átlagos jövedelmezősége is eltérő, és ezért az egyes ágazatok máshogy különbözhetnek egymástól az osztalékhozamok vizsgálatakor, mint ahogy azt az osztalékkifizetési ráták esetén tapasztaltuk. Például, ha az alapvető árukat előállító, és ezért biztosabb piacokkal rendelkező villamosenergia-iparnak és élelmiszeriparnak alacsonyabb – az alacsonyabb kockázati szinttel adekvát módon – a jövedelmezősége is, akkor elképzelhető, hogy a befektetett tőkére vetített osztalékhozamok jobban kiegyenlítődnek, mint az osztalékkifizetési ráták értékei.

Alapstatisztikák

Az osztalékhozamokra is elvégeztük a leíró statisztikai vizsgálatokat (9. táblázat).

9. táblázat

Az osztalékhozamok leíró statisztikai vizsgálata (adatok: %)

N	Valid	159
	Missing	0
Mean		3,569
Std. Error of Mean		0,341
Median		1,801
Mode		0,000
Std. Deviation		4,298
Variance		18,471
Skewness		1,231
Std. Error of Skewness		0,192
Kurtosis		0,542
Std. Error of Kurtosis		0,383
Range		16,964
Minimum		0,000
Maximum		16,964
Sum		567,437

Idősorunk ezúttal 12 év helyett csak 11 évet ölel fel, illetve a rövidebb időszakkal rendelkező vállalatok időszora is egy-egy évvel megrövidült. Így 177 helyett 159 darab éves vállalati adat jelenti a megfigyelt sokaságot. Az átlagos osztalékhozam 3,57%, a medián értéke 1,80% – az osztalékkifizetési rátákhoz hasonlóan ismét jobbra ferdeséget mutat, ha annál kisebb mértékben is (a csúcsosság értéke 1,23). Az osztalékhozamok szórása 4,298%, relatív szórása hasonló, mint amit az osztalékkifizetési rátáknál mértünk (annál a mutatónál az átlag 31,41%, a szórás 49,00% volt). A kicsit kisebb relatív szórás annak is köszönhető, hogy negatív vagy nulla közeli adózás utáni eredménnyel mint vetítési alappal ez esetben nem kellett kalkulálni, azaz ez esetben negatív hozamérték nincs, a maximális éves hozam pedig csak 16,96%. Az átlagtól vett háromszoros szórás távolságát egyetlen adat sem haladta meg, így egy adatot sem zártunk ki a mintából.

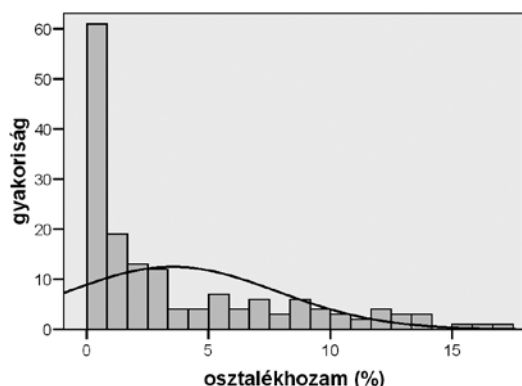
A normalitás tesztelése hasonló eredményt hozott, mint az osztalékkifizetési ráták vizsgálata: mind a 10. táblázat eredményei, mind a 4. ábra tanúsága szerint az osztalékhozamok vizsgált mintája nem követ normális eloszlást. Ahogy a 4. ábrán is jól látszik, relatíve túlsúlyban vannak az osztalékot nemfizető, így 0%-os osztalékhozamú részvények.

Az osztalékhozamok normalitásának tesztje

	Kolmogorov–Smirnov(a)			Shapiro–Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Osztalékhozam	0,203	159	0,000	0,810	159	0,000

4. ábra

Az osztalékhozamok gyakoriságeloszlása



Az egyes ágazatokra elvégeztük a szórás-homogenitás tesztjét is – a vizsgált hat ágazatban az osztalékhozamok szórása az összes megszokott szignifikanciaszinten eltérőnek tekinthető (11. táblázat).

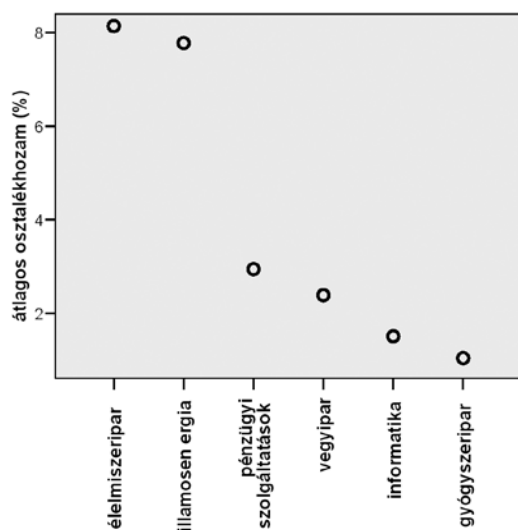
11. táblázat

Az osztalékhozamok szórás-homogenitásának tesztje

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
14,956	5	153	,000

5. ábra

Az ágazatok átlagos osztalékhozama csökkenő sorrendben (egylépcsős átlagszámítás)



