

KISS ROLAND

# A SZISZTEMATIKUS KOCKÁZAT BECSLÉSÉNEK EREDMÉNYEI A FEJLETT TŐKEPIACI TAPASZTALATOK TÜKRÉBEN

A Budapesti Értéktőzsde alig több mint tízéves gyakorlata során számos technikai és fundamentális elemzéssel találkozhatott a téma iránt érdeklődő. Ritkán találkozhatunk azonban olyan elméletileg megalapozott hazai tanulmányokkal, melyek a tőkepiaci eszközök értékelésének alapjául szolgáló kockázat, illetve szisztematikus kockázat témakörét vizsgálják. Az elméletekben és tőkepiaci modellekben megfogalmazott eredmények hitelességét a gyakorlati használhatóság igazolhatja és számos esetben dokumentáltan igazolja is. A különböző modellek empirikus igazolhatósága legtöbbször a piaci környezettől, a szabályozási politikától és a kortól függ. A különböző időszakok különböző tőkepiacokon igazolt modelljei más időszakokban és tőkepiacokon eltérő eredményeket mutathatnak. A modellek sikeres adaptációja azonban segítséget adhat a hazai tőkepiac viselkedésének leírásában és értékelésében. A tanulmány az angolszász irodalom azon jelentős eredményeit és hipotéziseinek igazolását tekinti át, amelyek átfogó képet adnak az olvasónak a napjainkban aktuális legjelentősebb kockázatbecslési módszerekről és modellekről.

A Capital Asset Pricing Model SHARPE<sup>1</sup> [1964], LINTNER<sup>2</sup> [1965] és BLACK<sup>3</sup> [1972]

- 1 SHARPE, WILLIAM F. [1964]: Capital Asset Prices – A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19, 425–442. oldal.
- 2 LINTNER, JOHN [1965]: The valuation of risk assets and the selections of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics* 47, 13–37. oldal
- 3 BLACK, FISCHER [1972]: Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business* 45, 444–455. oldal.

munkája jóvoltából hosszú évtizedekig irányadó és jól használható elméleti alapul szolgált a gyakorlati alkalmazók és elméleti szakemberek számára az átlaghozam és a kockázat kapcsolatának vizsgálata során. Mivel a modell az elvárt hozamot a szisztematikus kockázat mértékében határozza meg, a béta becslése kritikus lépés az eszközök tőkeköltségének megállapítása folyamán. A tőkekölt-

ség becslése tipikus alapja lehet a vállalati tőkestruktúra vagy az egyes üzleti folyamatok értékelésének. A modell alapfeltételezése az, hogy a piaci portfólió a Markowitz-i értelemben hatékony határvonalon helyezkedik el. A piac hatékonyságából adódóan az eszköz elvárt hozama lineáris kombinációja a piaci bétának, valamint az egyes eszközökhöz meghatározott béták önmagukban kielégítően leírják az elvárt hozamot. Az elmúlt két évtizedben számos olyan publikáció született, mely ellentmond Sharpe, Lintner és Black (SLB) a CAPM-elméletben megfogalmazott következtetéseinek.

#### A VÁLLALATI MÉRET ÉS EGYÉB FAKTOROK MINT A KOCKÁZAT MUTATÓI

A legkorábbi mérvadó publikáció, a méret effektus elmélet (size effect), BANZ<sup>4</sup>-tól [1981] származik, amely arra a következtetésre jutott, hogy a piaci kapitalizáció, vagyis az eszköz mérete (ME, market equity), nagymértékben hozzájárul az elvárt hozam és a szisztematikus kockázat kapcsolatának megértéséhez. Banz empirikus vizsgálataiban arra a számszerűsített eredményre jutott, hogy a kisorosult részvények átlagos hozama túl magas, a nagyrésztvények átlagos hozama pedig túl alacsony ahhoz képest, amit a CAPM-modell alapján becsült bétájuk vetített volna előre. Egy másik nevezetes ellentmondó elméletben

BHANDARI<sup>5</sup> [1988] arra világít rá, hogy az átlaghozam és az áttétel (leverage) között szoros statisztikai kapcsolat fedezhető fel. STATTMAN<sup>6</sup> [1980], valamint ROSENBERG, REID és LANSTEIN<sup>7</sup> [1985] munkáikban úgy találják, hogy az amerikai részvények esetében pozitív arányosság fedezhető fel az átlaghozam és a könyvszerinti érték, valamint a piaci érték aránya között (BE/ME, book value/market equity).

A japán tőkepiacon hasonló következtetésre jutott CHAN, HAMAŐ, és LAKONISHOK<sup>8</sup> [1991] is. Először BALL [1978] végzett jelentős kísérleteket az E/P (earnings/price) mutató hatékonyságával kapcsolatosan, majd később BASU<sup>9</sup> [1983] eredményei igazolták, hogy az E/P mutató jelentősen hozzájárul az elvárt hozam megbízhatóbb meghatározásához, amikor azt a méret (size), és béta faktorról együtt használja a regresszió analízis folyamán.

Ahogy azt BLACK, JENSEN és SCHOLE<sup>10</sup> [1972] közös munkájában publikálta az 1969 előtti amerikai tőkepiac vizsgálata során, az SLB-modellnek megfelelően

4 BANZ, ROLF W. [1981]: The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics* 9, 3–18. oldal.

5 BHANDARI, LAXMI CHAND [1988]: Debt / Equity ratio and expected common stocks returns: Empirical evidence. *Journal of Finance* 43, 507–528. oldal.

6 STATTMAN, DENNIS [1980]: Book values and stock returns, The Chicago MBA. *Journal of Selected Papers* 4, 25–45. oldal

7 ROSENBERG, BARR; KENNETH, REID; RONALD, LANSTEIN [1985]: Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management* 11, 9–17. oldal.

