

Приложим ли е Методът за оценка на капиталовите активи (МОКА) на малки пазари с ограничена ликвидност

Петър Атанасов

УНСС, катедра „Финанси“

Резюме: Настоящото изследване има за цел да покаже в каква степен Методът за оценка на капиталовите активи (МОКА) е приложим на малки капиталови пазари с ограничена ликвидност, какъвто е българският.

Този въпрос вълнува инвестиционната и академичната общественост може би от зората на капиталовия пазар у нас, но изследванията на тази тема не са много. Въпросът е важен, понеже МОКА е един от най-популярните методи за оценка на активи, в т.ч. и акции, като е основа за оценка на изискуемата доходност от активите. В този ред на мисли той би следвало да намира голямо приложение и извън капиталовия пазар.

От друга страна, оценката на систематичния риск на акциите, която се прави чрез МОКА, стои в основата на някои популярни мерки за доходност от управление на инвестиционни портфейли като мярката на Трейнър, мярката на Йенсен, оценъчното отношение. Следователно адекватността на резултатите, получени чрез МОКА, определят и приложимостта на тези мерки за доходност от управление върху портфейлите на индивидуалните и институционални

те инвеститори, когато те са формирани на слабо ликвидни пазари. На този проблем се обръща особено внимание в представеното изследване. От тази гледна точка резултатите от едно такова изследване биха представлявали интерес за инвеститорите на Българска фондова борса (БФБ).

В настоящото изследване по емпиричен път доказваме, че на слабо ликвидни пазари, като българския, МОКА невинаги може да бъде успешно прилаган и следователно систематичният риск надеждно изчислен. Това от своя страна ограничава и приложимостта на мерките за доходност от управление, базирани на този метод. По емпиричен път се доказва, че ниската ликвидност е значителен фактор за възникването на този проблем. Разглеждаме и някои проблеми при избирането на еталонен портфейл при оценка на доходността от управление на портфейли.

Прави се корелационен анализ на връзката между доходността на 80 от най-ликвидните акции, търгувани на пода на БФБ, и доходността на SOFIX и BG40. Освен това се конструира серия от регресионни модели за измерване на систематичния риск на акциите. Работи се и с акции на фондове от затворен тип. След това, посредством регресио-

нен анализ на връзката между обясняващата сила на въпросните регресионни модели и ликвидността, се доказва и количествено се измерва приносът на слабата ликвидност за това МОКА да не може винаги успешно да се прилага на слабо ликвидни пазари.

Ключови думи: бета-коефициент, метод за оценка за капиталовите активи (МОКА), ликвидност на акциите, доходност от управление (management performance), коефициент на детерминация.

JEL: G31, O16.

1. Постановка на проблема и описание на емпиричния подход на изследване

Систематичния риск, измерван чрез бета-коефициента на дадена ценна книга или портфейл, и свръхдоходността на акцията над тази, отговаряща на систематичния ѝ риск, се получават на базата на регресионен анализ, при който зависима променлива е свръхвъзвръщаемостта на ценната книга/портфейла над безрисковата доходност, а за факторна променлива се използва свръхдоходността над безрисковата на еталонния портфейл (най-често избран пазарен индекс). Много от фондовете в България съществуват отскоро, което не позволява набирането на достатъчно голяма база данни за осъществяването на максимално прецизен регресионен анализ. За новоучреден фонд, за който бихме искали да изчислим мярка за доходността от управление, за да се ориентираме за неговото ниво на риск/доходност, както и в случаите на относително кратък период на съществуване на фонда, неговият бета-коефициент може да бъде оценен като средна

претеглена величина от бета-коефициентите на включените в него ценни книжа, а алфа-коефициентът му може да се разглежда като разликата между реализираната доходност на фонда за даден период и доходността, отговаряща на оценения му бета-коефициент. Освен това, този подход може да се използва, за да се оцени приносът на новите инвестиции към портфейла на фонда. Така всъщност може да се прецени как ще се отразят новите инвестиции върху мерките на Трейнър и Йенсен за портфейла като цяло.

Друг проблем, който е глобален и не съществува единствено на малките и слабо ликвидни пазари, е проблемът с избора на безрискова доходност. За това и в изложението по-долу статистически анализ се работи с доходностите, а не свръхдоходностите на акциите и на еталонния портфейл. Такъв модел се използва и в Security Risk Evaluation Report на Merrill Lynch и във Value Line Investment Survey.

Проблемът, специфичен за малките слабо ликвидни пазари, е, че ниската ликвидност е един от основните фактори, които не позволяват конструирането на надеждни регресионни модели за оценка на систематичния и несистематичния риск.

Представяме резултатите от поредица регресионни модели и корелационен анализ, извършен за оценка на бета-коефициентите на същия набор от акции, разгледан по-горе (този път заедно с Химимпорт, защото в случая това не би внесло изкривявания, всяка акция се изследва поотделно). Те показват, че тези коефициенти не могат да бъдат винаги надеждно оценени и следователно мерките за доходност от управление, базирани на МОКА, невинаги произвеждат надеждни резултати при портфейли, съдържа-

щи голям дял слаболиквидни акции. Освен това се вижда, че тази невъзможност е свързана и с ликвидността.

