

Силвије Орсаг¹
Дејан Микеревих²

Контроверзе бете

Beta controversies

Резиме

Предмет овој рада су контроверзе о бета коефицијенту. У раду се расправља о проблемима везаним за њено историјско утемељење: како онима везаним за временску дужину узорка, тако и онима везаним за избор тржишног индекса. Приказани проблеми могу се ријешити одређивањем прилагодене бете, као и додатним прилагодивањима с пословном и финансијском полуком за прорачун фундаменталне бете предузећа. За приватне компаније која немају значајну историју тржишних приноса, бета се може утемељити поређенима са уредивим јавним предузећима. Ова процедура је доминантна за одређивање бете на малим тржиштима у развоју каква су она у регији. Овај приступ се примјењује и за прорачун бете „одозго на горе“.

Кључне ријечи: бета, CAPM, прошак калкулација, сива бета, прилагодена бета, фундаментална бета, „одозго на горе“ бета.

Summary

The subjects of this paper are controversies about beta coefficient. Paper discussed problems with historical estimation of beta, as well time length of sample as choosing

¹ Економски факултет Свеучилишта у Загребу, silvije.orsag@zg.t-com.hr

² Економски факултет Универзитета у Бањој Луци, dejan.mikerevic@efbl.org

market index. In addition paper showed simplified regression calculation of beta for Pliva d.d. stocks in excel. Presented problems can be solved with estimation of adjusted beta and addition adjustment by operating and financial leverage to calculate fundamental beta of the company. For the private companies which have no significant history of market yields beta can be establish by corporations with comparable public firms. This procedure is dominant to beta estimation for firms on small emerging markets as those in region. This approach is as well applied for bottom up beta calculations.

Key words: beta, CAPM, cost of capital, row beta, adjusted beta, fundamental beta, bottom up beta

1. Увод

Од самог утемељења модерне теорије портфолија (Markowitz 1952 и 1959), конструкције карактеристичног регресијског правца хартија од вриједности, познатог као једноиндексни модел (Sharpe 1963), бета коефицијент третира се мјером систематског ризика, дакле, оног дијела ризика који се не може избјећи диверсификацијом јер је под утицајем оних околности које утичу на све капиталне инвестиције на тржишту (Orsag, 2015). Под ригидним теоријским претпоставкама Sharpe (1964) Lintner (1965) модела процјењивања капиталне имовине – CAPM – могуће је развити систем једначина којима се доказује да је бета коефицијент мјера систематског ризика (Haugen, 1993). Убрзо након развоја овога модела, он је постао кључни алат утемељења захтијеваног приноса било које имовине у финансијској индустрији.

Модел процјењивања капиталне имовине постао је најчешће кориштени теоријски модел у пракси финансијске анализе. Његову широку практичку употребу нису смањиле нити различите критике модела које полазе од проблематизовања самих претпоставки модела (Orsag, 2015), преко различитих тестова, па до тестова који испитују валидност бете у смислу њене снаге за изражавање систематског ризика према другим могућим мјерама (Friend and Blume, 1972), преко тестирања стабилности бете (Levy, 1971, Blume and Friend, 1973, и Blume, 1975), до тестирања самог нагиба регресијског правца (Black, Jensen and Scholes, 1972, Fama and MacBeth, 1972).

У смислу различитих тестова модела процјењивања капиталне имовине, занимљив је рад Rolla (1977) у коме се провоцира питање: је ли модел процјењивања капиталне имовине икада и био коректно тестиран, те да ли су његови тестови уопште могући. Наиме, модел процјењивања капиталне имовине теоријски барата са очекиваним, односно са *ex ante* подацима,

док се тестови темеље на реализованим, односно *ex post* величинама које нужно не морају одговарати очекивањима које су имали инвеститори приликом формирања својих инвестицијских позиција и својих портфолија. Исто тако, кључан тест модела било би испитивање ефикасности теоријског тржишног портфолија, што је немогуће измјерити и тестирати.

Управо чињеница да се модел процјењивања капиталне имовине у својој теоријској основи заснива на очекиваним величинама, а тако и на очекиваној бети, јављају се и проблеми његовог кориштења у пракси. У том смислу се као допуна за очекивану бету користи њена апроксимација из одређеног историјског узорка остварених веза између приноса одређене утрживе финансијске активе и неке апроксимације приноса укупног тржишта капиталне имовине. Разлог за то лежи у чињеници да не постоји одговарајући показатељ приноса на укупно тржиште капиталне имовине које обухвата осим утрживих хартија од вриједности - првенствено акција, и све друге капиталне инвестиције, чак и оне неопипљиве какви су на примјер људски потенцијали знање и сл. Управо се усљед проблема прорачуна историјске бете и њених недостатака за утврђивање дисконтне стопе која ће довести до садашње вриједности очекиваних новчаних токова, јавља и читав низ могућности прилагођавања бета коефицијента и његових модификација.

Модел процјењивања капиталне имовине користи се и у пракси финансијске анализе на мањим и мање развијеним финансијским тржиштима, тако и на оним у регији. Сама чињеница мањег обухвата података о кретањима финансијских цијена по ширини и временској дубини изазива додатне контроверзе кориштења бета у таквим анализама. У раду ћемо се покушати осврнути и на те додатне проблеме изучавања бета коефицијента и закључака који из њега произилазе.

2. Историјска бета

Да би модел процјењивања капиталне имовине као и једноиндексни модел исправно дјеловао за утемељење трошка капитала, бета коефицијенти свих вриједносних хартија морали би бити недвосмислено утврђени. То значи да би за приносе сваке акције морале бити унапријед познате дистрибуције вјероватноће. Будући да за приносе на хартије од вриједности не постоји *ex ante* дана дистрибуција вјероватноће, то се и бета коефицијенти не могу потпуно објективно израчунати. Они се у одређеној мјери објективизирају тако да се израчунавају из историјске дистрибуције вјероватноће. Без обзира на одређене дилеме о утицају историјских вриједности на прогнозу будућности, код израчунавања бете јавља се читав низ проблема везаних уз формирање историјског узорка за оцјену бета коефицијента.