8 CHAN, LOUIS K.; HAMAŐ, YASUSHI; LAKONISHOK, JOSEF [1991]: Fundamental and stock returns in Japan. *Journal of Finance* 46, 1739–1789. oldal

9 BASU, SANJOY [1983]: The relationship between earning yield, market value, and return for NYSE common stocks: further evidence. *Journal of Financial Economics* 12, 129–156. oldal

10 BLACK, FISCHER; JENSEN, MICHAEL C; SCHOLE, MYRON [1972]: The capital asset pricing model: some empirical tests, in M. Jensen, ed: *Studies in the Theory of Capital Market* (Praeger)

pozitív kapcsolat mutatható ki az átlaghozam és a béta között a vizsgált részvények vonatkozásában, ami CAPM-elmélet gyakorlati használhatóságáról adott tanúbizonyságot.

FAMA és FRENCH<sup>11</sup> [1992] hasonló vizsgálatokat (FF) végeztek az ezt követő 1963 és 1990 közötti időszakban. Tesztjeik során nem látták igazoltnak az SLB-modell feltételezéseit, vagyis a béta és az elvárt hozam közötti feltételezett szoros összefüggés abban az időszakban – sőt egy másik vizsgálatban is, 1941 és 1990 között – teljesen eltűnt. Az FF vizsgálatai szerint, ha kombináljuk az ME méret, illetve az BE/ME faktorokat a tesztekben, azok teljesen helyettesíthetők az áttétel és az E/P faktorokat a modellben. Mindazonáltal a CAPM-elmélet elleni támadások – különösen FAMA és FRENCH [1992, 1993,<sup>12</sup> 1997<sup>13</sup>] vezetésével – nem hozták meg az egyértelmű áttörést, ezért mind többen fordultak ismét az SLB modellen alapuló összefüggések felé. Ilyenformán, napjainkban fontossá vált a béta – mint a szisztematikus kockázat mérőszáma – különféle szempontok szerinti meghatározása. Az ilyen béták definiálásának már több mint húszéves hagyománya van az amerikai tőkepiacon. Az úgynevezett bétakönyvek tartalmazzák az egyes részvények, iparágak, szegmensek béta értékeit,

valamint az egyéb, különböző feltételek szerint szűrt bétákat is. BOQUIST és MOOR<sup>14</sup> [1983], valamint később ERHARDT és BHAGWAR<sup>15</sup> [1991] az iparági béták becslésében hoztak eredményt empirikus megközelítésben.

#### SPECIÁLIS BÉTÁK MEGJELENÉSE

KAPLAN és PETERSON<sup>16</sup> [1998] teljes információs (full-information, később f-i) megközelítésben alkalmazta a piaci kapitalizáció súlyozta iparági béták becslését, és összehasonlította a tisztán iparági béta (pure-play, később p-p) becslés eredményével. A tiszta iparági portfólióba csak bizonyos keretfeltételeknek megfelelő cégek kerülhetnek bele. Például a Philip Morris jelentős piaci szereplő a dohány- és az élelmiszeriparban egyaránt, de mivel egyikben sem éri el a kritikus 75 százalékos értékesítési arányt, nem kerülhet bele egyik tiszta iparági portfólióba sem. Kaplan és Peterson az f-i béta becslését a következők szerint fogalmazta meg. Először az összes cégre kiszámították az egyedi bétákat, majd az adott cég minden egyes iparágban játszott szerepe szerinti eladási százalékait határozták meg. Az iparági százalék arányában meghatározott piaci kapitalizációval súlyozott tiszta iparági béták (p-p) nagyobbak, mint a tel-

11 FAMA, EUGENE F.; FRENCH, KENNETH R. [1992]: The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47, 427–465. oldal.

12 FAMA, EUGENE F.; FRENCH, KENNETH R. [1993]: Common risk factors in the return on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* (February), 3–56. oldal.

13 FAMA, EUGENE F.; FRENCH, KENNETH R. [1997]: Industry costs of equity, *Journal of Financial Economics* (February), 153–193. oldal.

14 BOQUIST, J. A.; MOOR, W. T. [1983]: Estimating the systematic risk of an industry segment: A mathematical programming approach, *Financial Management* (Winter), 11–18. oldal.

15 ERHARDT és BHAGWAR [1991]

16 KAPLAN, PAUL D.; PETERSON, JAMES D. [1998]: Full-information industry betas, *Financial Management* (Summer), 85–93.

jes információs béták (f-i). Eredményeik szerint a p-p béták felfelé torzítanak az f-i bétákhoz képest, mivel nincsenek benne a kevésbé kockázatos több iparágat átfogó óriás konglomerátumok. Az f-i megközelítés azon az előfeltevésen alapszik, hogy a cég felfogható az egyes üzletágak összességének portfóliójaként. A cég teljes bétája az egyes üzletágak bétájának súlyozott átlaga. Az egyes súlyokat meghatározhatjuk az üzletág piaci értékének és a cég piaci értékének hányadosaként.

A teljes béta becslését a következő regresszió analízis írja le:

$$\beta_j = S^n_{i=1} \beta_{full_i} w_{ji} + u_j, \quad (1)$$

ahol

$\beta_{full_i}$  paraméterek a becslendő együtt-hatók,

$w_{ji}$  a j cég i iparágban reprezentált súlya,  
 $u_j$  a regressziós hiba.

A használt regressziós eljárás nem az OLS, hanem az IV (instrumental variables), mely  $\beta_{full_i}$  becslési paraméterei alacsonyabbak, mint az OLS-módszerrel. Az (1) egyenletben megfogalmazott módszer feltételezi, hogy létezik egy optimális áttétel (D/E) az adott iparágban, és minden cégnek ilyen optimális áttétele van. Az áttétel eltávolítását az alábbi képlet szerint érdemes elvégezni, és csak ezek után alkalmazni az (1) egyenletet.

$$\beta_j^A = \beta_j^E / [1 + D/E(1 - T_e)] \quad (2)$$

ahol

T a marginális adókulcs,

$\beta_j^A$  és  $\beta_j^E$  rendre az eszköz (asset) béta és a sajáttőke (equity) béta,

mely a fenti módon az áttétel hatását nélkülöző bétát reprezentálja.