12. táblázat

A vállalati osztalékhozamok átlagos értékei (egylépcsős átlagolás)

dy	Átlag	Sokasági szórás	Mintaszórás
	$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i$	$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum (x_i - \bar{x})^2$	$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2$
Globus	6,90%	5,76%	5,43%
Pick	3,46%	5,86%	5,24%
Zwack	11,28%	2,14%	2,04%
Élelmiszeripar	8,14%	5,32%	5,21%
Humet	0%	0%	0%
Egis	1,07%	0,55%	0,52%
Richter	2,05%	0,69%	0,66%
Gyógyszeripar	1,04%	0,98%	0,97%
Synergion	0%	0%	0%
Graphisoft	0%	0%	0%
Econet	0%	0%	0%
Mtelecom	4,52%	3,78%	3,58%
Informatika	1,46%	2,98%	2,93%
OTP	1,38%	1,86%	1,77%
IEB	5,12%	2,36%	2,22%
FHB	2,33%	1,94%	1,94%
Pénzügyi szolg.	2,94%	2,65%	2,59%
TVK	2,28%	3,08%	2,94%
BCHEM	2,89%	1,32%	1,24%
MOL	2,08%	1,16%	1,11%
Vegyipar	2,35%	2,08%	2,04%
ÉMÁSZ	5,23%	4,71%	4,44%
ELMŰ	10,32%	4,40%	4,15%
Villamos energia	7,93%	5,14%	5,00%

A varianciaanalízis eredménye

A vállalati osztalékhozamokra is készítettünk egy összefoglaló táblázatot (12. táblázat). Első lépésben ismét egylépcsős átlagszámítást végeztünk.

Az osztalékhozamok ágazatok közti különbségeit az 5. ábrán látható pontdiagram is jól mutatja.

Az 5. ábrán jól látszik, hogy az iparági adatok még jobban szóródnak, mint tették ezt az osztalékkifizetési ráták értékei. Az osztalékkifizetési rátáknál a legmagasabb

értéket mutató villamosenergia-ipar 3-5-ször nagyobb átlagos rátát mutatott a többi szektorhoz képest. Ezúttal az osztalékhozamoknál az első két iparág 4-8-szoros hozamkülönbséget mutat, azaz a hozamok nem nivellálódtak, hanem inkább széttartanak a kifizetési rátákhoz képest.

A varianciaanalízis alapján véleményünk szerint nagyon magas szignifikanciaszinten elvethető az a nullhipotézis, hogy a különböző ágazatokba tartozó vállalatok azonos osztalékpolitikát folytatnának (13. táblázat).

módosították a képet, így azok eredményeit most nem mutatjuk külön be.

Az osztalékpolitikát befolyásoló jövedelmezőségi tényezők

A szakirodalomban egyöntetű a vélemény, hogy a vállalatok osztalékpolitikájának ágazati szintű különbségeit elsősorban az ágazat növekedési lehetőségei határozzák meg.¹⁶ Az alacsony osztalékkifizetési rátájú ágazatokról (a vizsgált magyar mintában a gyógyszeripar, pénzügyi

13. táblázat

Az ágazatok osztalékhozamainak varianciaanalízis-táblája

dy	Eltérés-négyzetösszeg	Szabadságfok	Átlagos négyzetösszeg	F érték	p érték	Kritikus F érték
SSK	1211,645	5	242,329	21,724	0,000	2,273
SSB	1706,730	153	11,155			
SST	2918,376	158				

A varianciaanalízis második lépéseként ismét az ágazatokon belüli homogenitást is megvizsgáltuk. Eredményeinket a 14. táblázat tartalmazza.

szolgáltatás, vegyipar, informatika) azt gondolhatjuk, azért forgatják vissza a vállalatba eredményük döntő részét, mert magasabb hozamot tudnak elérni az újrabefektetés

14. táblázat

Az ágazatokon belüli vállalati osztalékhozamok varianciaanalízisének eredménye

Ágazat	Vegyipar	Élelmiszeripar	Gyógyszeripar	Informatika	Informatika	Pénzügyi szolgáltatás	Villamosenergia
SSK	3,403	231,269	23,031	131,187	136,046	71,267	116,839
SSB	122,445	448,407	7,723	128,317	128,317	90,236	332,607
SST	125,848	679,676	30,754	259,504	264,363	161,502	449,446
df	2 28	2 22	2 30	3 24	3 26	2 21	1 16
F érték	0,389	5,673	44,732	8,179	9,189	8,293	5,621
p érték	0,681	0,010	0,000	0,001	0,000	0,035	0,031
Kritikus érték	3,340	3,443	3,316	3,009	2,975	3,467	3,682

Úgy tűnik, ismét a vegyipar az az ágazat, ahol még a leghomogénebb módon teljesítik a vállalatok a befektetőknek az osztalékhozamokra vonatkozó elvárásait. A többi iparágban különbségeket találunk az egyes vállalatokkal elérhető osztalékhozamok között – a szigorúbb szignifikanciaszinteken is eltérőnek tűnik a gyógyszeripar és az élelmiszeripar egyes vállalataival elérhető osztalékhozam. Úgy látszik tehát, hogy mind a vállalati osztalékpolitikák (az eredmény felosztásának aránya, azaz az osztalékkifizetési ráta értéke), mind a befektetők által elérhető osztalékhozamok alapján az iparágak jelentős részében a vállalati politikák is szignifikánsan különböznek egymástól. A kétlépcsős átlagszámítással kapott eredmények lényegesen nem

révén befektetők pénzével, mintha az osztalékot azok maguk forgatnák meg a tőkepiacokon. Ezzel ellentétben a magas osztalékkifizetési rátájú ágazatok (a fenti mintában a vegyipar és az élelmiszeripar) azért fizetnek ki sok osztalékot, mert a jövőben rosszabb vagy stagnáló újrabefektetési lehetőségekre, növekedésre számíthatnak. A szakirodalmi állítások tesztelésére ezért további három jövedelmezőségi változót is bevontunk a vizsgálatba.

