

Емпирично изследване на D-CAPM в условията на формирация се български капиталов пазар

Проф. д-р Радослав Цончев, Красимир Костенаров

Резюме: В доклада се разглежда възможността за количествена оценка на бета коефициента на акциите чрез ляво отклонения риск (*downside risk*) като алтернатива на традиционното изчисляване. Разглеждат се три варианта бета коефициентна, като специално внимание е отделено на варианта предложен от Х.Естрада (D-бета). Осъществено е емпирично изследване на резултатите, което показва възможността на D-бета да обясни в по-голяма степен доходността на акциите на фондовия пазар в България, в сравнение със стандартния бета коефициент.

Ключови думи: D-бета, D-МОКА, лява корелация, лява ковариация, полудисперсия, лява полудисперсия.

JEL класификация: G10, G12

Целта на настоящия доклад е да представи възможност за алтернативно изчисляване на традиционния бета коефициент, която да е подходяща за използване на формирация се пазари. За целта се представят три различни начина на изчисление на бета коефициента, основани на правилата за едностранно изчисляване на риска. Последният и най-актуален начин е известен като D-бета и е предложен от Х.Естрада. Коефициентът D-бета се използва в модел, който има същата структура както CAPM и се нарича D-CAPM (Downside CAPM). Втората част на доклада се концентрира върху емпирично изследване, чиято цел е да покаже доколко е подходящо използването на модела D-CAPM и изчисляването на D-бета в България. Това постигаме като изчисляваме асиметричността на доходността на 40-те най-търгувани компании на БФБ. Наличието на силна асиметричност е един от аргументите за прилагането на D-CAPM вместо на CAPM. Също така правим регресионен анализ, чиято цел е да покаже степента, в която бета и D-бета са в състояние да обяснят измененията в средната доходност на компаниите.

Съществуват множество критики относно точността на модела CAPM. В следващите редове, без претенции за изчерпателност, ще обобщим някои от основните направления на модела, които се подлагат на критика.

Roll (1977)¹ обръща внимание преди всичко на проблемите свързани с дефинирането на пазарния портфейл и с най-разпространената практика той да се заменя с фондов индекс от акции. Проблемът при такава замяна е, че избирайки различни фондови индекси ще получаваме забележимо различни резултати за основните параметри на CAPM, напр. за коефициента бета. Това съществено влияе на определянето чрез модела на цената на капитала.

Друг проблем, свързан с устойчивостта на коефициента бета е разгледан от Levy (1971)² и Blume (1975)³. Изследвайки динамиката и поведението на

коэффициента бета Levy (1971) стига до извода, че за определена акция, коэффициентът не е устойчив във времето и затова не може да служи за точна оценка на бъдещия риск. В същото време, бета коэффициента на портфейл дори от няколко на брой случайно избрани акции показва достатъчно устойчивост и следователно може да се използва за измерване на риска. Изследванията на Blume (1975) стигат до извода, че бета коэффициента на портфейл от акции с течение на времето достига до стойност 1.

При използването на МОКА на развиващи се пазари се появяват допълнителни проблеми с приложимостта на модела свързани със значимостта на такива рискове, които са специфични за местния пазар, като степента на регулиране на икономиката от страна на държавата, степента на либерализация на икономиката, динамичните икономически и законодателни промени на локалния пазар и др. За използването на различни модификации на модела пишат Estrada (2000)⁴, Bekaert & Harvey (1995)⁵, De Swaan & Liubych (1999)⁶. Bekaert & Harvey изтъкват, че при оценката на изискуемата доходност на развити и формиращи се пазари трябва да се отчетат различни фактори, като наблюдават интеграцията на локалния пазар. Те показват, че интеграцията е променлива с течение на времето и оказва съществено влияние върху изискваната доходност. De Swaan & Liubych⁷ доказват, че степента на интегрираност е важен фактор при определянето на модел за оценка на собствения капитал.