IBBOTSON, KAPLAN és PETERSON<sup>17</sup> [1997] másfajta béta becslés kikísérletésébe fogott. A tradicionális bétát úgynevezett igazított formában (adjusted beta) állították elő, hogy magyarázatot adjon a hozamok autokorrelációjára, ami a múltbeli piaci hozamok hatásából ered. Az így becslött úgynevezett SUM $\beta$ -t úgy állítják elő, hogy az értékpapírhozam és a piaci hozam, valamint a késleltetett (előző időszakbeli) piaci hozam regressziós együtt-hatójának összegét képezik. Az ilyenformán előállított módosított béta korrelációja a jövőbeli hozamokkal, sokkal erősebb, mint a tradicionálisan becslött bétáké, melyek értéke többnyire lefelé torzít. Az autokorreláció mértéke kis értékpapírok hozamának tekintetében sokkal nagyobb, mint a nagy papírok esetében. Ibbotson, Kaplan és Peterson véleménye az, hogy e jelenség esetében is nagy szerepet játszik a méret effektus (size-effect). Megállapításuk szerint viszont, a méret csak más egyéb faktorok mutatója, melyek például a megfigyelhető autokorrelációs jelenséget is okozzák. Azt állítják, hogy az autokorrelációs jelenséget okozhatja részben az aszinkron kereskedelem is, ám ez sem nyújt teljes egészében kielégítő magyarázatot. Az aszinkron kereskedelem abból adódik, hogy az egyes papírok kereskedése nem reguláris intervallumokban történik. Általában a záróárakat tekintik

<sup>17</sup> IBBOTSON, R.G.; KAPLAN, P.D.; PETERSON, J.D. [1997]: Estimates of small stock betas are much too low. *Journal of Portfolio Management* (Summer), 104–111. oldal.

az időszak mérvadó értékének a hozam számításához, de ez az érték lehet, hogy még az előző, vagy a még korábbi időszakra jellemző igazán. Ez a hatás a kis papíroknál érzékelhető leginkább, ahol nem biztosított megfelelőképpen a folyamatos likviditás. A kutatók szerint azonban az aszinkron kereskedelem nem ad teljes és kimerítő magyarázatot önmagában az autokorreláció kialakulására. Az IKP béta-elemzésben a tradicionális CAPM béta és a módosított SUM $\beta$  összehasonlítását, az alábbi algebrai leírás alapján végezték el 10, méret alapján kialakított portfólió segítségével. Mindkét modellben a hozamokat csak a fix hozamokat meghaladó értékeknél (excess return) értelmezték.

A tradicionális  $\beta$  becslését az:

$$R_t - R_{ft} = \alpha + \beta(R_{mt} - R_{ft}) + e_t \quad (3)$$

regresszió végrehajtásával végezhetjük el, majd az

$$R_t - R_{ft} = \alpha + \beta(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{-1}(R_{mt-1} - R_{ft} - R_{mt} - R_{ft}) + u_t \quad (4)$$

többszörös regressziós egyenletből eredő béta együtthatók összegeként megkapott módosított szisztematikus kockázatot az alábbi összefüggéssel definiálhatjuk:

$$\text{SUM}\beta = \beta + \beta_{-1} \quad (5)$$

A magas publicitással és alacsony tranzakciós költséggel rendelkező nagy cégek papírai gyorsabban reagálnak az új információra, ezért ezen papírok hozamai alacsonyabb autokorrelációt mu-

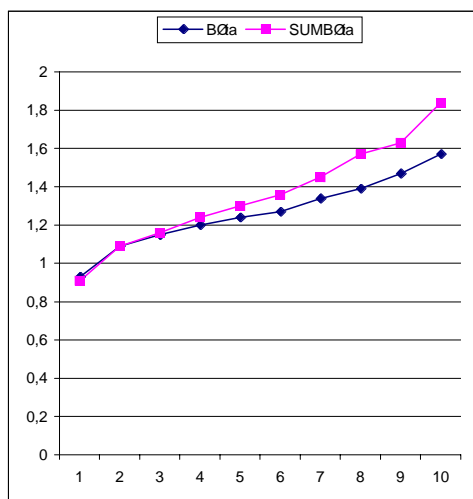
tatnak. Ebből következően, az alacsony publicitással és magas tranzakciós költséggel rendelkező kis cégek papírai lassabban reagálnak az új információra, ezért ezeknél viszont nagyobb autokorreláció figyelhető meg. A késleltetett piaci hozamok használata, mely során nagyobb súlyt kapnak a nagy és likvid papírok, segít kiküszöbölni az autokorrelációt mely a kis papírok trendhez képesti lemaradásából adódik. Általában  $\beta_{-1}$  nagysága fordítottan arányos a cég méretével. Így a  $\beta$  és a  $\beta_{-1}$  aránya a méret függvénye. Könnyen belátható, hogyha elfogadjuk a SUM $\beta$  hatékonyságát, akkor igaz, hogy a nagy cégek esetében a tradicionális  $\beta$  és a SUM $\beta$  közel azonos, viszont a kis cégek esetében a CAPM $\beta$ , nem ad releváns képet a jövőbeli hozamokról. Az IKP-elemzés szerint a tradicionális CAPM $\beta$  többnyire alulbecsült a kis cégek esetében.

1. táblázat

Méret Portfólió	R-R <sub>t</sub>	Béta	SUM Béta
1	0,58	0,93	0,91
2	0,73	1,09	1,09
3	0,78	1,15	1,16
4	0,82	1,2	1,24
5	0,87	1,24	1,3
6	0,88	1,27	1,36
7	0,91	1,34	1,45
8	0,95	1,39	1,57
9	1,02	1,47	1,63
10	1,31	1,57	1,84

Az IKP-elemzésben elvégzett béta összehasonlítás eredményeit, melyben a

1. ábra



tradicionalis CAPM $\beta$  és a SUM $\beta$  értékei sorakoznak az 1926 és 1994 közötti időszakból, az 1. táblázat és az 1. ábra tartalmazza. Az 1–10-ig számozott méret portfóliók a legnagyobbtól a legkisebbig haladva a NYSE, AMEX és NASDAQ papírjaiból állnak. Az  $R - R_f$  az adott portfólió havi átlagos prémiumát jelöli.