2.1. Раздобље узорка и учесталост мјерења

Историјска бета најчешћи је начин утврђивања бета коефицијента. За њено правилно прорачунавање врло је важна дужина временске серије реализованих приноса утрживих инвестиција на основу којих ће се обавити прорачун. Временско раздобље за које ће се израчунати историјска бета зависи од расположивих података, дакле од прошлих трговачких трансакција, транспарентности, али и од дубине и ширине тржишта. Што је тржиште развијеније и веће, те што је дужа прошлост трговања, могуће је узети дуже временско раздобље. Насупрот идеји о узимању што дужег временског раздобља за утврђивање премије ризика, може се истаћи претпоставка да се аверзија према ризику мијења кроз вријеме. Између дужине времена и промјена аверзије према ризику кроз вријеме, на тржишту Сједињених Америчких Држава постигнут је консензус око времена израчуна бете. Уобичајено се историјска бета израчунава кроз протекло петогодишње раздобље (Orsag, 2015). Међутим, ако се посматрају неразвијена и плитка тржишта капитала, петогодишње раздобље може се оцијенити претјерано дугим јер укључује различите развојне фазе тржишта хартија од вриједности.

Чак и када постоји одређени консензус око прорачуна бета коефицијента, као што је случај Сједињених Америчких Држава гдје се бета коефицијент уобичајено рачуна из серије података од протеклих пет година, остају дилеме око поступка њеног прорачуна. Једна од њих везана је уз учесталост јединица опажања, а друга уз питање избора карактеристичне цијене трговања у одређеном трговинском дану.

Чињеница да већина аналитичара израчунава бета коефицијент према протеклом петогодишњем раздобљу свакако није довољан разлог да се отклоне сумње у савршеност тако израчунатих бета. Такву сумњу потенцира питање учесталости посматрања приноса унутар године дана. Да ли то значи да треба узети пет годишњих просјечних приноса, дванаест пута по пет мјесечних просјека, педесет и двије седмице просјека, или пак прорачун треба темељити на дневним цијенама? У овом посљедњем случају поновно се намеће питања избора карактеристичне цијене, јер се о дневним цијенама може говорити као о цијенама отварања и затварања, или као о просјечним цијенама. Сваки од наведених приступа резултираће друкчије оцијењеном бетом акција.

Ако се задржимо на дневним цијенама, поново се јавља питање прорачуна бете на различитим тржиштима. Наиме, америчке берзе функционишу на принципу сучељавања цијена путем двостране супротне аукције: британске на принципима потражне цијене гдје свака наредна лицитирана промјена цијене мора бити виша од претходне, или пак треба придјећи принципима холандских берзи гдје свака наредна лицитирана промјена

цијене мора бити нижа од оне претходне. Због тога је логично да је управно цијена затварања тржишта најближа карактеристичној тржишној цијени, јер су код ње најбоље усклађене понуда и потражња. Код других берзи настоје се упарити лицитиране цијене, тако да цијена затварања може бити прилично удаљена од карактеристичне цијене. Код таквих берзи боље је баратати са просјечном дневном цијеном као карактеристичном цијеном.

2.2. Апроксимација тржишта капиталне имовине

Друго питање везано уз прорачун бете такође нуди низ дилема. Наиме, тешко је вјеровати да се макроутицаји могу изразити само помоћу једнога фактора као што је тржишни индекс. Истина је да све акције зависе од кретања укупне привреде, па тако и од кретања тржишта и његовог „проксија” тржишног индекса. Међутим, акције ће зависити и од индустријске гране у којој послује друштво, али и од других „мезо” услова, тако да се систематски ризик не може у потпуности оцијенити једним фактором чије се дјеловање изражава неким одабраним индексом. У том смислу развијени су вишеиндексни модели капиталне имовине у којима се систематски ризик настоји изразити кроз утицај два или више фактора који се мјере одређеним индексима као својеврсним цијенама одређеног фактора ризичности вриједносне хартије.

Чак и да је могуће изразити систематски ризик утицајем једног јединога фактора ризика, поставља се питање који ће тржишни индекс најбоље описати кретања цјелокупног тржишта хартија од вриједности. Будући да ни један индекс није апсолутно доминантан, за прорачун бета коефицијената користе се различити тржишни индекси, што поновно утиче на различиту оцјену величине бета коефицијената акција различитих акционарских друштава. За који се тржишни индекс аналитичар определијели, мора користити и бету израчунату кориштењем управо тога индекса као представника тржишта хартија од вриједности. Како се и састави индекса мијењају кроз вријеме, јавља се и додатни проблем процјењивања историјског бета коефицијента.

3. Прорачуни историјске бете за мало тржиште у развоју

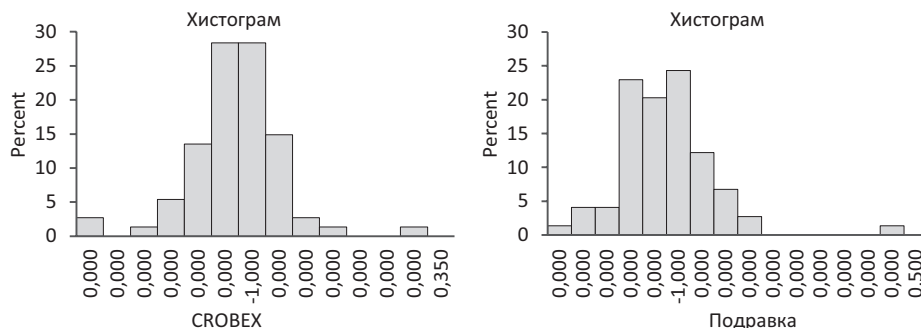
Данас је релативно лако утемељити карактеристични правац акције која је уврштена на организовано тржиште. За такве акције су расположиве серије података са организованог тржишта о реализованим цијенама акција и о приносима неког тржишног индекса. Како су такви подаци бесплатни, кориштењем одређеног статистичког пакета лако је утемељити карактеристични регресијски правац кретања неке акције. Овдје ће се користити

једноставни алат, свима познат и доступан - *Microsoft Excel*. Алат се користи не зато јер је најефикаснији за квантитативне анализе, већ зато што је општепознат.