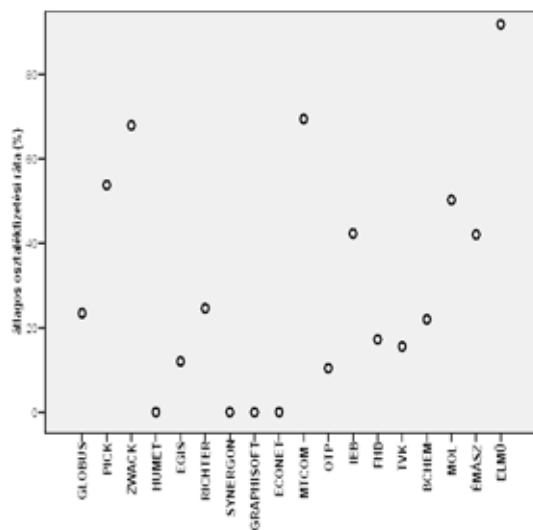
Az egyes vállalatok átlagos értékeinek pontábrája nem csak az adatok jelentős szóródását mutatja – az egymást követő ábrák tanulmányozásával az is látszik, hogy az osztalékráták és a jövedelmezőségek között a várt negatív kapcsolat nem valósul meg (15. táblázat) (6. és 7. ábra).

A vállalatok jövedelmezőségi és osztalékadatai

Vállalat	dp	dy	ROE	Árfolyamnyereség- ből származó hozam	Teljes hozam
Globus	23,47%	7,76%	12,69%	9,18%	16,02%
Pick	53,80%	3,46%	10,11%	-15,23%	-11,76%
Zwack	67,95%	11,28%	17,17%	17,53%	28,81%
Élelmiszeripar	48,41%	7,21%	17,54%	1,63%	8,44%
Humet	0,00%	0,00%	-6,74%	-9,44%	-9,44%
Egis	12,03%	1,07%	9,01%	6,43%	7,50%
Richter	24,64%	2,05%	8,39%	14,40%	16,44%
Gyógyszeripar	12,22%	1,04%	3,55%	3,80%	4,83%
Synergon	0,00%	0,00%	-4,97%	-3,62%	-3,62%
Graphisoft	0,00%	0,00%	9,46%	-4,92%	-4,92%
Econet	0,00%	0,00%	-1,36%	-4,77%	-4,77%
Matáv	69,46%	4,52%	6,68%	-1,84%	2,67%
IT-Telekommunikáció	17,37%	1,13%	2,45%	-3,79%	-2,66%
OTP	10,42%	1,38%	9,72%	36,36%	37,74%
IEB	42,28%	5,12%	8,95%	2,20%	7,32%
FHB	17,25%	2,33%	10,47%	44,68%	44,62%
Pénzügyi szektor	23,32%	2,94%	9,71%	27,75%	29,89%
TVK	15,55%	2,28%	11,52%	13,49%	15,77%
MOL	50,26%	2,08%	9,69%	25,46%	27,55%
Borsodchem	22,00%	2,89%	11,55%	12,29%	15,18%
Vegyipar	29,27%	2,37%	10,92%	17,08%	19,50%
ÉMÁSZ	42,03%	5,23%	9,22%	13,38%	18,61%
ELMŰ	91,89%	10,32%	9,70%	6,34%	16,67%
Villamos energia	66,96%	7,78%	9,46%	9,86%	17,64%

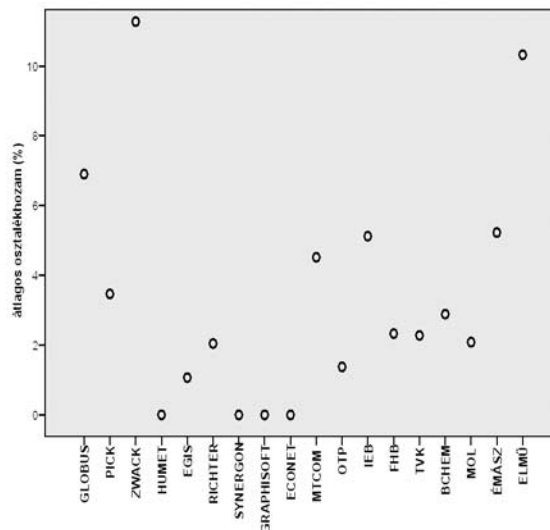
6. ábra

Vállalati átlagos osztalékfizetési ráták



7. ábra

Vállalati átlagos osztalékhozamok



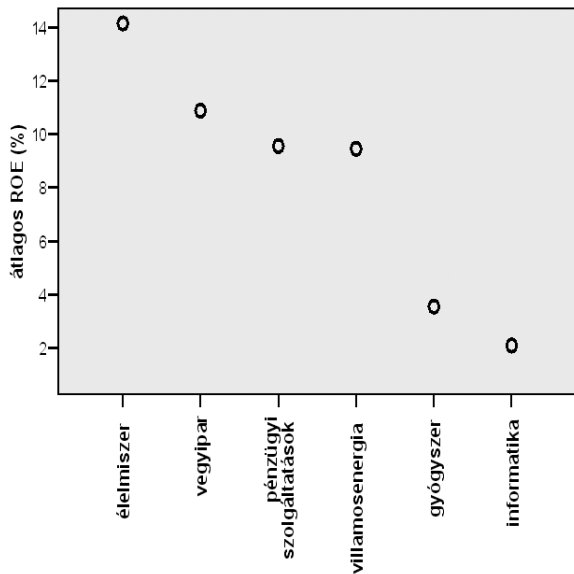
Sajáttőke-arányos eredmény:

$$ROE = \frac{\text{Adózás utáni eredmény}_t}{P_{t-1} * db_{t-1}}$$

A vállalati jövedelmezőség egyik kulcsmutatója, a vállalati (adózás utáni) eredmény és a saját tőke értékének hányadosa. A mutató piaci szempontú elemzését megnehezíti, ha a leggyakrabban használt számviteli értelemben írjuk fel. Éppen ezért a mutató nevezőjében a saját tőke (előző év végi záróáron vett) piaci értékét tüntettük fel. A mutató tehát arra ad választ, hogyha egy befektető az előző év végén befektetett az adott cégbe, a befektetett tőkéjére vetítve milyen jövedelmezőséget produkált a tárgyévben a vállalat (8. és 9. ábra).