A táblázat és a kétfajta béta becslését tartalmazó ábra jól szemlélteti Ibbotson, Kaplan és Peterson állítását, mely szerint a nagy méretű portfóliók kevésbé tartalmaznak autokorrelációs jelenséget, és így a vizsgált két béta közel azonos, míg a kisebb portfóliók felé haladva az eltérés fokozatosan növekszik.

2. táblázat

Válogatott portfóliók éves hozama					
	<0, =0	Legalacsonyabb	2	3	Legmagasabb
Méret		0,251	0,179	0,153	0,126
B/M	0,824	0,146	0,172	0,184	0,2
E/P	0,29	0,124	0,161	0,187	0,223
Osztalék	0,255	0,143	0,158	0,182	0,167
Válogatott portfóliók éves hozamának t-tesztje					
	<0, =0	Legalacsonyabb	2	3	Legmagasabb
Méret		0,276	0,22	0,188	0,166
B/M	0,393	0,217	0,21	0,186	0,23
E/P	0,425	0,211	0,182	0,189	0,229
Osztalék	0,323	0,211	0,193	0,183	0,186

MEI<sup>18</sup> (1993) publikációjában, Ross<sup>19</sup> (1976) nyomdokain járva, az „Arbitrage

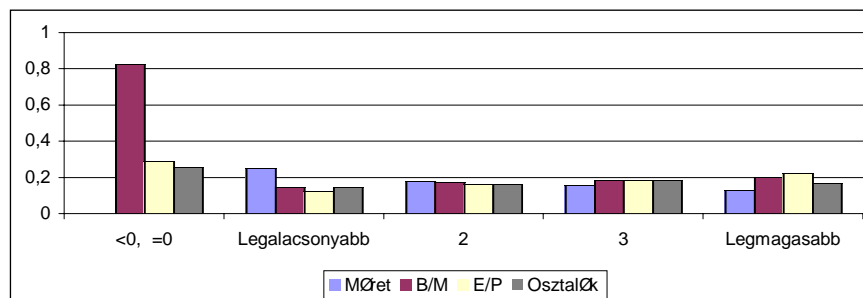
18 MEI, JIANPING [1993]: Explaining the cross-section of returns via a multi-factor APT model. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28, 331–345. oldal.

19 ROSS, S. [1976]: The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory* 13 (July), 341–360. oldal.

Pricing Theory” (APT) elméleten alapuló autoregressziós megközelítésben alkalmazott multi-faktor modellel arra tett kísérletet, hogy a vállalat specifikus hatásokat vizsgálja, mint például a B/M és a E/P hányados, közvetlenül a hozamsorok leírása tekintetében.

2. ábra

## Portfóliók a hozamok tükrében



A 2. táblázatban az 1971 és 1990 közötti időszak alapján 5 évenként felülvizsgált portfólió látható, melyek az egyes mérőszámok értéke alapján lettek a legkisebbtől a legnagyobbik kialakítva. Az éves átlagos hozamokat a felső számok jelzik, míg az alsó zárójeles tételek a hozátartozó t-teszt eredményei.

A 2. táblázatban és a grafikonon jól megfigyelhető, hogy a mérethatás ezzel a közvetlen és egyszerű faktor-hozam vizsgálattal is igazolható, vagyis a kis papírok hozama felülmúlja a nagyokét. A többi faktor esetében is megfigyelhető hasonló szabályosság. A magas B/M rátájú vállalatok papírjának hozama magasabb az alacsonyabb B/M rátával rendelkező papírok hozamánál. A magas E/P hányadossal rendelkező eszközök szintén túlszárnyalják az alacsonyabb rátával rendelkező papírok teljesítményét. Az osztalék esetében szintén hasonló összefüggések figyelhetők meg. A következőknek ellentmondani látszik azonban a legkisebb mérőszámmal rendelkező portfóliók viselkedése, melyek kilógva a sorból, szokatlanul magas hozamokat mutatnak, annak ellenére, hogy

itt a mutatók 0 illetve 0-nál kisebb értéket hordoznak.

Ennek a látszólagos ellentmondásnak az az oka, hogy az ilyen paraméterekkel rendelkező cégek közül sok az olyan, amelyik váratlan kedvező piaci kilátásai miatt hirtelen fordulatot vesz, és ezáltal a kereslet is hirtelen megnő irántuk, noha vagyoni és jövedelmezőségi mutatóik önmagukban erre semmi okot nem adnának. Összefoglalóan, egy igen hatásos előrejelző módszer fogalmazható meg a vállalat-specifikus mutatók használatával, ahogy azt az iménti példa alapján látható. Mei munkája a többfaktoros autoregressziós vizsgálatokkal ugyanakkor azt is sejteti, hogy a mérethatás (size-effekt) csak más – a modellből kihagyott – faktorok közvetett hatásaként jelentkezik, és nem tekinthető önálló tényezőnek az elvárt hozamok magyarázatában.

KOTHARY, SHANKEN és SLOAN<sup>20</sup> [1995] szintén megvizsgálták az 1940 utáni amerikai időszakot a tradicionális béta relevanciája tekintetében, és hasonló követ-

20 KOTHARY, S. P.; SHANKEN, JAY; SLOAN, RICHARD G. [1995]: Another look at the cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 50 (March), 185–224.

keztetésre jutottak, mint korábbi szerzőtársaik; vagyis a béta önmagában gyenge erőt képvisel a hozamok magyarázatában. A szerzők regressziós vizsgálataikban főleg azzal nyújtottak újdonságot, hogy a hagyományos havi hozam adatok helyett éves hozam adatokat vettek alapul a béta-becslésekhez. Ezzel – állításuk szerint – nagyrészt elkerülték az aszinkron kereskedelem, a szezonális és más nem kívánt jelenségek hatását.

Empirikusan kimutatható (HANDA, KOTHARY, WASLEY<sup>21</sup> [1989]), hogy ha növeljük a hozammérési időintervallumot, akkor a kis cégek esetében nő, a nagy cégek esetében pedig csökken a béta értéke. A KSS elemzés – éves bétákat használva és különböző portfólióalakításokon vizsgálva az 1941 és 1990 közötti amerikai tőkepiacot – arra a következtetésre jutott, hogy a CAPM-béta megfelelő szignifikanciával bír mind közgazdasági, mind pedig statisztikai értelemben. Ezzel szemben viszont az addigi irodalom sztárjaiként ünnepeelt méret- és B/M hatásoknak, a havi helyett az éves intervallumot használva a bétabecslésénél, nem igazolódott akkora szerepük, mint FAMA és FRENCH publikációiban [1992, 1993, 1995].