Така избраната форма на изследването позволява да се получи по-ясна преценка за ефекта, който увеличаването на дела на по-слабо ликвидните акции в портфейла би оказал върху параметрите за риск и доходност на този портфейл и върху възможността за тяхното надеждно оценяване (съответно и за възможността за коректно оценяване на мерките за доходност от управление, базирани на МОКА).

2. Доходността на акциите срещу доходността на индексите – корелационен анализ

Започваме с корелационен анализ на степента, в която доходността на разглежданите акции се движи в една посока със SOFIX и BG40 – двата най-дълго съществуващи индекса на БФБ, които са потенциален избор за еталонен портфейл в зависимост от характеристиките на оценявания портфейл: SOFIX е претеглен със свободно търгуемата пазарна капитализация (free-float market capitalization), а BG40 е ценовопретеглен. Периодът на изследване е 01.01.2007 – 24.02.2009 (най-ниската точка на разглежданите два индекса на БФБ от началото на финансовата криза до момента). Резултатите от анализа са дадени в таблица 1.

Вижда се, че единствено малка част от по-ликвидните акции имат в известна степен по-силна връзка с индексите. По отношение на корелационните коефициенти със SOFIX това са и акциите с най-голямо тегло при формирането му, което всъщност внася изкривявания в анализа.

Таблица 1

	Коефициенти на корелация	
	BG40	SOFIX
ALBHL	0,40	0,43
CENHL	0,47	0,49
IHLBL	0,56	0,53
PETHL	0,56	0,52
BRP	0,31	0,34
CCB	0,53	0,58
CHIM	0,73	0,71
DOVUHL	0,28	0,27
ELTOS	0,32	0,28
GAZ	0,28	0,36
HVAR	0,16	0,12
KTEX	0,11	0,15
MONBAT	0,64	0,58
ODES	0,53	0,62
ORGH	0,62	0,66
OTZK	0,40	0,35
PET	0,01	0,08
SEVTO	0,39	0,35
SFARM	0,59	0,55
AFH	0,26	0,29
ALB	0,49	0,42
ALUM	0,33	0,30
BACB	0,60	0,58
BHC	0,21	0,17
BMREIT	0,16	0,16
BREF	0,11	0,16
BSTR	0,48	0,47
BULSTH	-0,02	-0,02
CORP	0,47	0,51
DEKOT	0,24	0,23
DEVIN	0,33	0,37
DRUPL	0,23	0,11
ELARG	0,31	0,26
ELMA	0,16	0,24
ERH	0,07	0,07
EUBG	0,59	0,58
EURINS	0,41	0,40
FIB	0,58	0,60
FTXCO	0,17	0,16
FZLES	0,50	0,47

Коефициенти на корелация		
GAGBT	0,30	0,24
GAMZA	0,31	0,33
HDPAT	-0,02	-0,03
HES	0,31	0,28
HIKA	0,29	0,26
HIMKO	0,21	0,18
HLEV	0,28	0,33
HSOF	0,05	-0,01
HUG	0,33	0,27
IBG	0,38	0,38
KAO	0,56	0,55
KDN	0,34	0,38
LESPL	0,45	0,43
LEV	0,08	0,12
LOMSKO	0,35	0,34
MCH	0,41	0,40
MELHL	-0,06	-0,05
METIZ	0,31	0,29
MGEHL	-0,01	0,06
MOMKR	0,30	0,34
MOSTS	0,34	0,37
NEOH	0,46	0,47
PAMPO	0,04	-0,03
POLIM	0,22	0,19
RAZHL	0,06	0,05
SKELN	0,12	0,14
SVIL	0,05	0,10
TCH	0,18	0,18
TODOROF	0,02	0,02
TOPL	0,55	0,54
UNIM	0,00	-0,01
WWW	0,24	0,28
ZAHZA	0,45	0,37
ZARYA	0,24	0,21
ZEM	0,26	0,23
CHUG	0,26	0,29
HNVEK	0,11	0,04
KRS	0,09	0,01
TICHA	0,14	0,14
Средна	0,30	0,29
Медиана	0,30	0,29

3. Оценка на бета-коефициентите

Продължаваме с регресионен анализ на всяка акция с двата индекса, за да оценим бета-коефициентите на акциите и свръхдоходността им над тази на еталонния портфейл (свободният член на регресионното уравнение: всъщност този член на уравнението ще покаже дали акцията средно взето през периода е имала доходност над тази, съответстваща на систематичния ѝ риск).