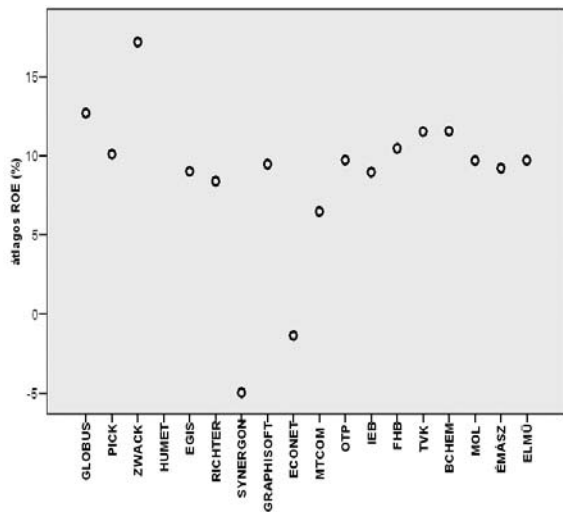
8. ábra

Az ágazatok átlagos sajáttőke-arányos eredményadatai



9. ábra

A vállalatok átlagos osztalékhozamai

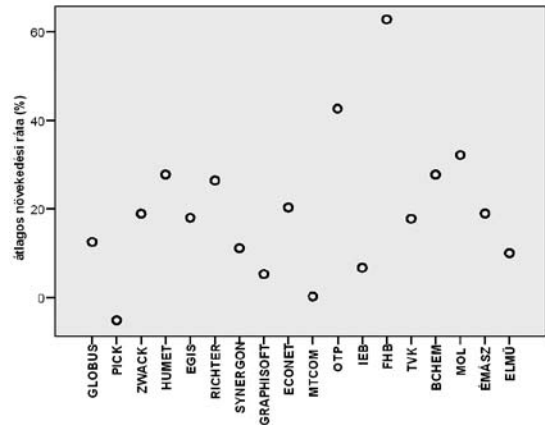


Átlagos növekedési ütem: $g = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$

A növekedési ütem kiszámításánál elsősorban az egyes befektetők szempontjait vettük figyelembe – mekkora a részvényének az éves árnövekedése. Ha a vállalat részvényei darabszámának – tőkeemelés miatti – változásától eltekintünk, akkor ez a vállalati kapitalizáció, azaz a teljes vállalati érték növekedésének is felfogható. Az egyes vállalatokra kiszámolt éves átlagos értékét mértani átlaggal határoztuk meg (10. ábra).

10. ábra

A vállalatok átlagos növekedési üteme

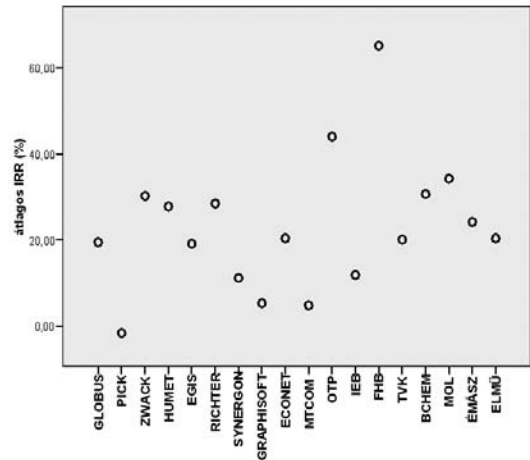


Teljes hozam: $IRR = g + dy = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{DIV_t}{P_{t-1}}$

A részvényesek által elvárt hozam, vagy az általuk realizált hozam egyaránt az árfolyamnyereségből és a kapott osztalékból áll össze – mindkét jövedelemtípusnál a részvény bázisidőszaki ára mint befektetett összeg a vetítési alap. Az egyes vállalatokra kiszámolt éves átlagos értékét ismét mértani átlaggal határoztuk meg (11. ábra).

11. ábra

A vállalatok átlagos realizált hozama



Az osztalékráták és a jövedelmezőségi mutatók közti kapcsolatot kétféle mintán elemeztük.

- Egyrészt az egyes vállalatokra (összesen tehát 18 tagra) meghatározott átlagos értékek közti kapcsolatot vizsgáltuk meg.
- Másrészt minden egyes vállalat minden egyes működési évére (összesen 161 adatra) néztük meg az osztalék és jövedelmezőség kapcsolatát.

A vállalatok átlagos *sajáttőke-arányos* eredményei nem igazolják az alacsonyabb jövedelmezőség – magasabb osztalékkifizetés elméleti törvényszerűségét: a legnagyobb jövedelmezőséget a magas kifizetési rátával jellemezhető élelmiszeripar adja, míg a négy alacsony osztalékhozamú ágazat jövedelmezősége az átlagosnál alacsonyabb.

a teljes realizált hozam között közepesen erős pozitív kapcsolat ($r = 0,554$) mérhető. Ez nyilván az árnyövekedési ütemek és az osztalékhozamok közti korrelációs kapcsolatokról eleve következett is.