#### AZ IDŐBEN VÁLTOZÓ BÉTA

A legtöbb imént vázolt angolszász irodalmi tanulmány feltételezte a méret és a kockázat közötti inverz kapcsolat jelenlétét, de

21 HANDA, PUNEET; KOTHARY, S.P.; WASLEY, CHARLES E. [1989]: The relation between the return interval and betas: implications for the side effect, *Journal of Financial Economics* 23, 79–100.

mindezt konstans kockázat, vagyis béta mellett igazolták. Számos más tanulmányban felvetették azonban annak a lehetőségét, hogy a szisztematikus kockázat elképzelhető az időben változó formában is.

CHRISTIE<sup>22</sup> [1982] tanulmányában nagyfokú volatilitást állapít meg a részvényhozamok idősorában, melyet a pénzügyi áttétel hatásának tulajdonított.

FENSON és HARVEY<sup>23</sup> [1991] szerint a hozamok váltakozása a méret, illetve iparág szerinti portfóliók esetében a kockázati prémium váltakozásával vannak összefüggésben. Értelmezésük szerint a hozamok üzleti trendeknek megfelelő változása közvetlenül köthető az arra az időre vonatkozó szisztematikus kockázathoz. KARPOFF<sup>24</sup> [1987] egy igen érdekes magyarázatot nyújt az ilyen váltakozó kockázati modellek életképességéről. Tanulmányában egy lehetséges tranzakciós költség hatás létezéséről számol be, melynek alapjául az szolgál, hogy recesszió idején a tranzakciós költség magasabb, míg konjunktúra idején ugyanez alacsonyabb. Ez a különbség befolyással lehet a szisztematikus kockázat trendek szerinti váltakozására. Ezt megerősítendő SCHWERT<sup>25</sup> [1989] erre vonatkozó elemzésében nagyobb piaci volatilitást igazolt recesszió idején. Ez a jelen-

22 CHRISTIE, A. A.: [1982] The stochastic behavior of common stock variances: value leverage and interest rate effect, *Journal of Financial Economics* 10, 407–432.

23 FENSON, W. E., and C. R. HARVEY: [1991] The variation of economic risk premiums, *Journal of Political Economy* 99, 385–415.

24 KARPOFF, J. M.: [1987] The relation between price changes and trading volume: a survey, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 109–126.

25 SCHWERT, G. W.: [1989] Why does stock market volatility change over time, *Journal of Finance* 44, 1115–1153.



ség még nyilvánvalóbb „kis papírok” esetén, melyeknek magasabb a vételi-eladás sávja, illetve jutaléka a tőkepiaci kereskedelemben. Fama és French konstans szisztematikus kockázatot használ piaci modelljének kialakításában, mely nyilvánvalóan nem teszi lehetővé az értékpapírok kockázata időbeni változásának kimutatását, és ilyenformán azt sem, hogy különbséget tegyen konjunktúra és recesszió, illetve bull és bear piac szerinti szisztematikus kockázat között.

FABOZZI és FRANCIS<sup>26</sup> [1977, 1979] arról számol be, hogy a szisztematikus kockázat és az abnormális hozam (alfa) – mind az egyes értékpapírok, mind pedig a befektetési alapok tekintetében – attól függően változnak, hogy bear vagy bull trend van. Ezekben a munkájukban azonban még túl nagy különbséget nem jegyeztek föl a béta illetve az alfa bull és bear értékei között. BHARDWAJ és BROOKS<sup>27</sup> [1993] viszont a méretporfóliók esetében – a bull és bear piacok vizsgálatában – szignifikáns statisztikai különbségre talált az egyes trendekhez tartozó szisztematikus kockázat és abnormális hozam tekintetében. A „kis papírok” gyengébben teljesítettek a „nagy papíroknál”, amikor a kockázatot különbözőféleképpen értelmezte a bull és bear ciklusok esetében. Tanulmányukat a NYSE és az AMEX tőkepiacán végezték az 1926–1988 közötti időszakra vonatkozóan.

26 FABOZZI, F. J., AND J. C. FRANCIS: [1977,]: Stability test for alphas and betas over bull and bear market conditions, *Journal of Finance* 32, 1093–1099.

27 BHARDWAJ, RAVINDER K., and LE ROY D. BROOKS, 1993, Dual betas from bull and bear market: reversal of the size effect, *Journal of Financial Research* 16 (Winter), 269–283.

3. táblázat

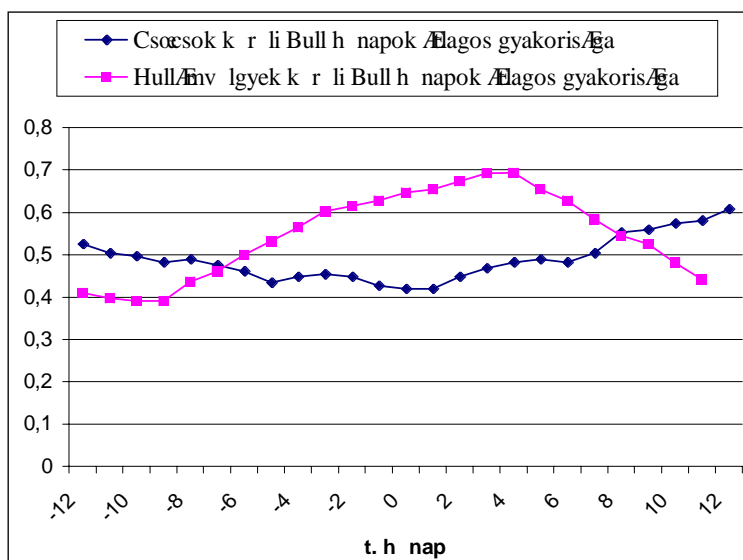
**Átlagos bull hónap gyakoriság  
a csúcsok és hullámvölgyek között  
1926–1988**