За илустрацију утемељења карактеристичног правца одабрана је акција Подравке, уврштена на Загребачку берзу. Загребачка берза је мало тржиште акција у настајању. Ту нема проблема око избора индекса који ће симулирати понашање укупног тржишта акција. Расположив је само CROBEX индекс Загребачке берзе. Анализираће се дуже временско раздобље кориштењем једноставних мјесечних приноса. За ту сврху ће се са страница Загребачке берзе у *Excel* радни лист повући подаци о цијенама акција Подравке и вриједности CROBEXА крајем мјесеца, почевши од 31.1.2007. па до 29.3.2013. За цијену акција користи се просјечна дневна цијена из претходно објашњених разлога. Тако постоји 75 опажања цијена за које се могу израчунати 74 временска приноса једноставно дијелећи просјечну цијену (вриједност индекса) неког раздобља са просјечном цијеном (вриједност индекса) претходног раздобља. Наравно да ћемо добивени резултат умањити за један и изразити у постотку.

Како би анализа карактеристичног правца акције Подравке била што једноставнија, правац се неће одређивати за вишак приноса, већ ће се користити облик индексног модела који награду за преузети систематски ризик заснива на укупном приносу тржишног индекса. Добивени мјесечни приноси Подравке утврђени су само кретањем цијена јер на страницама Загребачке берзе нису расположиви подаци о исплаћеним дивидендама и данима када акције остају без дивиденди. Како домаћа акционарска друштва ријетко исплаћују дивиденде, по правилу једном годишње, овај проблем може се једноставно занемарити.

Програмски пакет *Excel* омогућава различите статистичке анализе. Међу најједноставније спада анализа учесталости, односно, статистички, фреквенције резултата. Учесталост приноса за CROBEX и акције Подравке израчунате су кориштењем *Excel* табеле у менију „Подаци”. У томе менију треба кликнути на анализу података (Data Analysis) и у падајућем менију који ће се појавити изабрати опцију „Хистограми”. Између низа сређених података и информација који су добивени анализом учесталости приноса представљају се хистограми за приносе индекса и акције. Хистограми су приказани на следећој слици.



Слика 1.

На слици 1. лако је уочити како се дистрибуција приноса код CROBEXА у одређеној мјери приближава нормално уређеној, док је код Подравке она далеко од нормално уређене. Логично је да се приноси према учесталости код тржишног индекса понашају нормалније него код појединачних акција јер је у таквом портфолију дошло до значајних учинака диверсификације који су битно ублажили одређене екстремне резултате на обје стране у односу на најучесталије приносе.

3.1. Дескриптивна статистика

Још бољи опис фреквенције дистрибуције приноса даје дескриптивна статистика. Резултати дескриптивне статистике за дистрибуцију приноса акције Подравке добивени су такође примјеном анализе података у *Excel* менију „Подаци”. У падајућем менију који се појављује након клика на анализу података, треба одабрати дескриптивну статистику и причекати да компјутер одради постављени задатак. Одређени резултати дескриптивне статистике за CROBEX и за акцију Подравке приказани су у табели 1.

Табела 1 показује анализе узорака 74 мјесечна приноса индекса CROBEX и акција Подравке дескриптивном статистиком. Ријеч је о раздобљу које се у највећој мјери односи на кризу свјетске и домаће привреде и пратеће неповољне трендове на тржишту капитала. Стога је и средња вриједност приноса негативна. Зато је та вриједност као мјера очекиваног приноса упитна, јер битно зависи од неповољних кретања унутар раздобља. Стога би и оцјену очекиваног приноса требало заснивати, осим на историјским подацима, и на очекивањима будућих кретања привреде и тржишта. Статистичка анализа могла се заснивати на дужем раздобљу, али је првенствени циљ илустрација примјене статистике а не прогнозирање.

Табела 1.

Параметри дескриптивне статистике	Износ	
	CROBEX	Подравка
1 Узорак	74	74
2 Очекивани принос	-0,00453	-0,00273
3 Стандардна девијација	0,08835	0,10036
4 Варијанса	0,00781	0,01007
5 Минимум	-0,26718	-0,24800
6 Максимум	0,34549	0,48645
7 Распон	0,61268	0,73445
8 Стандардна грешка	0,01027	0,01167
9 Искошеност	0,17270	1,37174
10 Сплештеност	3,95189	6,91338
11 Коефицијент варијације	-1949,27%	-3683,06%

Извор: Анализа аутора (2015)

Дескриптивном статистиком процијењен је и ризик мјерен стандардном девијацијом и варијансом. Те су вриједности веће од процјене очекиваног приноса. Наиме, логично је очекивати да ће одступања око средње вриједности показивати исту, односно барем сличну нестабилност без обзира на то да ли је ријеч о условима растућег или падајућег тржишта. Како временски узорак обухвата и дио раздобља непосредно прије наступања пада тржишта и кризе, логично је очекивати да су највећа и најмања вриједност, односно распон резултата, релативно добро приказани, јер се односе на врх и дно кретања цијена индекса и акције. Стандардна грешка зависи од временског узорка из којег је обављена процјена очекиваног приноса и ризика. Како се процјена заснивала на мјесечним приносима, узорак је релативно велики па и стандардна грешка није толика да би довела у питање корисност података спроведене анализе.

Акција Подравке и индекс CRONEX имају позитивну искривљеност која је код индекса релативно ниска (0,17), а значајна за Подравку (1,37). Позитивни резултати указују да је код обје дистрибуције врх помакнут улијево, па је више резултата занемариве вјероватноће наступања груписан на десној страни, што још више подупиरे закључак о негативним околностима које су утицале на кретање укупног локалног тржишта капитала и појединачних акција кроз анализирано раздобље. Акција Подравке и индекс CRONEX имају сплештеност 3,95 за индекс и 6,91 за акцију. То значи да су стварне дистрибуције испупчене у односу на нормалну због чега ризик процијењен стандардном девијацијом може бити потцијењен јер је испупченост изазвала дебље „репове” такве дистрибуције. Како акција има већу мјеру испупчености од индекса и њезини репови су дебљи, тако да има више резултата који попримају екстремне вриједности на обје стране симетрич-

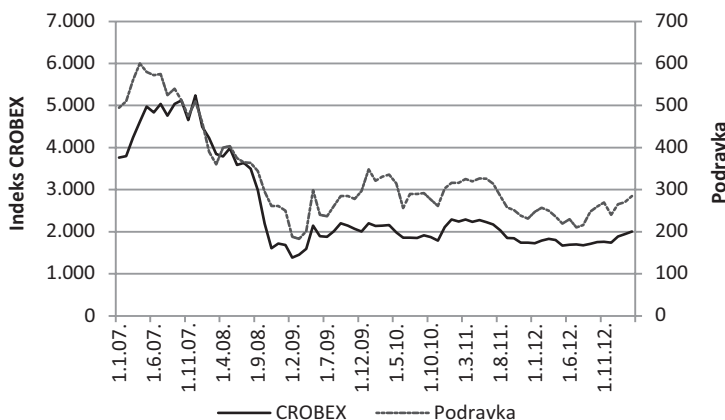
не дистрибуције око очекиваног резултата од индекса који репрезентује тржиште, али и од потпуно нормално уређене дистрибуције вјероватноће.