A szemléletesebb kép kedvéért a vizsgált 18 vállalat kétféle átlagos osztalékfizetési rátáját (vízszintes tengelyek) és háromféle átlagos jövedelmezőségi mutatóját (függőleges tengelyek) páronként közös koordináta-rendszerben ábráztuk. Jól látszik, hogy az osztalékfizetés nagysága és a jövedelmezőség vagy árnyövekedés között várt negatív kapcsolatban csalatkoznunk kell. Szembetűnő az osztalékhozam és a sajáttőke-arányos eredmény közti erős pozitív kapcsolat képe. Az elmélet alapján azt várnánk, hogy azok a vállalatok fizetnek több osztalékot, akiknek a rossz növekedési kilátások alapján érdemesebb a visszaforgatás helyett ki-

16. táblázat

A 18 vállalat átlagos mutatói közti korrelációs mátrix

	dp	dy	ROE	g	IRR
dp		0,79488995	0,48803475	0,02714226	0,197945477
dy			0,57782013	0,45374971	0,554115465
ROE				0,1231443	0,326114578
g					0,9777013

A 18 vállalatra számolt átlagos vállalati jövedelmezőség és az osztalékfizetési mutatók közötti korrelációra elméletileg negatív értéket kellett volna kapnunk – ezzel szemben közepesen erős pozitív kapcsolatot kaptunk (az osztalékhozammal mérve $r = 0,578$, az osztalékkifizetési rátával mérve $r = 0,488$) (16. táblázat).

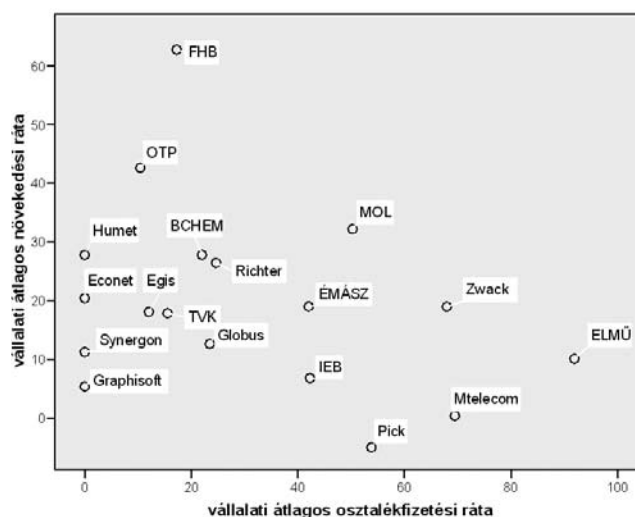
A vállalatok *növekedési ütemei* sem tükrözik azt az elméleti elvárást, hogy az eredményükből többet visszatartó vállalatok növekedjenek jobban. Az osztalékkifizetési ráta eredményeink szerint nincs kapcsolatban a részvényárak növekedésével ($r = 0,027$), az osztalékhozam viszont közepes pozitív kapcsolatban áll vele ($r = 0,454$).

Az egyes részvényekkel realizálható *teljes hozam* ingadozásának döntő részét a realizált árfolyamnyereségek adják. Az osztalékhozam a teljes hozam kisebb részét adja, ráadásul sokkal kevésbé is ingadozik, mint az árfolyamnyereségek és vele együtt a teljes hozamok értéke. Nem meglepő tehát, hogy a teljes realizált hozamra az osztalékkifizetési ráta, úgy tűnik, minimális hatással ($r = 0,198$) van – az elmélet alapján pontosan ezt is várnánk. Ha ugyanis a kisebb és nagyobb osztalék-kifizetésű részvényeket azonos kockázatúnak ítéljük meg, akkor az osztalékpólitikájuktól függetlenül azonos hozamokat is várunk el tőlük. Ugyanakkor az elméletnek ellentmond, hogy az osztalékhozam és

osztani a megtermelt eredményt részvényeseik között. Ezzel szemben eredményeink szerint úgy tűnik, inkább azok a vállalatok fizetnek sok osztalékot, melyek elég jövedelmezőséggel bírnak ahhoz, hogy részvényeseiket osztalékkal is és árnyövekedéssel is kényeztessék (12. és 13. ábra).

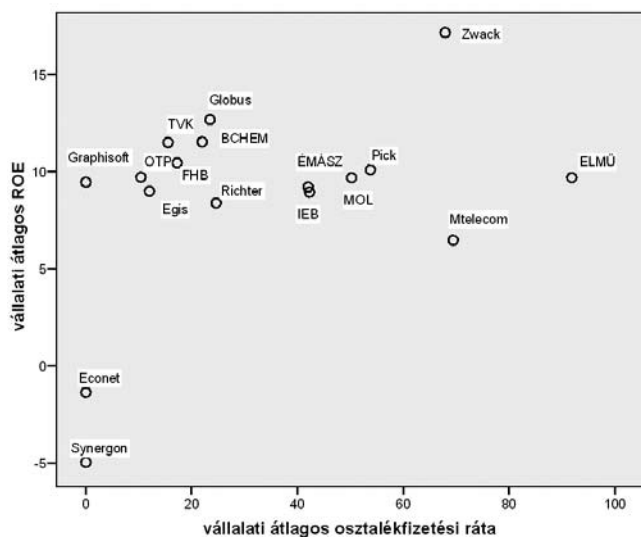
12. ábra

A 18 vállalat átlagos osztalékfizetési rátája és átlagos növekedési rátája közti kapcsolat



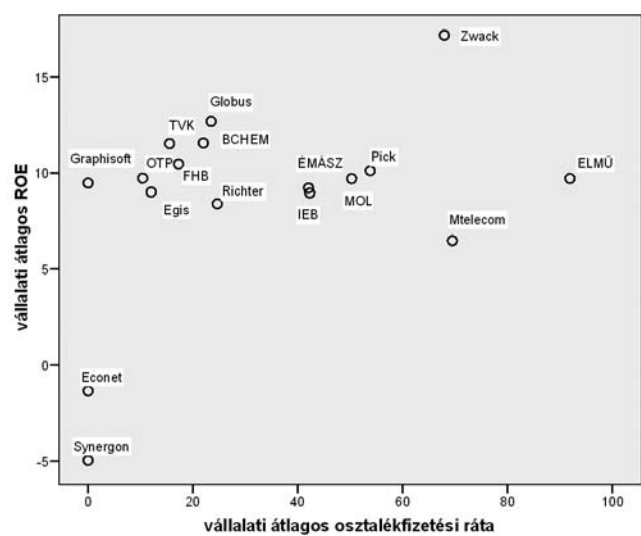
13. ábra

A 18 vállalat átlagos osztalékfizetési rátája és átlagos sajáttőke-arányos eredménye közti kapcsolat