	Csúcsok körüli	Hullám- völgyek körüli
Hónapok a csúcstól/ hullámvölgytől	Bull hónapok átlagos gyakorisága	Bull hónapok átlagos gyakorisága
-12	0,5245	0,4103
-11	0,5035	0,3974
-10	0,4965	0,391
-9	0,4825	0,391
-8	0,4895	0,4359
-7	0,4755	0,4615
-6	0,4615	0,5
-5	0,4336	0,5321
-4	0,4476	0,5641
-3	0,4545	0,6026
-2	0,4476	0,6154
-1	0,4266	0,6282
0	0,4196	0,6474
1	0,4196	0,6538
2	0,4476	0,6731
3	0,4685	0,6923
4	0,4825	0,6928
5	0,4895	0,6538
6	0,4825	0,6282
7	0,5035	0,5833
8	0,5524	0,5449
9	0,5594	0,5256
10	0,5734	0,4808
11	0,5804	0,4423
12	0,6084	0,4432

A 3. táblázatban összegyűjtött adatok összefoglalják a konjunktúra, illetve recesszió idején kialakult csúcsok és hullámvölgyek körül csoportosuló bull hónapok gyakoriságát. Az első oszlop azt mutatja, hogy az egyes csúcsoktól, illetve

hullámvölgyektől az adott bull trendű hónap milyen távolságban van. A második oszlop az átlagos bull hónapok gyakoriságát mutatja a csúcstól mérve, a harmadik oszlop pedig ugyanazt a hullámvölgyektől számítva.

3. ábra



A változó béta modell kialakításához a konstans béta modell szolgál alapul.

$$R_t = a_1 + b_1 R_{mt} + e_{1t} \quad (6)$$

A változó szisztematikus kockázati modell:

$$R_t = a_2 + a_3 D_1 + b_2 R_{mt} + b_3 R_{mt} D_1 + e_{2t} \quad (7)$$

Ami tovább egyenlő:

$$R_t = a_{bull} + (a_{bear} - a_{bull}) D_1 + b_{bull} R_{mt} + (b_{bear} - b_{bull}) R_{mt} D_1 + e_{2t} \quad (8)$$

$R_t$  = portfólió hozama a kockázatmentes ráta felett a t. hónapban

$R_{mt}$  = a piaci portfólió hozama a kockázatmentes ráta felett a t. hónapban

$D_1$  = bináris mutató: 1 ha bear, 0 ha bull

Az  $a_1$  az abnormális hozam,  $b_1$  szisztematikus kockázat a tradicionális modellben. Az  $a_2$  és a  $(a_2 + a_3)$  a bull és bear piacok esetén reprezentálja az átlagos abnormális hozamot, míg a  $b_2$  és a  $(b_2 + b_3)$  a szisztematikus kockázatot reprezentálja a változó kockázati modellben.

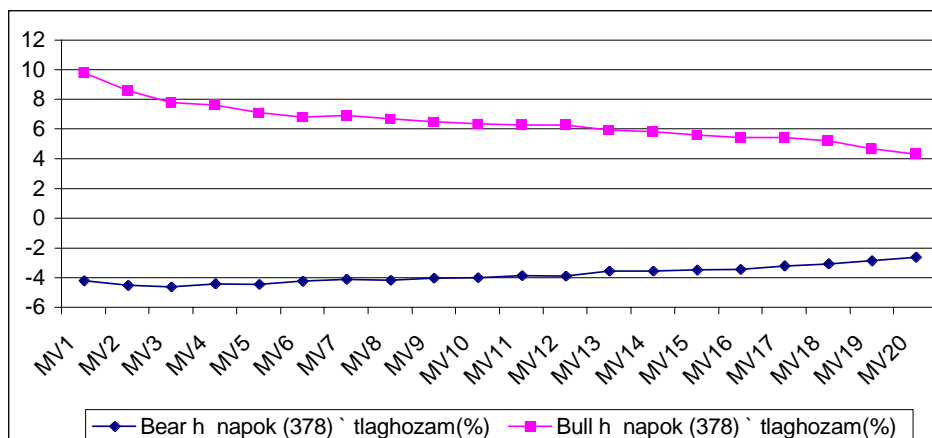
A 4. táblázat húsz méret szerinti portfólió átlag havi hozamát tartalmazza az összes, valamint a bull és a bear hónapok tükrében. Az MV1 a legkisebb, míg az MV20 jelöli a legnagyobb piaci értékű portfóliót. A hónapok – csakúgy, mint a korábbiakban – annak függvényében so-

4. táblázat

**Átlagos havi hozam (%) és szórás Bear és Bull hónapok esetén 1926–1988**

Piaci érték (méret) portfólió	Átlagos piaci érték	Összes hónap (756)		Bear hónapok (378)		Bull hónapok (378)	
		Átlaghozam (%)	Szórás	Átlaghozam (%)	Szórás	Átlaghozam (%)	Szórás
MV1	2,36	2,81	13,5	-4,2	6,64	9,81	14,93
MV2	4,63	2,03	11,95	-4,53	6,54	8,59	12,55
MV3	6,84	1,59	10,92	-4,62	6,42	7,8	10,97
MV4	9,44	1,61	10,23	-4,43	6,26	7,64	9,88
MV5	12,45	1,33	9,67	-4,46	6,05	7,12	9,15
MV6	16,01	1,29	8,97	-4,24	5,8	6,81	8,15
MV7	20,25	1,4	9,14	-4,09	5,83	6,9	8,54
MV8	25,22	1,26	8,41	-4,17	5,66	6,69	7,12
MV9	31,29	1,21	8,19	-4,05	5,49	6,48	6,99
MV10	39,3	1,19	8,12	-3,99	5,67	6,37	6,79
MV11	49,67	1,22	7,65	-3,87	5,33	6,3	6,08
MV12	63,04	1,2	7,97	-3,89	5,44	6,3	6,77
MV13	81,28	1,19	7,31	-3,57	5,19	5,95	5,9
MV14	106,37	1,15	7,39	-3,54	5,26	5,85	6,13
MV15	141,67	1,05	7,03	-3,5	5,02	5,6	5,69
MV16	194,43	0,98	6,79	-3,44	5,07	5,41	5,23
MV17	275,15	1,09	6,8	-3,22	4,91	5,41	5,6
MV18	413,11	1,07	6,44	-3,08	4,67	5,21	5,17
MV19	666,77	0,9	5,97	-2,87	4,49	4,67	4,77
MV20	2537,58	0,86	5,6	-2,61	4,4	4,32	4,4
Market (CRSP equally weighted index)		1,33	7,96	-3,79	5,15	6,45	6,92
Risk-free rate (Tbills)		0,29	0,27	0,3	0,28	0,27	0,26

4. ábra



5. táblázat

Átlagos havi „excess” hozam (%) és szisztematikus kockázat becslése  
1926–1988 (756 hónap, jan.–dec.)