CAPM предполага симетрично нормално разпределение. Това всъщност е и основна критика на модела, особено когато става въпрос за приложението му към формиращи се пазари. Затова някои автори предлагат да се изчислява едностранна (лява) бета. Bawa и Lindenberg (1977)⁸ предлагат такъв модел, конструиран на база на МОКА, но изчислявайки едностранна бета. Estrada (2002)^{9,10} въвежда най-новата конструкция за изчисляване на едностранния риск, като въвежда изчисляването на бета чрез регресионна оценка на зависимостта между едностранната дисперсия на доходността на актива и едностранната дисперсия на доходността на пазарния портфейл.

CAPM възприема традиционното статистическо разбиране за еднаквата значимост при оценката на риска на отклоненията и в двете посоки на доходността от средната доходност. Т.е. при оценката на риска както по-ниската, така и по-високата доходност в сравнение със средната доходност са еднакво показателни и трябва да бъдат отчетени. Още Марковиц¹¹ признава, че рискът може да бъде изчислен и по друг начин. За целта той приема определена стойност на доходността за целеваⁱ доходност и като риск дефинира само възможността от реализиране на по-ниски стойности на доходността от целевата доходност.

Доколко обаче разглеждането само на по-ниските стойности (размера на загубите) отговаря на действителните представи за риск на инвестиционните мениджъри? Редица емпирични изследвания потвърждават релевантността на подобно разглеждане и изчисляване на риска. Мао (1970)¹² провежда интервюта с мениджъри на различни компании и установява, че те по-скоро характеризират риска като невъзможност за достигане на определена целева норма на

ⁱ Предварително зададената стойност ще наричаме също и целева доходност, което идва от английското Target rate of return. За такава стойност може да бъде избрано всяко ниво на доходност, но най-често в теорията се работи със средна доходност, безрискова възвръщаемост или нула.

възвръщаемост, отколкото като вероятността нормата им на възвръщаемост да се отклони както в негативна така и в позитивна посока от средната възвръщаемост или определено ниво на възвръщаемост. MacCrimmon и Wehrung (1986)¹³ установяват, че същността на риска се възприема от мениджърите като съвкупност от три характеристики: степента на загуба, шанса за реализиране на загуба и опасността от загуба. March и Shapira (1992)¹⁴ установяват, че при анкетиране на мениджърите дали тяхното разбиране за риск отговаря на разпределението на всички възможни сценарии, както негативни така и позитивни, 80% от тях отговарят, че отчитат само негативните. Baird и Thomas (1990)¹⁵ правят обширен преглед и критика на различните дефиниции и оперативни измерители на риска. Резултатите от тяхното проучване показват, че финансовите анализатори, специализирани в шест различни индустрии считат размера на загубите и вероятността за реализиране на загуба като най-важните от седем дефиниции на риска.

В следващите редове ще представим три метода на изчисление на бета коефициента, които са конструирани така, че да могат да преодолеят някои от недостатъците на класическия CAPM. Например проблема с нормалното разпределение на доходността не съществува, когато се прилага CAPM, при който коефициента бета е заменен с ляво отклонена бета. По този начин се преодолява също и проблема с психологическото възприемане на риска като възможност за реализиране на загуба, което беше дискутирано вече.

Първият от трите модела е предложен от Bawa & Lindenberg (1977)¹⁶, които предлагат конструкция за изчисление на риска подобна на CAPM, но с използването на оценка на риска с ляво отклонение. Модела си те наричат LPM (Lower partial moment). Моделът има конструкцията на CAPM, като разликата е по отношение на изчислението на бета коефициента:

$$(1) \quad \beta_i = \frac{E[(R_i - R_f) \cdot \min(R_M - R_f, 0)]}{E[\min(R_M - R_f, 0)]^2}$$

Където:

R_i - доходност на актив i ;

R_f - безрискова доходност;

R_M - доходност на пазарния портфейл.