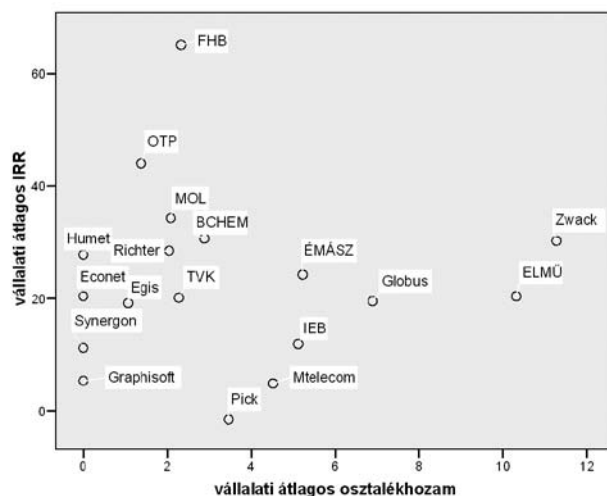
14. ábra

A 18 vállalat átlagos osztalékfizetési rátája és teljes realizált éves hozama közti kapcsolat



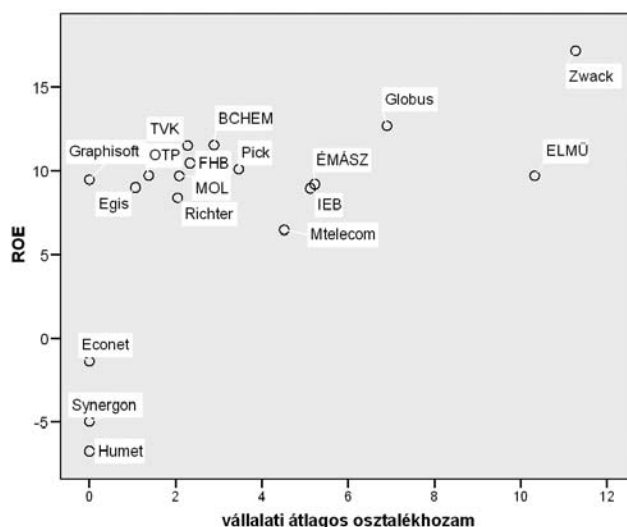
15. ábra

A 18 vállalat átlagos osztalékhozama és teljes realizált éves hozama közti kapcsolat



16. ábra

A 18 vállalat átlagos osztalékhozama és sajáttőke-arányos hozama közti kapcsolat



Második lépésként a 18 vállalat összesen 161 évre elemeztük a korrelációs kapcsolatokat (14., 15., 16. ábra).

Először a vállalat tárgyévi osztalékfizetési adatait hasonlítottuk a tárgyévi jövedelmezőségi adataihoz. A vállalati átlagos adatokból végzett elemzésekkel teljesen párhuzamos eredményeket kaptunk. Az osztalékfizetési ráta független mind a vállalat tárgyévi jövedelmezőségétől, mind a növekedési rátájától és a teljes elérhető hozamától. A vállalatok teljes realizált hozamát még nagyobb mértékben az árfolyamváltozások determinálják ($r = 0,997$), mint amit a vállalati átlagos értékek tanulmányozásával tapasztalhattunk, így az

osztalékhozamnak csak nagyon gyenge pozitív kapcsolata van a teljes hozammal és a tárgyévi árnyövekedéssel is. Ugyanakkor ismét közepesen erős ($r = 0,548$) a kapcsolata a jövedelmezőséggel (17. táblázat).

17. táblázat

A vállalati éves mutatók közti korrelációs mátrix

	dp	ROE	dy	g	IRR
dp		0,11957	0,47441	-0,024	0,01699
ROE			0,5478	0,28654	0,30907
dy				0,14535	0,20406
g					0,99741
IRR					

Úgy is lehet értelmezni, hogy a vállalatok tárgyévi osztalékpolitikája a *következő évre* várt eredményességgel lehet összefüggésben – ha a jövőre vonatkozóan jobbak a növekedési és jövedelmezőségi kilátások, csökkentik az osztalékfizetést, ha rosszabbak a kilátások, növelik. Az osztalékkifizetési ráta egy évvel elcsúsztatott idősorának korrelációs kapcsolatai ezt a hipotézist is megcáfolták: az előző éves osztalékkifizetési ráta a következő éves sajáttőke-arányos eredménytől és a részvényrel realizálható teljes hozamtól függetlennek bizonyult, az éves árnyövekedési adattal meg egyenesen pozitív ($r = 0,354$) volt a kapcsolata (18. táblázat).

18. táblázat

A vállalatok osztalékkifizetési rátájának kapcsolata a következő év jövedelmezőségi mutatóival

	ROE	g	IRR
dp	0,06869	0,35418	-0,0501

Úgy tűnik tehát, hogy a Budapesti Értéktőzsdén vizsgált 11 év adatai nem támasztják alá azt a tankönyvi tételt, hogy a jobb növekedési lehetőségekkel rendelkező vállalatoknak kevesebb, a stagnálóknak több osztalékot érdemes fizetniük. Erre kétféle általános magyarázatunk lehet. Egyrészt a 11-12 éves időszakunk, bár nem tűnik túl hosszúnak, különböző makronövekedési periódusokat foglal magában. Valószínűnek látszik, hogy a vállalatok a növekedési és recessziós szakaszokban eltérő stratégiát folytattak – így elképzelhető, hogy a szakaszokra bontással a vállalati osztalékpolitikák homogénebb képe rajzolódna ki. Másrészt elképzelhető, hogy osztalékot nem az a vállalat fizet, amelyiknek ez lenne a racionális cselekedete, hanem amelyik jelenlegi és várható jövőbeli jövedelmezősége alapján megteheti ezt.