Piaci érték (méret) portfólió	Konstans béta modell			Változó béta modell							F-próba
	$a_1$	$b_1$	Adj. R <sup>2</sup>	$a_{bull}$	$a_{bear}$	$a_{bear-}$ $a_{bull}$	$b_{bull}$	$b_{bear}$	$b_{bear-}$ $b_{bull}$	Adj. R <sup>2</sup>	
MV1	0,99	1,47	0,74	-1,62	-0,24	1,38	1,81	1,04	-0,77	0,78	50,27
MV5	-0,18	1,18	0,93	-0,91	0,17	0,74	1,26	1,13	-0,13	0,94	16,34
MV10	-0,13	1	0,96	0,28	0,09	-0,19	0,94	1,07	0,13	0,96	20,78
MV15	-0,11	0,85	0,92	0,66	0,03	-0,63	0,76	0,94	0,18	0,93	37,64
MV20	-0,08	0,62	0,77	1,05	0,15	-0,9	0,49	0,75	0,26	0,8	43,88
MV1 (long)– MV20 (short)	1,07	0,85	0,37	-2,68	-0,39	2,28	1,32	0,29	-1,03	0,45	58,76

rolódtak bull vagy bear kategóriába, hogy az adott hónap piaci hozama rendre magasabb vagy alacsonyabb, mint a középérték piaci hozam (median market return).

Mind a húsz portfólió negatív átlaghozamot mutat a bear és pozitív a bull hó-

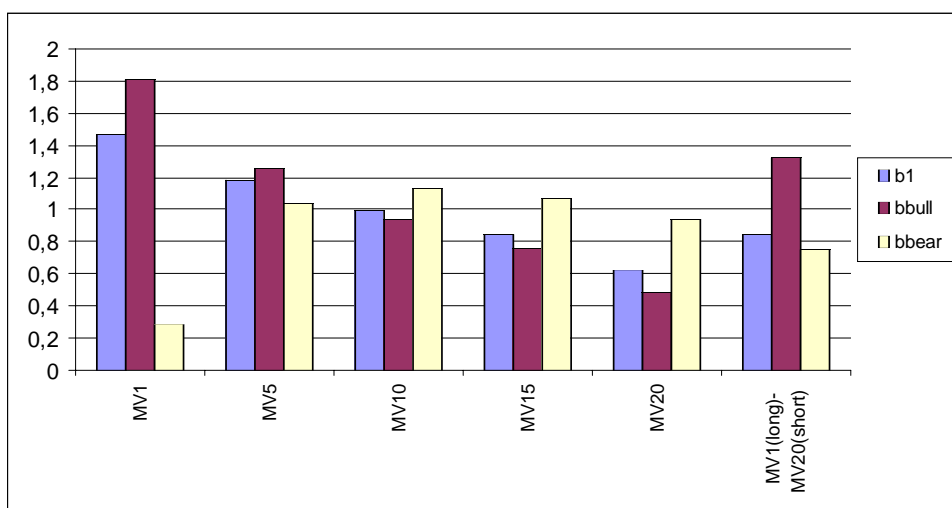
napokban. Megfigyelhető, hogy a kis portfóliók a bear hónapokban negatívabb, a bull időszakban pedig pozitívabb hozamot értek el, mint a nagyobbak. A hozamszórások vizsgálata arra engedte következtetni a Bhardwaj-Brooks szerzőpáros,

hogyan recesszió idején a magas volatilitás legfőképpen kispapírok jelenlétének hatásából fakad.

Az 5. táblázat szintén a portfóliók méretének függvényében ad képet arról, hogy a változó szisztematikus kockázat modellben szereplő  $b_{bull}$  és  $b_{bear}$  hogyan

aránylik egymáshoz. Statisztikailag szignifikáns különbség mutatkozik  $b_{bull}$  javára a kisebb portfóliók esetén, míg a nagyobbaknál ez fordítva mutatkozik. Tehát, nagy piaci értékű portfólió esetén  $b_{bull} < b_{bear}$ , kis piaci értékű portfólió esetén pedig  $b_{bull} > b_{bear}$ .

5. ábra



Az F próba:

$$F = [(SSE_1 - SSE_2)/k] / (SSE_2 / (n - 2k)),$$

ahol

$SSE_1$  és  $SSE_2$  rendre a konstans, illetve a változó béta hiba négyzetösszegei,

$n$  az összes megfigyelt hozam száma,  $k$  a becsült paraméterek száma.

Az F próba az  $a_{bull} = a_{bear}$  illetve a  $b_{bull} = b_{bear}$  kettős hipotézis szignifikanciáját vizsgálja. A többszörös determinációs együttható  $R^2$  értéke minél inkább 1-hez közele, annál inkább determinisztikus a hipotézis.  $R^2 = SSR/SST$ .