В уравнението на Bawa & Lindenberg (1977) за целева норма на възвръщаемост на анализа е взета безрисковата доходност. Harlow & Rao (1989) развиват модел наречен MLPM (Mean-lower partial moment). В тяхната работа се предполага, че инвеститора възприема риска като отклонение от възприета целева доходност, в качеството на която Теплова и Селиванова¹⁷ предлагат да се приеме средната пазарна доходност. В тази конструкция бета коефициента се изчислява по формулата:

$$(2) \quad \beta_i = \frac{E[(R_i - \mu_i) \cdot \min(R_M - \mu_M, 0)]}{E[\min(R_M - \mu_M, 0)]^2}$$

където:

R_i - доходност на актив i ;

R_M - доходност на пазарния портфейл;

μ_M - средната доходност на пазарния портфейл;

μ_i - средната доходност на акцията на компания i .

Една от последните и най-актуални версии на модела за оценка на риска и цената на собствения капитал е предложена от Estrada. Бета коефициента наричан още D-бета и се изчислява по формулата:

$$(3) \quad \beta_i^D = \frac{\text{cov}_{iM}}{\sigma_M^2} = \frac{E\{\text{Min}[(R_i - \mu_i), 0] \cdot \text{Min}[(R_M - \mu_M), 0]\}}{E\{\text{Min}[(R_M - \mu_M), 0]^2\}}$$

Тази бета може да се използва в модел, който има същата структура като CAPM. Този модел е известен като D-CAPM (Downside CAPM) и се задава формулирано от:

$$(4) \quad E(R_i) = R_f + MRP \cdot \beta_i^D$$

Където,

MRP е пазарната рискова премия;

R_f представлява безрисковата доходност.

От представените три метода за изчисляване на бета коефициента най-голям интерес представлява последният, предложен от Х. Естрада. Емпиричните резултати проведени върху него от Естрада върху формиращи се пазари дават обещаващи резултати. Затова в емиричната част от нашето изследване ще се насочим основно към резултатите от него, които ще сравним с резултатите от традиционната бета, и CAPM.

Анализа който ще направим се сътворй от следните стъпки:

1. Ще направим анализ на асиметрията на компаниите чрез изчисляването на два коефициента на асиметрия.

2. Ще направим регресионен анализ, с който ще определим степента, в която традиционната бета и D-бета са способни да обяснят движенията в средната доходност на акциите.

Има няколко статистически метода за измерване на асиметрията. Марковиц (1959) предлага следната мярка за измерване на асимитрията на доходността:

$$(5) \quad Sk = \frac{\sigma^2}{2\sigma^{2-}}$$

където: σ^2 - дисперсия;

σ^{2-} - лява полудисперсия.

Симетричните разпределения изчислени по тази формула имат коефициент на асиметрия $Sk=1$. Ако имаме повече екстремуми отдясно то $Sk>1$, в обратния случай $Sk<1$.

Друг метод за измерване на асиметрията е чрез моментния коефициент на асиметрияⁱⁱ, който се счита за най-универсалния измерител на отклонението на рамената на кривата на разпределението вляво или вдясно от точката на най-голямото натрупване на данните от извадката. Формулата по която го правим е:

$$(6) \quad As = \frac{\sum_{t=1}^n (R_t - \mu)^3}{\sigma^3};$$

където:

R_t е доходността на акцията в момент t .

n са броя на периодите;

μ е средната стойност на доходността на акцията;

σ^3 е стойността на стандартното отклонение повдигната на трета степен.

При симетрично разпределение As е равно на нула. Когато разпределението е асиметрично и изтеглено надясно от средната стойност на извадката коефициентът As е положителен, съответно отрицателен, когато е изтеглено наляво. Ако стойностите по абсолютна стойност са по-големи от 0.5 се приема, че асиметрията е значителна.

Изследване на приложимостта на метода на Estrada на българския пазар на акции

За осъществяване на изчисленията използваме данни за цените на ценните книжа извлечени от ежедневните борсови бюлетини на БФБ за периода от 01.01.2005г. до 31.05.2008г.