Konklúzió

Vizsgálatunk eredményei szerint a vállalatok osztalékpolitikáját befolyásolja az ágazathoz való tartozásuk. A varianciaanalízis alapján úgy tűnik, szignifikáns különbség van az egyes ágazatok jellemző osztalékpolitikája között. Ugyanakkor a vizsgált hat ágazatból csak kettő az, amelyekben viszonylag homogénnek tekinthető az egyes vállalatok osztalékpolitikája: az élelmiszeriparban és a vegyiparban.

Az ágazatok eltérő osztalékpolitikáját különböző jövedelmezőségi mutatószámokban mutatkozó eltérésekkel igyekeztünk magyarázni. Azt gondoltuk, hogy a magasabb jelenbeli és várható jövedelmezőség a vállalatokat inkább az eredmények újrabefektetésére,

semmint osztalék fizetésére fogja ösztönözni. A kapott eredmények ezzel a hipotézissel ellentétesek: az osztalékkifizetési rátákat vagy pozitívan, vagy egyáltalán nem befolyásolták a várható jövedelmezőségek.

Nehezen érthető, hogy miért nem forgatja vissza például eredményei döntő részét az élelmiszeripar, ha az átlagosnál jóval magasabb jövedelmezőségeket tud elérni?

Válaszként a növekedési lehetőségek és azok befektetői értékelése juthat eszünkbe. Az élelmiszeripar és a villamosenergia-ipar, a tipikus „fejőstehén” ágazatok limitált növekedési lehetőségekkel rendelkeznek, tehát vélhetően hiába magas a meglévő jövedelmezőségük, további, hasonló hozamú újrabefektetésekre már csak minimális lehetőségük van.

A vállalati kapcsolatok elemzésekor szembevetendő az osztalékhozam és a sajáttőke-arányos eredmény közti erős pozitív kapcsolat. Úgy tűnik, nem azok a vállalatok fizetnek több osztalékot, amelyeknek a rossz növekedési kilátások alapján érdemes lenne ezt megtenni, hanem azok, amelyek elég jövedelmezőséggel bírnak ahhoz, hogy a magas fenntartható növekedési ütem mellett még részvényeseiknek stabilan magas szintű osztalék fizetésére is képesek legyenek.

Lábjegyzet

¹ A béta a legtöbbet használt piaci árazási modell, a CAPM (Capital Asset Pricing Model – Tőkepiaci javak árazási modellje) magyarázó paramétere. Egy részvény bétája a piac egészének (az úgynevezett piaci portfólió) hozama és az adott részvény hozama közti lineáris regressziós együtthatót jelenti. Értéke azt mutatja meg, hogyha a piac egészén 1%-os hozamemelkedés tapasztalható, várhatóan hány százalékkal nő vagy csökken a vizsgált részvény hozama.

² A modellben minden egyes ágazat kapott egy dummy változót, a nyolc ágazatot összesen nyolc plusz magyarázó változó jelezte. Minden vállalat adatai esetében a modellben az adott vállalat iparágát jelző változóra egyes értéket, a maradék hét dummy változóra 0-s értéket adtak.

³ A szereplő vállalatok: ELMŰ, ÉMÁSZ (energetika); OTP, FHB (pénzügyi szolgáltatások); Egis, Richter (Gyógyszeripar); MOL (Vegyipar); Zwack (élelmiszeripar).

⁴ Osztalékkifizetési ráta: Egy részvényre jutó eredmény / Egy részvényre jutó adózás utáni eredmény (EPS).

⁵ A Karacs elemzésében helyet kapó vállalatok listáját lásd a ** mellékletben.

⁶ Ez a fejezet nagymértékben támaszkodik Dolog Anettel és Karacs Katalinnal közösen írt, jelenleg publikálás előtt álló cikkünkre, melynek címe: Az osztalékpolitika ágazati vizsgálata Magyarországon.

⁷ A t. év eredményének felosztása majd csak a t+1. évben történik meg. Mi az osztalékfizetést, és vele együtt az osztalékkifizetési rátát és az osztalékhozamot is az eredmény évéhez, a t. évhez rendeljük. Tehát pl. a 2005-ös év osztalékkifizetési rátájának nevezőjében a 2005-ös üzleti év eredményadata, számlálójában a

2005-ös évre (ténylegesen csak 2006 márciusa után kifizetett) osztaléka szerepel. A 2005-ös év osztalékhozamának számlálója ugyanez, nevezője a 2004. év végi záróár.

⁸ A fenti (4) és (5) képletek az egy részvényre jutó osztalékot, eredményt, illetve sajáttőke-értékét (azaz a részvényárat) mutatják. A mutatókat természetesen nemcsak egy részvényre, hanem a vállalatok egészére is ki lehetne számítani. Ez esetben nem egy-egy részvényes helyzetét vizsgálnánk, hanem azt, hogy a teljes részvénytartó (vállalat) megvétele milyen jövedelmezőséget mutatna. Ez utóbbi kérdéssel feltevések is természetesen van értelme, de a gyakorlatban kizárólag az egy részvényre vetített értékekkel számolnak. Nemcsak azért, mert gyakoribb kisebb részvénytársaságok, semmint komplett vállalatok megvétele, hanem azért is, mert a kétféle módon számolt mutatók eltérhetnek, ha a vállalat alaptőkéjét különböző részvénytársaságok adják, amelyeknek eltérő a piaci árak, és esetleg az osztalékra való jogosultságuk is. A teljes vállalatra kiszámolt piaci értéket nehéz számolni abban az esetben, ha a sorozatok egy része nincs a tőzsdére vagy más likvid piacra bevezetve – mint például az IEB B sorozatú elsőbbségi részvényei esetében.