Акције Подравке и индекс CRONEX имају високе коефицијенте варијације: -1.945% за индекс, а -3.683% за Подравку. Високи коефицијенти посљедица су малих очекиваних приноса, мјерених средњом вриједношћу дистрибуције за изабрано временско раздобље. Ти су очекивани резултати још и негативни, због чега су и коефицијенти варијације негативни. Због чињенице да су стандардне девијације вишеструко веће од средњих вриједности, могу се очекивати значајније промјене приноса како код тржишног индекса, тако и код акције Подравке гдје су те могуће промјене двоструко веће у односу на тржишни индекс.

Резултати добивени дескриптивном статистиком провоцирају временско раздобље на којем се темељи анализа. То нарочито вриједи за очекивања приноса. Према добивеним показатељима ризика може се закључити како су потенцијални резултати улагања на домаћем тржишту тешко предвидљиви у краћем и средњем периоду. Дугорочно би прогнозе требало кориговати.

3.2. Корелација

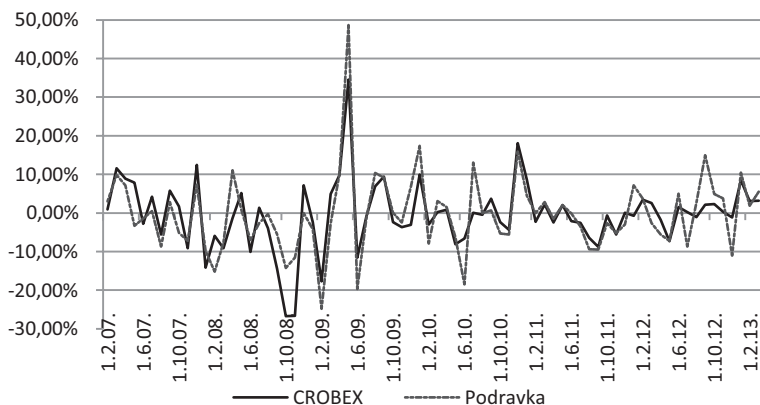
Анализа података, придружена програмском пакету *Excel*, омогућава и анализу корелације између акције Подравке и индекса акција Загребачке берзе. Израчунати коефицијент корелације износи $0,811$, што указује на значајну позитивну везу учинака акције према кретањима тржишног индекса. Корелацију између акције и тржишног индекса у наставку приказујемо графички. Кретање цијена акције Подравке и тржишног индекса CROBEX кроз анализирано раздобље приказани су на слици 2.



Слика 2.

Извор: Анализа аутора (2015)

На слици 2 видљиво је да је је кретање цијене Подравке и CROBEX веома усклађено, што је очекивано због коефицијента корелације. При томе су се дна (најниже вриједности) временски потпуно поклопила, док је врх (највише вриједности) Подравке наступио касније него врх индекса. Усклађеност показује и понављања образаца цијена, тако да се у дужем периоду између почетка 2009. и краја 2012. године распон између кретања цијена због различитих мјерила показује стабилним. Највеће промјене распона тих цијена су у периоду између средине 2007. и средине 2009. године.



Слика 3.

Извор: Анализа аутора (2015)

Усклађеност Подравке и индекса Загребачке берзе може се анализирати и кориштењем приноса. Кретање приноса акције Подравке и приноса индекса акција Загребачке берзе приказани су на слици 3. На слици се јасно види како и акција Подравке и индекс акција Загребачке берзе показују сличне обрасце кретања мјесечних приноса, чиме свједоче о високој корелацији коју показује и израчунати коефицијент корелације. При томе је лако уочити и већу волатилност приноса код акције Подравке у односу на индекс акција Загребачке берзе.

3.3. Регресијски правац

Регресијска анализа је такође дио алата стандардног програма *Excel*. Резултат такве анализе је и регресијски правац Подравке утврђен према тржишном индексу CROBEX који репрезентује кретање хрватског тржишта хартија од вриједности. Карактеристични правац приказан је на графичкој распршености на слици 4, заједно са приносима акције Подравка према приносу тржишног индекса који указују на величину резидуала регресијског правца по појединим опажањима. На графичкој распршености лако

је уочити како су везе приноса акције и тржишног индекса у посматраним периодима груписане на начин да показују постојање заједничког кретања. То заједничко кретање показује линеарну везу међу приносима.

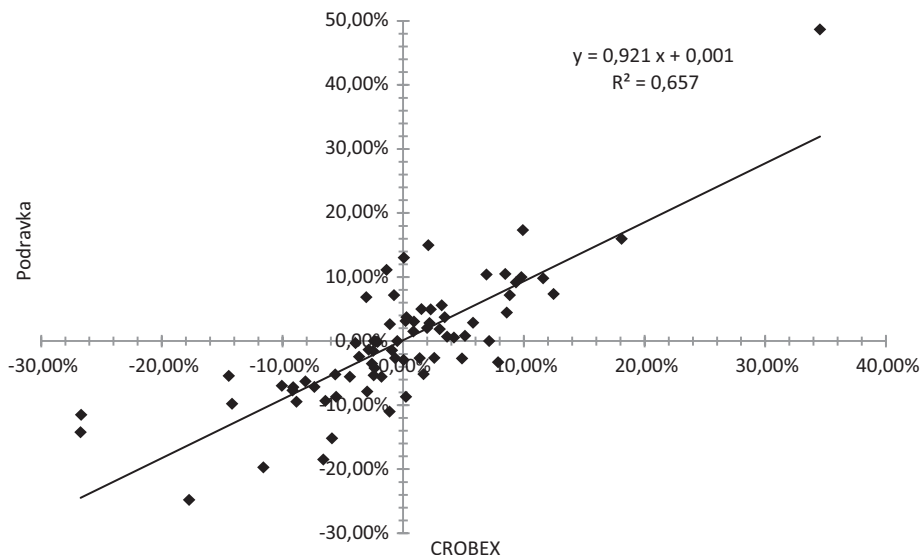
Према спроведеним прорачунима анализе података, кориштењем регресијске анализе, (једно) индексни модел акције Подравка одређен је следећим параметрима:

$$k_j = 0,001 + 0,921k_M$$

$$\beta_j = 0,921$$

$$A_j = 0,001$$

Представљани (једно) индексни модел показује да је алфа коефицијент акције Подравке изразито мали, а бета коефицијент нешто испод тржишне бете (1,00) и износи 0,921. Израчунати бета коефицијент показује како се акција Подравке може сматрати акцијом чији је систематски ризик близу просјечне акције на тржишту капитала. При томе се показује одређена дефанзивност акције Подравке. Дакле, показује се да је тај систематски ризик нешто мањи од ризика укупног тржишта.



Слика 4.

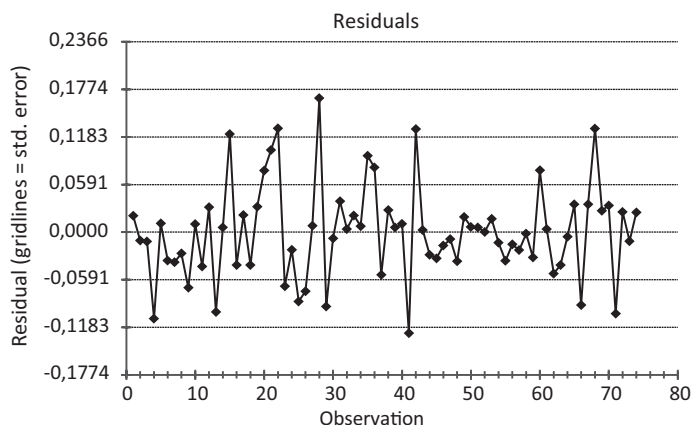
Извор: Анализа аутора (2015)

3.4. Могућности регресијског правца

Раније смо утврдили како је корелација приноса Подравка са приносом на CROBEX врло велика и износи 0,811. То указује на велику повезаност кретања та два приноса. Податак о корелацији дају и резултати спроведене регресијске анализе у оквиру анализе података у програмском пакету *Excel*. Уз податак о коефицијенту корелације, програм израчунава и његов квадрат, односно ρ -квадрат (ρ^2 у *Excel*). Он износи 0,657 и говори како варијације приноса на тржишни индекс CROBEX објашњавају двије трећине (66%) варијација приноса акције Подравка. Могуће је израчунати и прилагођени ρ -квадрат. Ова модификација показатеља настоји избјећи грешку процјене због чињенице да се користе процијењени параметри алфа и бета коефицијента умјесто њихових истинских вриједности. Прилагођени ρ -квадрат израчунава се као: $\rho^2 = 1 - \frac{(1 - \rho^2)(n-1)}{n-v-1}$

гдје је n број опажања, (74), а v број независних варијабли, (1). Прилагођени ρ -квадрат мањи је од изворног (0.652), чиме се исправља могућа горња грешка. Вриједност и није значајно мања због чињенице да је регресијска анализа проведена на основу великог броја опажања, и да је у питању само једна независна варијабла. На тај начин регресијски правац објашњава готово двије трећине промјена приноса Подравке.

Слиједећи податак који је резултат регресијске анализе приноса Подравке према кретању приноса CROBEX јесте стандардна грешка. Ријеч је о стандардној девијацији резидуала која за акцију Подравке износи 0,059. Сами резултати према опажањима приказани су на слици 5. Стандардна грешка представља средњу мјеру одступања оригиналних вриједности приноса акције од правца регресије због дјеловања специфичног ризика.



Слика 5.

Извор: Анализа аутора (2015)

Група резултата регресијске анализе података приноса акције Подравке према приносу индекса CROBEX долази у табели ANOVA (analysis of variance). Ови резултати представљају анализу варијансе приноса акције Подравка. Тако стубац SS (сума квадрата) регресије представља дио варијансе приноса Подравка као зависне варијабле, који се може објаснити приносом индекса CROBEX као независне варијабле. Износи 0,4834, а одговара изразу који би се добио као $\beta_j^2 \sigma_M^2$, дакле, као варијанса систематског ризика Подравке. Вриједност MS ступца за резидуал од 0,0035 представља варијансу необјашњеног приноса акције Подравке. Ријеч је о дијелу приноса који је независан од приноса тржишног индекса. Квадратни коријен ове величине представља претходно објашњену стандардну грешку регресије, односно стандардну девијацију резидуала. Ваља још напоменути како ће се величина објашњивог дијела приноса акције Подравка – ρ -квадрат – добити тако да се објашњиви дио суме квадрата (регресија) подијели с укупном сумом квадрата.

Трећи скуп резултата спроведене анализе података говори о параметрима регресијског правца акције Подравке добивеног према индексу CROBEX као бенчмарк портфолију за хрватско тржиште акција. Ријеч је, дакле, о резултатима који говоре о изражајности самог регресијског правца.

Алфа коефицијент процијењен је у другом ступцу табеле трећег скупа резултата анализе и износи 0,0014. Када се овај износ сведе на годишњи ниво, ријеч је 1,7% годишње, што није занемарива величина иако је релативно мала. Стандардна грешка процјене је 0,0069. Стандардна грешка већа је од процијењеног алфа коефицијента, тако да је и распон процјене релативно велики, што указује на недовољну статистичку значајност ове процјене.