За еквивалент на пазарна възвръщаемост ще използваме индекса SOFIX. От четирите индекса, които БФБ изчислява, само SOFIX и BG40 са с по-дълга история, достатъчна, за да могат да бъдат използвани. SOFIX включва по-малко дружества, но е наличен за целия период от 2004 г. досега. Също така за изчислението му се използват тегла спрямо пазарната капитализация на компаниите, които го съставят. Той теоретично е по-близък до пазарния портфейл. Данните които ще използваме са крайната стойност на индекса за всеки последен работен ден от седмицата.

За голяма част от компаниите има дни, в които не са сключвани сделки с тях. Това поражда проблем, който идва от факта, че индекса има стойности и в тези дни, което повлиява на изчисляването на коефициентите, когато с дадена акция няма сключени сделки. В този случай приемаме, че доходността на акцията в деня без сделки е равна на 0% (или цената на акцията в двата последователни дни е една и съща).

Безрисковата доходност изчисляваме като средноаритметично от годишната доходност на всички емисии тримесечни държавни ценни книжа емитирани от Министерство на финансите за периода от средата на 2007 до

ⁱⁱ Дамгалиев, Теллалян, Бизнесстатистика, НБУ, 2006г., стр 57

средата на 2008 година (последните 12 месеца). Стойността на така изчислената безрискова доходност е 4.14%

Компаниите които подлагаме на анализ трябва да отговарят на следните критерии:

1. Да са листвани на борсата в периода 01.01.2005 до 31.05.2008;
2. Трябва да има сключени сделки с тях в най-малко 70% от дните за периода на извадката.

На този критерии отговарят четиридесет компании, които може да намерите в таблица 1:

Таблица 1: Компании участващи в изследването и дял на дните с търговия на БФБ в периода от 01.01.2005 до 31.05.2005

	Код	Име на компанията	Дял на дните с търговия
1	PETHL	Синергон Холдинг АД-София	100%
2	ALBHL	Албена Инвест Холдинг АД-к.к. Албена	100%
3	DOVUHL	Доверие Обединен Холдинг АД-София	100%
4	IHLBL	Индустриален Холдинг България АД-София	100%
5	BHC	Българска Холдингова Компания АД-София	100%
6	CENHL	Стара планина Холд АД-София	100%
7	SFARM	Софарма АД-София	100%
8	HIKA	Индустриален Капитал Холдинг АД-София	99%
9	GAMZA	Северкооп Гъмза Холдинг АД-София	99%
10	LEV	ИД Златен лев АД-София	98%
11	CCB	ТБ Централна кооперативна банка АД-София	97%
12	ALB	Албена АД-к.к. Албена	97%
13	NEOH	Неохим АД-Димитровград	94%
14	ALUM	Алкомет АД-Шумен	94%
15	ORGH	Оргахим АД-Русе	93%
16	HIMKO	Химко АД-Враца	92%
17	BIOV	Биовет АД-Пещера	92%
18	MCH	М+С хидравлик АД-Казанлък	90%
19	POLIM	Полимери АД-Девня	90%
20	PET	Петрол АД-София	90%
21	HUG	Холдинг Кооп-Юг АД-София	89%
22	KREM	Кремиковци АД-София	89%
23	HSOF	Холдинг Света София АД-София	88%
24	SEVTO	Българска роза-Севтополис АД-Казанлък	87%
25	ZLP	Златни пясъци АД-Варна	87%
26	BULSTH	Ютекс Холдинг АД-София	84%
27	ELTOS	Спарки Елтос АД-Ловеч	83%
28	PAMPO	Пампорово АД-Смолян	81%
29	AROMA	Арома АД-София	81%
30	SKELN	Св. Св. Константин и Елена Холдинг	80%