## ÖSSZEGRÉS

Az előzőekben a várható hozamok becslésével kapcsolatosan sokféle magyarázat található az elmúlt negyven év tudományos publikációiból, a szisztematikus kockázat tárgyköre csoportosuló különböző faktormodellek és elméletek alapján. A szisztematikus kockázat becslése – a tradicionális bétától a különböző hatásokat kiszűrő és egyéb tényezőket magába foglaló bétán keresztül az időben változó bétáig – napjainkig nagy változáson ment keresztül módszereit tekintve. Ezekre a változásokra nem azért volt és van

szükség folyamatosan, mert a régebbi modellek és elméletek helytelenek lettek volna, hanem azért, mert a modellek többsége egy adott időszakra és piaci környezetre készült, és ezek empirikus igazolása a feltételek módosulása esetén különböző eredményt hoz. Sharpe, Lintner és Black CAPM modelljét a korábbi időszakokra számos esetben többen is igazolták statisztikai tesztekkel. Az utóbbi évek vizsgálatai viszont többnyire csak más – bétán kívüli – faktorok egyidejű bekapcsolásával bizonyultak hitelesnek a hozamok megbízhatóbb becslése tekintetében. Az utóbbi négy évtizedet tesztelő tőkepiaci vizsgálatok jelentős részében megtalálhatók a vállalat méretén – piaci kapitalizációján – alapuló faktormodellek, melyek empirikus vizsgálatok által megállapított eredményessége felülmúlja a többi hasonlóan alkalmazott faktort, mint például a P/E vagy az osztalékráta faktort. A méret effektus létezésének igazolásához Fama és French publikációi járultak hozzá leginkább az elmúlt évtizedben. Azonban

sok más publikációban is jelentős nyomát fedezhetjük fel a méret effektusnak akár közvetlen, akár közvetett formába. Az előzőekben bemutatott 2. grafikonból jól kivehető a méret alapján összeállított portfóliók egymás mellé tételével az, hogy a méret növekedésével az éves átlaghozamok értéke csökken. Az 5. grafikon szintén igazolja a méreteffektus jelenlétét, a különböző méretű portfóliók bétáinak egymás mellé helyezésével, melyből látható, hogy a portfóliók nagyságának növelésével a béta, illetve a  $Beta_{bull}$  csökken, a  $Beta_{bear}$  esetében azonban már nem állapítható meg hasonlóan egyértelmű következtetés. A fejlett tőkepiacok hosszú kockázatbecslési és esz-közértékelési tapasztalata nagy segítséget adhat egy a hazai szerény gyakorlati és kutatási múltra visszatekintő tőkepiac viselkedésének megértésében, olyan modellek megalkotásával, melyek más piacok tapasztalataira alapozva, testre szabottan adhatnak képet a hazai eszközök kockázatáról és várható hozamáról.

## IRODALOM

- BANZ, ROLF W. 1981, The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3–18.
- BASU, SANJOY, 1983, The relationship between earning yield, market value, and return for NYSE common stocks: further evidence, *Journal of Financial Economics* 12, 129–156.
- BHANDARI, LAXMI CHAND, 1988, Debt / Equity ratio and expected common stocks returns: Empirical evidence, *Journal of Finance* 43, 507–528.
- BHARDWAJ, RAVINDER K., AND LE ROY D. BROOKS, 1993, Dual betas from bull and bear market: reversal of the size effect, *Journal of Financial Research* 16 (Winter), 269–283.
- BLACK, FISCHER, 1972, Capital market equilibrium with restricted borrowing, *Journal of Business* 45, 444–455.
- BLACK, FISCHER, MICHAEL C. JENSEN, AND MYRON SCHOLES, 1972, The capital asset pricing model: some empirical tests, in M. Jensen, ed: *Studies in the Theory of Capital Market* (Praeger).
- BOQUIST, J. A., AND W. T. MOOR, 1983, Estimating the systematic risk of an industry segment: A mathematical programming approach, *Financial Management* (Winter), 11–18.
- CHAN, LOUIS K., YASUSHI HAMAOKA, AND JOSEF LAKONISHOK, 1991, Fundamental and stock returns in Japan, *Journal of Finance* 46, 1739–1789.
- CHRISTIE, A. A., 1982, The stochastic behavior of common stock variances: value leverage and interest rate effect, *Journal of Financial Economics* 10, 407–432.
- FABOZZI, F. J., AND J. C. FRANCIS, 1977, Stability test for alphas and betas over bull and bear market conditions, *Journal of Finance* 32, 1093–1099.

- FAMA, EUGENE F., AND KENNETH R. FRENCH, 1992, The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47, 427–465.
- FAMA, EUGENE F., AND KENNETH R. FRENCH, 1993, Common risk factors in the return on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* (February), 3–56.
- FAMA, EUGENE F., AND KENNETH R. FRENCH, 1997, Industry costs of equity, *Journal of Financial Economics* (February), 153–193.
- FENSON, W.E., AND C.R. HARVEY, 1991, The variation of economic risk premiums, *Journal of Political Economy* 99, 385–415.
- HANDA, PUNEET, S. P. KOTHARY, AND CHARLES E. WASLEY, 1989, The relation between the return interval and betas: implications for the side effect, *Journal of Financial Economics* 23, 79–100.
- IBBOTSON, R. G., P.D. KAPLAN, AND J. D. PETERSON, 1997, Estimates of small stock betas are much too low, *Journal of Portfolio Management* (Summer), 104–111.
- KAPLAN, PAUL D., AND JAMES D. PETERSON, 1998, Full-information industry betas, *Financial Management* 27 (Summer), 85–93.
- KARPOFF, J. M., 1987, The relation between price changes and trading volume: a survey, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 109–126.
- KOTHARY, S. P., JAY SHANKEN, AND RICHARD G. SLOAN, 1995, Another look at the cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 50 (March), 185–224.
- LINTNER, JOHN, 1965, The valuation of risk assets and the selections of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics* 47, 13–37.
- MEI, JIANPING, 1993, Explaining the cross-section of returns via a multi-factor APT model, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28, 331–345.
- ROSENBERG, BARR, KENNETH REID, AND RONALD LANSTEIN, 1985, Persuasive evidence of market inefficiency, *Journal of Portfolio Management* 11, 9–17.
- ROSS, S., 1976, The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory* 13 (July), 341–360.
- SCHWERT, G. W., 1989, Why does stock market volatility change over time, *Journal of Finance* 44, 1115–1153.
- SHARPE, WILLIAM F., 1964, Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance* 19, 425–442.
- STATTMAN, DENNIS, 1980, Book values and stock returns, The Chicago MBA: *Journal of Selected Papers* 4, 25–45.