Слиједећи параметар у панелу резултата који се односи на процијењени алфа коефицијент је његова t -статистика. Ријеч је о параметру који мјери значајност процијењене величине. Стандардно се израчунава уз претпоставку да је стварна величина једнака нули. На тај начин t -статистика за процијењени алфа коефицијент једнака је односу процијењене величине параметра и његове стандардне грешке и износи 0,211. Према овако малом резултату не може се одбацивати хипотеза да је стварни алфа коефицијент нула, а тиме и да процијењена величина није значајна. Немогућност одбацивања хипотезе и анализа нивоа значајности, односно p -value у табли *Excel* која указује на вјероватноћу да је алфа стварно нула, или чак мања од нуле. Уобичајено се посматра ниво повјерења, уз вјероватноћу од 5%. Израчуната p -вриједност је 0,8338, што указује на недовољну статистичку значајност алфа коефицијента.

Да би се у прогнози очекиваног приноса користио алфа коефицијент, његова величина најприје мора бити економски значајна. Иако је наша

алфа мала, још увијек није економски безначајна. Даљња анализа утврдила је да израчуната алфа статистички није значајна. Међутим, чак да је рачуница показала да је алфа коефицијент статистички значајан, не би га требало користити у прогнозама јер су истраживања показала како је алфа коефицијент врло несталан кроз вријеме.

Бета коефицијент процијењен је у другом ступцу табеле трећег скупа резултата регресијске анализе у реду CROBEX и износи 0,9211. Таква бета указује да се акција Подравке креће прилично усклађено са кретањем приноса укупног тржишта. Стандардна грешка ове процјене износи 0,0784, што је изразито мало у односу на израчунату бету, тако да указује на њену значајност. Такође t -статистика износи великих 11,756, а p -вриједност је практично нула, што значи да се може одбацити хипотеза да је права вриједност бета коефицијента нула. Исто тако, t -статистика се може израчунати и за другу циљану вриједност осим нуле. Ријеч је о јединичној бети као хипотетичкој вриједности.

$$\frac{\text{процијењена вриједност} - \text{хипотетска вриједност}}{\text{стандардна грешка}} = \frac{0,9211 - 1}{0,0784} = -1$$

Резултат је приближно једнак један, што и не зачуђује јер је процијењени бета коефицијент близу јединичног, а стандардна грешка релативно мала. Иако је бета коефицијент статистички значајан, његова прецизност није толико велика. Уз ниво поузданости од 5%, бета коефицијент може варирати између 0,7649 и 1,0773.

4. Прилагођавање бете

Модел процјењивања капиталне имовине користи се за утврђивање примјерене ризику прилагођене дисконтне стопе за вредновање очекиваних новчаних токова капиталне имовине. Другим ријечима: тражени принос који је резултат примјене модела процјењивања капиталне имовине један је од приступа одређивања трошка капитала, односно дисконтне стопе којом треба утврдити правичну економску вриједност капиталне имовине. Нажалост, аналитичари не располажу са унапријед познатим, *ex ante* величинама параметара који одређују тражени принос, већ се ти параметри процјењују. Њихова процјена се уобичајено заснива на историјским подацима, по правилу кориштењем одређеног историјског временског узорка. Како је бета коефицијент мјера систематског ризика који је уједно једини релевантан за вредновање у моделу процјењивања капиталне имовине, управо се наведени проблем утврђивања односи на одређивање бета коефицијента.

У теоријски постављеном моделу процјењивања капиталне имовине бета коефицијент одређене капиталне имовине је унапријед задата величина која одговара очекиваним временским околностима уз ту капиталну имовину у будућности. Ријеч је, дакле, о очекиваној бети капиталне имовине. Нажалост, очекиване величине немогуће је директно утемељити већ их треба процјењивати. Уобичајено је да се очекиване величине процјењују из историјског временског узорка. Таква бета назива се **историјска** или **сирова бета**. Сирова бета одражава ризични профил акције из прошлости, и то из оног дијела те прошлости за који је временски узорак и израчунат. Како се користи за израчунавање садашње вриједности очекиваних, будућих економских доходака, она ће у процијењеној вриједности капиталне имовине укључити историјске околности које ће се, вјероватно, мијењати у будућем раздобљу. Због тога је у финансијску анализу укључена и модификација историјске, односно сирове бете. Уобичајено се за те сврхе користе тзв:

- Прилагођена и
- Фундаментална бета.

4.1. Прилагођена бета

Прилагођена бета је модификована сирова, односно историјска бета према очекиваним будућим околностима које ће дјеловати на процјењивано друштво. Прилагођена бета се најчешће користи за прилагођавање будућим околностима, повезаним са растом акционарског друштва. Наиме, истраживања су показала да приноси на акције, између осталог, зависе и од величине емитирајућег друштва. Тако је уочена тенденција да се са растом акционарског друштва његов бета коефицијент приближава један, што говори како велике компаније инвеститори перципирају као просјечно, а не натпросјечно (исподпросјечно) ризичне. У вези с тиме може се рећи да су инвеститори спремни платити одређену сигурност коју даје велика компанија тако да се задовољавају са нижим приносима према приносима мањих компанија (Нawawini, 1988).

Историјска, односно сирова бета мјери одговоре акције на промјене тржишног приноса. Стога је њена примјена упитана за очекиване новчане токове код растућег друштва. Другим ријечима: код растућег друштва користење сирове бете за дисконтирање очекиваних новчаних токова укључује величину друштва које је имало у прошлости, због уобичајеног временског раздобља израчуна сирове бете од пет година, током посљедњих пет година. Очекивани новчани токови уобичајено се процјењују барем за (три) пет наредних година, а за то очекивано раздобље бета коефицијент анализираниог друштва требао би бити ближи један. Када би се на очекиване новчане

токове примијенила сирова бета, онда би се они дисконтовали као да настају у мањем друштву какво је било протеклих пет година, а не у већем каков ће бити кроз будућих пет година.