		АД-Варна	
31	EMKA	EMKA АД-Севлиево	80%
32	BMREIT	БенчМарк фонд имоти АДСИЦ-София	80%
33	FZLES	Фазерлес АД-Силистра	80%
34	TOPL	Топливо АД-София	79%
35	DEKOT	Декотекс АД-Сливен	77%
36	ELHIM	Елхим Искра АД-Пазарджик	76%
37	KTEX	Катекс АД-Казанлък	76%
38	BALKL	Балкан АД-Ловеч	73%
39	SLB	Слънчев бряг АД-к.к.Слънчев бряг	71%
40	KDN	Капитан Дядо Никола АД-Габрово	71%

При изчисляването на доходността е пропуснат дивидентният компонент, тъй като влиянието му е пренебрежимо малко.

Тестването на приложимостта на D-бета, съответно на D-CAPM ще извършим в следната последователност:

В таблица 2 е представена стойността на двата коефициента на асиметрия.

В направената извадка от 40 компании, 37 имат положителен коефициент моментна асиметрия, който варира от 0.09 до 4.04, а 3 компании имат отрицателен. Коефициента значително се различава от 0, което значи, че компаниите имат ясно изразена дясна асиметрия. Аналогичен е резултата на коефициента на асиметрия по Марковиц. Той определя също 37 компании като асиметрични с дясно изтеглена асиметрия.. Оценката на степента на асиметричност на компаниите показва, че 31 от компаниите са с моментен коефициент на асиметрия по-голям от 0.5 по абсолютна стойност, което определя разпределението на доходността като силно асиметрично. Следователно, това се явява математическо обосновано препятствие за използването на традиционния модел CAPM, за който едно от основните изисквания е разпределението на доходността на финансовите активи да е нормално.

Таблица 2: Асиметрия на изследваните компании

Номер	Код компания	Моментен коефициент на асиметрия	Асиметрия по формулата на Марковиц	Номер	Код компания	Моментен коефициент на асиметрия	Асиметрия по формулата на Марковиц
1	PETHL	0.64	1.24	21	HUG	1.98	1.68
2	ALBHL	0.69	1.37	22	KREM	0.57	1.29
3	DOVUHL	0.66	1.38	23	SEVTO	4.04	2.37
4	IHLBL	0.19	1.17	24	HSOF	0.68	1.33
5	BHC	0.83	1.54	25	ZLP	0.27	1.15
6	CENHL	0.96	1.44	26	BULSTH	0.22	1.10
7	SFARM	0.89	1.31	27	ELTOS	1.25	1.91
8	HKA	0.92	1.43	28	PAMPO	0.10	1.05
9	GAMZA	0.91	1.49	29	EMKA	-0.62	0.98
10	LEV	-0.01	0.98	30	AROMA	0.70	1.22
11	CCB	0.79	1.20	31	BMREIT	-1.01	0.77
12	ALB	0.59	1.32	32	TOPL	0.66	1.23

13	NEOH	0.82	1.35	33	SKELN	1.36	1.70
14	ALUM	0.59	1.08	34	FZLES	0.30	1.16
15	ORGH	1.10	1.74	35	DEKOT	0.27	1.15
16	HIMKO	1.05	1.69	36	ELHIM	0.51	1.30
17	BIOV	2.45	1.91	37	KTEX	1.03	1.66
18	MCH	0.74	1.43	38	BALKL	0.43	1.28
19	POLIM	1.95	1.94	39	SLB	0.75	1.40
20	PET	0.09	1.13	40	KDN	0.51	1.28

Уравнението на регресионния анализ, което ще използваме е линейно и има вида:

$$(7) \quad R_i = \alpha_1 + \alpha_2 RF_i + e,$$

където:

R_i - Средната доходност за компания i ;

α_1, α_2 - коефициенти на регресията;

RF_i - рисков фактор;

e - случайна грешка.

Като независима променлива и рисков фактор последователно в регресионното уравнение ще бъдат заместени бета и D-бета.

Средната доходност изчисляваме по формулата:

$$(8) \quad R_i = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} * 100$$

Където,

R_i - Средната доходност за компания i ;

P_t – цената на акцията в края на период t .