⁹ A részvények osztalékát a magyar gyakorlat szerint a március végi auditálást, majd a közgyűlést követően, jellemzően május és július között szokták kifizetni. Ha úgy kalkulálunk, hogy a t-1. év záróárán vettük meg a részvényt, és a t+1. év májusa-júliusa között kapjuk meg az osztalékot, akkor a befektetési időtáv nem egy évet, hanem 17-19 hónapos időszakot fog át.

¹⁰ Pick 2001 (256%), MTelecom 2004 (212%) és Mol 2001 (423%)

¹¹ A szabadságfokok első adata az iparágban szereplő vállalatok száma, eggyel csökkentve. A szabadságfokok második adata az adott iparág összes vállalatának éves adatszámára, csökkentve a vállalatok számával. Mivel a vállalatok többsége nem szerepelt mind a 11 év során a mintában, a második adat jellemzően kisebb, mint 11n – n, ahol n az adott iparágban szereplő vállalatok számát jelenti.

¹² Lefolytattuk a vizsgálatot úgy is, hogy a Humet-et kivettük a gyógyszeripari cégek közül. A leíró statisztikai eredmények kismértékben változtak, a gyógyszeripari átlagos osztalékfizetési ráta növekedett, és az ágazatok szórás-homogenitása sem mutatott immár szignifikáns különbségeket. Azonban az elvégzett varianciaanalízis-vizsgálatok egyikének sem változott meg a szignifikanciaeredménye.

¹³ Emlékeztetőül: ahol az iparági értékekből minden évre számítottunk egy átlagot, és ezeket az éves átlagos értékeket átlagoltuk minden egyes iparágra.

¹⁴ Lásd többek között pl. Allen – Michaely [2002], Brennan [1970], De Angelo – Masulis [1980], Elton – Gruber [1970], Litzemberger – Ramaswamy [1980], [1982], Miller – Scholes [1978], Miller [1986] tanulmányait.

¹⁵ Saját tőke-arányos eredmény (ROE) = Adózás utáni eredmény / Saját tőke. A saját tőke piaci értékét a vállalat kapitalizációjával ($P_0 \cdot$ Forgalomban lévő részvények darabszáma) azonosíthatjuk. Jelen cikkben az osztalékhozamok számításánál az osztalékfizetést megelőző év záró árfolyamát tekintettük vetítési alapnak, tehát a vállalat piaci értékét is a záró árfolyamok segítségével számítottuk.

¹⁶ Pl. Rozeff [1982]

Felhasznált irodalom

- Allen, F. – Michaely, R. (2002): Payout Policy. Wharton School Center for Financial Institutions, University of Pennsylvania
- Bárány, P. – Brückner G. – Csernetházi C. – Jobbágy S. – Kovács K. – Nagy G. – Rimaszombati E. – Szekér, Sz. – Szöllösi Cira, L. – Banyár L. – Juhász, P. (2000): Magyar részvények könyve, Bank&Tőzsde, Budapest
- Brennan, M.J. (1970): Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy. National Tax Journal. December, p. 417–427.
- De Angelo, H. – Masulis, R.W. (1980): Leverage and Dividend Irrelevancy Under Corporate and Personal Taxation. The Journal of Finance, May, p. 453–464.
- Dhrymes, P. – Kurz, M. (1967): Investment, Dividends and External Finance Behavior of Firm. In: R. Ferber (ed.): Determinants of Investment Behavior. Columbia University Press
- Elton, E. J. – Gruber, M.J. (1970): Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect. The Review of Economics and Statistics, Vol. 1, p. 68–74.
- Karacs, K. (2008): Az osztalékpolitika ágazati hatása Magyarországon. Szakdolgozat, 2008, p. 1–60.
- Litzemberger, R.H. – Ramaswamy, K.R. (1980): Dividends, Short Selling Restrictions, Tax-Induced Investor Clienteles and Market Equilibrium, The Journal of Finance, May, p. 469–482.
- Litzemberger, R.H. – Ramaswamy, K.R. (1982): The Effects of Dividends on Common Stock Prices. Tax Effects or Information Effects? The Journal of Finance, May, p. 429–443.
- McCabe, G.M. (1979): The Empirical Relationship between Investment and Financing: A New Look. Journal of Financial and Quantitative Analysis, March, p. 119–135.
- Michel, A.J. (1979): Industry Influence on dividend Policy. Financial Management, Fall, p. 22–26.
- Miller, M.H. (1986): Behavioral Rationality in Finance: The Case of Dividends, Journal of Business, 1986, p. 451–468.
- Miller, M.H. – Modigliani, F. (1961): Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares. Journal of Business, October, p. 411–433.
- Nagy B. (2007): Az osztalékrajtély és viselkedéstani magyarázatai. Hitelintézet Szemle, No. 6, p. 628–642.
- Rozeff, M.S. (1982): Industry influence on Dividend Policy in a Firm-Specific Model. Working Papers, University of IOWA, p. 1–10.
- Zentai, L.-né – Bognár, K. (1996): Magyar részvények könyve, Bank&Tőzsde, Budapest

Adatok forrása

http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?security=528 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=2436 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1587 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1573 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1617 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1629 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1625 2008. 08. 12. 23:03

http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1599 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1864 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1862 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1939 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1885 2008. 08. 12. 23:03
http://www.bet.hu/magyar_egyeb/dinportl/companyprofile?company=1633 2008. 08. 12. 23:03

Cikk beérkezett: 2009. 6. hó

Lektori vélemény alapján véglegesítve: 2009. 7. hó