Прилагођена бета (β_p) уобичајено се израчунава из сирове бете (β_s) помоћу фактора прилагођавања (f_p). У том смислу стандардна формула за прорачун прилагођене бете може се записати као:

$$\beta_p = f_p \beta_s + (1 - f_p) 1 \quad (1)$$

Фактор прилагођавања мањи је од један и представља онај дио сирове бете који ће се одразити и на очекивану, прилагођену бету. Разлика до цијелог износа, anti-x фактора прилагођавања је онај дио јединичне бете којој тежи предузеће својим растом у будућности. Уобичајени фактор прилагођавања је двије трећине, и стандардно га користи позната инвестицијска кућа (банка) *Merrill Lynch* у својим издањима. Због тога се често формула за израчунавање прилагођене бете приказује само уз кориштење стандардног фактора прилагођавања као:

$$\beta_p = \frac{2}{3} \beta_s + \frac{1}{3} 1 \quad (2)$$

Развијене су и комплексније формуле за израчунавање прилагођене бете. Примјер такве формуле могуће је видјети у Vasicek, 1973. Међутим, једноставно прилагођавање кориштењем фактора прилагођавања сирове бете будућим околностима могуће је урадити и за неке друге факторе пословања анализираниог акционарског друштва. Прилагођавања која укључују у модификацију сирове бете фундаменталне елементе пословања анализираниог друштва, као што су пословни и финансијски ризик, уобичајено се укључују у израчунавање тзв. фундаменталне бете.

4.2. Фундаментална бета

Усљед уочене несталности бете, а посебно њених другачијих кретања када тржиште расте и када пада, развила су се и друга прилагођавања бета коефицијента. Када се та прилагођавања обављају кориштењем тзв. фундаменталних елемената вриједности предузећа, уобичајено се говори о прилагођавањима која желе пронаћи фундаменталну бету. Како у разоткривању фундаменталних фактора вриједности предузећа важну улогу имају јавно објављени подаци у финансијским извјештајима, подлога финансијске анализе бета коефицијента јесу управо јавно објављени финансијски извјештаји и стандардни финансијски показатељи који се изводе из тих извјештаја.

Фундаменталном бетом жели се потпуније процијенити ризик акције. Због тога је и један од елемената разоткривања праве ризичности и сама величина емитирајућег друштва. Најчешће разматрани фактори фундаменталног ризика јесу пословни и финансијски ризик, при чему је мјерење пословног ризика знатно комплексније, па може укључивати читав низ извора тога ризика.

Често се ризик предузећа, а тиме и његових обичних акција, дијели на пословни и финансијски. При томе би пословни ризик требао одразити несталност (волатилност) зарада акционарског друштва. Ријеч је о комплексном ризику на који утиче читав низ фактора. Финансијски ризик се у оваквој подјели ризика сматра ризиком задуживања, односно ризиком структуре капитала. Ријеч је о ризику који се наставља на пословни ризик. Прва таква истраживања фактора пословног и финансијског ризика на бета коефицијент акције емитирајућег друштва везана су уз Hamadu (1971). Полазећи од теорије структуре капитала, Хамада је извео слиједећу формулу за израчунавање бете задуженог друштва:

$$\beta_L = \beta_U + \beta_U (1 - s_p) \frac{D}{E} \quad (3)$$

β_L бета задуженог друштва,

β_U бета незадуженог друштва,

s_p стопа пореза на добит друштва,

D тржишна вриједност дуга друштва,

E тржишна вриједност главнице друштва.

Бета задуженог друштва овдје би требала бити израз пословног ризика. На тај начин Хамадина формула тражи премију систематског ризика узроковану задуженошћу друштва. Та ј премија ризика је већа што је већи однос дуга и главнице и што су мање користи од пореског заклона представљеног стопом пореза на добит друштва. При томе би однос дуга и главнице требало мјерити тржишном вриједношћу. Често се ова формула користи да се дугови и главница изразили по књиговодственим вриједностима.

Наслоњен на Хамадина истраживања, Rubinstein (1973) је открио како пословни ризик садржи учинке пословне полуге, чистог систематског ризика економских догађања и неизвјесношћу која окружује пословну, односно оперативну ефикасност предузећа. При томе се под пословном полугом подразумејева утицај структуре трошкова, односно утицај оштећености друштва фиксним трошковима на повећану несталност (волатилност) зарада друштва под утицајем промјене нивоа пословне активности. Lev (1974) је пронашао да је између фактора ризика које је изоловао Rubinstein утицај пословне полуге сигнификантан. Управо је тај доказ послужио Mandekleru

и Rheei (1984) да развију најједноставнију формулу која у прорачуну фундаменталне бете експлицитно укључује и пословну и финансијску полуку:

$$\beta_L = \beta_U^* L_P L_F \quad (4)$$

β_L бета задуженог друштва,

β_U^* интринзични пословни ризик незадуженог друштва,

L_P степен пословне полуге друштва,

L_F степен финансијске полуге друштва.

Интринзични пословни ризик незадуженог друштва представља фундаментални бета коефицијент који првенствено зависи од волатилности продаје, а не и од структуре трошкова која је у основи пословне полуге. Као и сваки бета коефицијент, и овдје се он израчунава као однос коваријансе приноса одређене акције и тржишта према варијанси тржишта. Изворно је интринзични пословни ризик дефинисан као:

$$\beta_U^* = \frac{\text{cov} \left(\begin{array}{c} \frac{Z_{t-1}}{S_{t-1}} \\ \frac{S_t}{E_{t-1}} \end{array}; k_{Mt} \right)}{\text{var}(k_{Mt})} \quad (5)$$

Z_t нето зарада (након камата и пореза у раздобљу t),

S_t продаја у раздобљу t ,

E_{t-1} тржишна вриједност обичне главнице у раздобљу $t-1$,

k_{Mt} принос на тржишни индекс у раздобљу t .

Израз 5 показује како је интринзични пословни ризик функција профитабилности главнице претходног раздобља мјерена тржишном вриједношћу ($r_{t-1} = Z_{t-1}/E_{t-1}$) и волатилности продаје према волатилности приноса укупног тржишта, јер се може писати и као:

$$\beta_U^* = \frac{r_{t-1} \text{cov} \left(\frac{S_t}{S_{t-1}}; k_{Mt} \right)}{\text{var}(k_{Mt})} \quad (6)$$

Степен пословне полуге представља однос промјене бруто зарада (прије камата и пореза) – „ Π ” – према промјенама пословне активности мјерене продајом „ S ”, односно:

$$L_p = \frac{\frac{D_{t-1}}{D_{t-1}}}{\frac{S_t}{S_{t-1}}} \quad (7)$$

Степен финансијске полуге је однос промјене нето према промјенама бруто зарада:

$$L_p = \frac{\frac{D_{t-1}}{D_{t-1}}}{\frac{S_t}{S_{t-1}}} \quad (8)$$

Како умножак степена пословне и степена финансијске полуге није ништа друг него ступањ комбиноване полуге „ L_K ”, формула 11.6 може се записати и као:

$$\beta_L = \beta_U^* L_K \quad (9)$$

Приказана формула прорачуна фундаменталне бете релативно је једноставна. Она користи податке из објављених финансијских извјештаја. Могло би јој се поставити низ приговора. Због тога се данас користи сложенија статистичка процедура, па се често фундаментална бета дефинише као производ статистичких модела за оцјену фундаменталног ризика хартије од вриједности кориштењем не само тржишних, већ и других финансијских података.