Средната доходност се изчислява върху два различни периода. Единият е на седмична база, където като P_t се взема стойността на акцията от последния работен ден на седмицата. След това се намира средната доходност на седмична база за целия период от 01.01.2005 до 31.05.2008. Получената средна се умножава по 52 за да се намери годишната доходност на акцията. Вторият подход за изчисляване на доходността е на месечна база, където за P_t се взема цената от последния работен ден на месеца, след което се намира средната доходност за всички месеци за периода 01.01.2005 до 31.05.2008.

В таблица 3 може да се проследи коефициента на детерминация (R^2) за регресиите. На регресиите с независима променлива бета и зависима променлива годишната доходност R^2 е в размер на 0.014 (коефициента се движи в границите от 0 до 1. При стойност 0, способността на независимата променлива да опише поведението на зависимата е 0%. При стойност 1, поведението на зависимата

променлива се описва перфектно от модела). Когато зависимата променлива е месечната доходност стойността на R^2 е 0.048. Въпреки, че при работа със месечни данни стойността на коефициента се увеличава над три пъти и двете стойности показват пределно ниска способност на бета да обясни промените в средната доходност на акцията. Стойността на R^2 при регресията с независима променлива D-бета е 0.104 при годишна доходност като зависимата променлива и 0.106 при месечна доходност като зависима променлива. Сравнено с коефициента на детерминация на регресията с бета, резултата е значително по-добър и показва, че D-бета е в състояние в по-голяма степен да обясни поведението на зависимата променлива или средната доходност в нашия случай. Въпреки това стойността на R^2 и в този случай е ниска и влиянието като цяло може да се дефинира като ниско.

Проверката за значимост на коефициента на детерминация е извършена при ниво на значимост 0.05 и показва, че при всички разгледани случаи е значим. От статистическа гледна точка, колкото по голяма е стойността на F от Sig. толкова по-ясно изразена е значимостта на R^2 . Или значимостта на D-бета като независима променлива в регресионното уравнение е по-ясно изразена отколкото на бета.

Таблица 3. Резултати от регресионния анализ, базирани на данни за среднодневната цена на акциите.

	R	R^2	ст.грешка на оценката	F	Sig.
Зависима променлива – годишна доходност					
Beta	0.12	0.014	28.50%	0.557	0.46
D-beta	0.32	0.104	27.14%	4.412	0.42
Зависима променлива – месечна доходност					
Beta	0.29	0.048	2.16%	1.89	0.18
D-beta	0.35	0.106	2.09%	4.523	0.40

На следващия етап на анализа прилагаме регресионния анализ, но при значително по-малко компании. Критерия за избор на компаниите е, че трябва да са сключени сделки със съответната компания най-малко в 95% от дните през разглеждания период. На този критерий отговарят първите 12 компании от посочените в таблица 1. В този случай, R^2 има стойност от 0.043 и 0.113 за бета съответно при годишна и месечна доходност поставена като зависима променлива. Резултатите показват видимо подобрение в сравнение с анализа на 40 компании, но все още способността на бета да обясни движенията на доходността се оценява като много ниска. Стойностите на R^2 за D-бета са съответно 0.242 и 0.404. Това е значително подобрение в сравнение с анализа извършен с 40 компании и показва сравнително по-висока способност на D-бета да обясни средната доходност на компаниите.

Таблица 4. Резултати от регресионния анализ на компании, които имат осъществени сделки в поне 95% от дните за периода от 01.01.2005 – 30.05.2008

	R	R^2	ст.грешка на оценката	F	Sig.
Зависима променлива – годишна доходност					
Beta	0.208	0.043	27.72%	0.454	0.516

D-beta	0.492	0.242	24.67%	3.197	0.104
Зависима променлива – месечна доходност					
Beta	0.335	0.113	1.20%	1.268	0.287
D-beta	0.638	0.407	6.88%	6.875	0.026

От направения регресионен анализ могат да се обобщят следните изводи:

- Стойностите на R^2 са ниски както за бета така и за D-бета. Това означава че способността на двата коефициента да обяснят измененията в средната доходност е ниска според конструираното регресионно уравнение и направения регресионен анализ.

- D-бета е в състояние в по-висока степен да обясни движенията на доходността на акциите. Стойността на коефициента на детерминация, когато независима променлива в регресионното уравнение е D-бета, превишава от два до над четири пъти коефициента на детерминация на стандартната бета. Този резултат показва, че D-бета е в значителна степен по-подходящ при измерване на риска на отделните компании, отколкото бета коефициента.

- Степента в която компанията се търгува има съществено значение за степента в която бета и D-бета са в състояние да обяснят измененията в средната доходност. Колкото по-търгувани са компанията измерено като дни, в които има сключени сделки, толкова по-висока е степента в която бета и D-бета обясняват промените в средната доходност.

В таблица 5 са показани резултатите от изчислението на D-бета, D-CAPM, нормална бета и CAPM, когато калкулациите са правени по средната цена на акциите за деня. Стойностите на бета варират от 0.08 до 1.91, а стойностите на D-бета варират от 0.41 до 1.89. От друга страна стойностите на CAPM варират от 6.5% до 62.1%, съответно стойностите на D-CAPM варират от 16.5% до 61.5%. Забелязва се склонност на D-бета да се увеличава и приближава към 1 особено за акциите, чиито бета коефициент е много близък до 0. Например бета коефициента на LEV (ИД Златен лев АД-София) е 0.36, а D-бета се увеличава до 0.54; бета коефициента на HUG (Холдинг Кооп-Юг АД-София) е 0.52, а D-бета се увеличава до 1.04; бета коефициента на KREM (Кремиковци АД-София) е 0.13, а D-бета се увеличава до 0.94. Аналогично за същите компании D-CAPM се увеличава и придобива по-високи и по-реални стойности (например очакваната доходност на Кремиковци АД се увеличава от 8.2% на 32.7%).

От включените в изследването 40 компании, 32 имат по-висока D-бета в сравнение с бета, съответно това рефлектира в по-висока D-CAPM, в сравнение с CAPM. Средната разлика, когато D-CAPM е по-голямо от CAPM е 9.1 процентни пункта, докато в обратния случай, когато D-CAPM е по-ниско от CAPM е -2.8 процентни пункта. Това показва, че ако се изчислява ляво отклонения риск с помощта на ляво отклонена бета или D-бета, компанията на БФБ се определят в по-голямата си част като по-рискови.

Таблица 5. Обобщение на резултатите за бета, D-бета, CAPM и D-CAPM, при изчисление със средни данни.

Код	Бета	CAPM	D-бета	D-CAPM	Код	Бета	CAPM	D-бета	D-CAPM
PETHL	0.89	31.2%	1.21	40.9%	HUG	0.52	20.0%	1.04	35.8%
ALBHL	0.77	27.4%	0.83	29.2%	KREM	0.13	8.2%	0.94	32.7%