Закључак

Колико год бета коефицијент представља снажан и користан концепт оцјене систематског ризика утрживих финансијских инвестиција и друге имовине, толико је његова употреба повезана са читавим низом контроверзи које су резултат непознавања очекиване бете. Због тога је и основа прорачуна бете историјска бета, иако је и у том смислу могуће пронаћи низ проблема приликом прорачунавања, тако да је и у различитим базама финансијских података присутно читав низ тзв. сирових бета коефицијената за најзначајније и најликвидније акције одређеног тржишта. Недовољно ликвидне акције немају довољно добру историјску статистику да би се без сумње користила њихова историјска бета као надокнада значајне историјске, односно сирове бете. Због тога се код таквих акција за прорачун бета коефицијента користи поређење са бетама сличних ликвидних акција.

Мала, растућа тржишта капитала, карактеристична за земље у регији, без обзира на њихову различиту развијеност и специфичну децентрализирану структуру, у Босни и Херцеговини не могу осигурати одговарајућу базу историјских података за значајно статистичко одређивање бета коефицијената значајнијег броја акција на тим тржиштима. Због тога је и најчешћи приступ одређивања бете за предузећа у регији поређење са сличним предузећима на другим тржиштима, по правилу на већим и ликвиднијим транзицијским тржиштима. Што је већи број довољно упоредивих предузећа, већа је и поузданост утврђивања такве бете, а тако и већа вјера у утврђени трошак капитала и процијењену вриједност. При томе треба користити сирове бете довољно упоредивих предузећа а не оне прилагођене, јер се на тај начин осигурава заједничка основа компарације и оставља простор аналитичару за оцјену потенцијала раста анализираних друштва и прилагођавање бете према приликама које владају на конкретном тржишту капитала у окружењу у коме и послује анализирано друштво.

Кориштење поређења за утврђивање бета коефицијента анализираних акција карактеристичан је и за тзв. приступ „одоздо на горе” (bottom up) (Damodaran, 2002). Ријеч је о приступу који прилагођава бета коефицијент одређеног друштва структури његових пословних дјелатности. У том концепту се укупно пословање друштва дијели на кључне дјелатности. За сваку дјелатност се бета коефицијент утврђује поређењима са друштвима у тој дјелатности и са њеним значајем. Сама „одоздо на горе” бета утврђује се као пондерисана сума бета сваке дјелатности код које су пондери значај поједине дјелатности унутар укупне пословне активности друштва. Уз кориштење овог приступа могу се рачунати и прилагођене бете, а могу се сачинити и модификације у смислу утемељења фундаменталне бете кроз корекције за интензитет пословне и финансијске полуге.

Литература

- Black, F., Jensen, M. C. and Scholes, M. S. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. У *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: Praeger Publishers.
- Blume, M. E. (1975). Betas and Their Regression tendencies. *Journal of Finance*, June, vol. 30, No. 3, pp. 785-795.
- Blume, M. E. and Friend, I. (1973.) A New Look at the Capital Asset Pricing Model. *Journal of Finance*, March, Volume 28, Issue 1, pp. 19-34.
- Damodaran, A. (2002). *Investment Valuation, Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset*. 2nd Edition, Wiley Finance
- Fama and MacBeth. (1972). Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, Working paper no. 7237, University of Chicago, Graduate School of Business, August.

- Friend, I. and Blume, M. E. (1972). Risk and the Long Run Rate of Return on NYSE Common Stocks, Working paper no. 18-72, Wharton Scholl of Economy and Finance, Rodney L. White Center for Financial Research.
- Hamada, R. (1971). The Effects of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks. *Journal of Finance*, December 27-29., 1971. (May, 1972), pp 435-457.
- Haugen, R. A. (1993). *Modern Investment Theory*, treće izdanje, Prentice-Hall, Inc, Englewood Cliffs, New Jersey, 1993.
- Hawawini, G. and Keim, D. B. (1998). Beta, size and price/book: three risk measures or one? *Y Mastering Finance*, Financial Times Prentice Hall, London.
- Klarman, S. and Williams, J. (1977). „Beta”. *Journal of Financial Economics*, volume 5, Issue 3, December, pp. 309-327.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistic*, February, vol. 47, No. 1, pp. 13-37.
- Lev, B. (1974). On the Association between Operating Leverage and Risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*; vol. 9 / Issue 04 / September, pp. 627-641.
- Levy, R.A. (1971). *On Short-Term Stationarity of Beta Coefficient*. *Financial Analysts Journal*, November-December, vol. 27, No. 6, pp. 55-62.
- Mandelker, G. and Rhee, S. (1984). The Impact of Degrees of Operating and Financial Leverage on Systematic Risk of Common Stock. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 19, Issue 1, p. 45.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, March, 7 (1): 77-91.
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio Selection, Efficient Diversification of Investments*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Orsag, S. (2015). *Investicijska analiza*. Zagreb: HUFА, Avantis.
- Roll, R. (1977). A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests. *Journal of Financial Economics*, March, pp.129-176.
- Rubinstein, M. (1973). A Mean-Variance Synthesis of Corporate Financial Theor. *Journal of Finance*, vol. 28, No. 1, pp. 167-181.
- Sharpe, W. F. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, vol. 9, No. 2, pp. 277-293.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium. *Journal of Finance*, vol. 19, No. 3, pp. 425-442.
- Vasicek, O. A. (1973). A Note on Using Cross-Sectional Information on Bayesian Estimation of Security Betas. *Journal of Finance*, volume 28, Issue 5, pp.1233-1239.