DOVUHL	1.06	36.3%	1.35	45.1%	SEVTO	0.59	21.9%	1.03	35.4%
IHLBL	0.86	30.4%	0.97	33.4%	HSOF	0.95	33.0%	1.37	45.6%
BHC	0.87	30.7%	1.00	34.6%	ZLP	0.90	31.4%	1.04	35.8%
CENHL	0.86	30.3%	1.01	34.8%	BULSTH	0.84	29.6%	1.39	46.2%
SFARM	0.86	30.3%	0.93	32.5%	ELTOS	0.69	25.1%	0.97	33.7%
HIKA	1.02	35.1%	1.35	45.0%	PAMPO	0.80	28.4%	1.13	38.4%
GAMZA	0.99	34.2%	0.98	33.9%	EMKA	0.61	22.8%	1.10	37.4%
LEV	0.36	15.2%	0.54	20.6%	AROMA	1.33	44.5%	1.70	55.8%
CCB	1.21	40.8%	1.13	38.4%	BMREIT	0.08	6.5%	0.41	16.5%
ALB	0.91	31.9%	0.87	30.6%	TOPL	0.51	19.6%	1.01	34.8%
NEOH	0.95	32.8%	0.88	30.7%	SKELN	1.06	36.2%	1.34	44.7%
ALUM	1.25	42.0%	1.49	49.3%	FZLES	0.93	32.5%	1.34	44.7%
ORGH	1.06	36.5%	1.02	35.2%	DEKOT	0.72	25.9%	0.85	29.9%
HIMKO	1.91	62.1%	1.89	61.5%	ELHIM	0.92	32.2%	1.35	45.1%
BIOV	1.03	35.6%	0.75	26.8%	KTEX	0.82	29.1%	1.08	36.9%
MCH	0.67	24.5%	0.89	31.1%	BALKL	0.73	26.4%	0.98	34.0%
POLIM	1.66	54.5%	1.47	48.8%	SLB	0.59	22.0%	0.69	25.2%
PET	0.70	25.5%	1.01	34.8%	KDN	0.85	30.1%	1.04	35.8%

¹ Roll R. A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests// Journal of Financial Economics, V.4, 1977, pp.129-176

² Levy R.A. On the Short-Term Stationarity of Beta Coefficients //Financial Analysts Journal, 1971, 27 (Nov.-Dec.), pp.55-62

³ Blume M.E. Betas and Their regression Tendencies //Journal of Finance, Vol. 30, 1975, June, pp. 785-795.

⁴ Estrada, J. The Cost of Equity in Emerging Markets: a downside risk approach// Emerging Markets Quarterly, 2000, pp.19-30.

⁵ Bekaert, G., C.R. Harvey Time-Varying World Market Integration//, V.50, № 2, 1995.

⁶ De Swaan J., A. Liubych, 1999 Determining the cost of equity in emerging markets// WP, №28, Oct. 2003.

⁷ [De Swaan&Liubych, 1999] De Swaan J., A. Liubych, 1999 Determining the cost of equity in emerging markets// WP, №28, Oct. 2003, www.ksg.harvard.edu/PAE.

⁸ Bawa V., E. Lindenberg Capital market equilibrium in a mean lower partial moment framework// Journal of Financial Economics, V. 5, 1977, pp. 189–200.

⁹ Estrada, J. Systematic Risk in Emerging Markets: the D-CAPM// Emerging Markets Review, V.3, 2002, pp.365-379.

¹⁰ Estrada, J. Mean-Semivariance behavior (II): The DCAPM// WP, Sept. 2002, IESE Business School.

¹¹ Markowitz, H. M. (1959). *Portfolio Selection*. Wiley, New York.

¹² Mao, J. C. T. (1970). 'Survey of capital budgeting: Theory and practice, *Journal of Finance*, 25, pp. 349-360.

¹³ MacCrimmon, K. R. and D. A. Wehrung (1986). *Taking Risks*. Free Press, New York.

¹⁴ March, J. G. and Z. Shapira (1992). 'Variable risk preferences and the focus of attention', *Psychological Review*, 99, pp. 172-183.

¹⁵ Baird, I. S. and H. Thomas (1990). 'What is risk anyway? Using and measuring risk in strategic management'. In R. A. Bettis and H. Thomas (eds.), *Risk, Strategy, and Management*. JAI Press, Greenwich, CT, pp. 21-52.

¹⁶ Bawa V., E. Lindenberg Capital market equilibrium in a mean lower partial moment framework, *Journal of Financial Economics*, V.5, 1977, pp. 189–200

¹⁷ Теплова Т.В., Селиванова Н.В., Эмпирическое исследование применимости модели D-CAPM на развивающихся рынках, *Журнал "Корпоративные Финансы"*, бр 3, 2007.