Показани са резултатите за бета-коефициентите на всички акции, както и коефициентите на детерминация на съответните регресионни уравнения (те показват какъв процент от динамиката на зависимата променлива, в нашия случай – доходността на акциите, се обясняват от измененията в независимата променлива, в нашия случай – доходността на еталонния портфейл). Построени са две групи регресионни уравнения – в едната бета-коефициентите са оценени на база SOFIX, а във Втората – на база BG40. Почти при всички анализирани акции свободният член на регресионното уравнение се оказва статистически незначим, както при изчисленията спрямо SOFIX, така и по отношение на BG40 (таблица 2).

При почти всички акции свободният член на регресионното уравнение е статистически незначим, а полученият регресионен коефициент (т.е. изчисляваният бета-коефициент) е статистически незначим при 16 акции по отношение на BG40 и при 15 по отношение на SOFIX, а средната обяснителна сила на регресионните уравнения, измерена чрез коефициента на детерминация, е 15 % по отношение и на двата индекса.

Прави впечатление обаче, че почти всички бета-коефициенти са по-малки от 1, което според икономическата теория означава, че акциите трябва да са с риск по-нисък от па-

Таблица 2

Бета-коэффициенты					
	BG40	SOFIX		BG40	SOFIX
ALBHL	0,55	0,67	GAGBT	0,57	0,52
CENHL	0,72	0,83	GAMZA	0,73	0,86
IHLBL	0,99	1,04	HDPAT	n.s.	n.s.
PETHL	0,79	0,81	HES	0,74	0,75
BRP	0,92	1,13	HIKA	0,78	0,78
CCB	0,89	1,07	HIMKO	0,79	0,74
CHIM	1,02	1,1	HLEV	0,64	0,88
DOVUHL	0,43	0,46	HSOF	n.s.	n.s.
ELTOS	0,7	0,67	HUG	1,05	1,04
GAZ	0,55	0,79	IBG	0,64	0,74
HVAR	0,34	0,29	KAO	0,72	0,77
KTEX	0,3	0,45	KDN	0,92	1,21
MONBAT	0,87	0,87	LESPL	1,45	1,51
ODES	0,91	1,19	LEV	n.s.	0,27
ORGH	1,09	1,26	LOMSKO	0,6	0,65
OTZK	0,86	0,82	MCH	0,82	0,89
PET	n.s.	n.s.	MELHL	n.s.	n.s.
SEVTO	0,72	0,72	METIZ	1,2	1,34
SFARM	0,73	0,75	MGEHL	n.s.	n.s.
AFH	0,5	0,58	MOMKR	1,21	1,51
ALB	0,72	0,69	MOSTS	1,01	1,18
ALUM	0,65	0,66	NEOH	0,77	0,86
BACB	1,12	1,23	PAMPO	n.s.	n.s.
BHC	0,38	0,35	POLIM	0,49	0,48
BMREIT	0,26	0,29	RAZHL	n.s.	n.s.
BREF	0,19	0,31	SKELN	0,36	0,5
BSTR	1,0	1,1	SVIL	n.s.	n.s.
BULSTH	n.s.	n.s.	TCH	0,51	0,53
CORP	0,4	0,46	TODOROF	n.s.	n.s.
DEKOT	0,51	0,6	TOPL	0,86	0,95
DEVIN	0,53	0,62	UNIM	n.s.	n.s.
DRUPL	0,67	n.s.	WWW	0,52	0,71
ELARG	0,36	0,34	ZAHZA	1,03	0,96
ELMA	0,58	1,06	ZARYA	1,02	1,07
ERH	n.s.	n.s.	ZEM	0,58	0,65
EUBG	0,93	1,0	CHUG	0,79	1,02
EURINS	0,66	0,71	HNVEK	n.s.	n.s.
FIB	0,74	0,83	KRS	n.s.	n.s.
FTXCO	0,52	0,57	TICHA	0,51	0,64
FZLES	1,03	1,06	INDF	n.s.	n.s.

Коефициенти на детерминация					
	BG40	SOFIX		BG40	SOFIX
ALBHL	0,16	0,19	GAGBT	0,09	0,06
CENHL	0,22	0,24	GAMZA	0,1	0,11
IHLBL	0,31	0,28	HDPAT	n.s.	n.s.
PETHL	0,31	0,28	HES	0,09	0,08
BRP	0,1	0,12	HIKA	0,08	0,07
CCB	0,28	0,34	HIMKO	0,04	0,03
CHIM	0,53	0,51	HLEV	0,08	0,11
DOVUHL	0,08	0,07	HSOF	n.s.	n.s.
ELTOS	0,1	0,08	HUG	0,11	0,07
GAZ	0,08	0,13	IBG	0,14	0,15
HVAR	0,02	0,01	KAO	0,31	0,3
KTEX	0,01	0,02	KDN	0,11	0,14
MONBAT	0,41	0,34	LESPL	0,21	0,19
ODES	0,28	0,39	LEV	n.s.	0,01
ORGH	0,39	0,43	LOMSKO	0,12	0,11
OTZK	0,16	0,12	MCH	0,17	0,16
PET	n.s.	n.s.	MELHL	n.s.	n.s.
SEVTO	0,15	0,13	METIZ	0,09	0,08
SFARM	0,35	0,31	MGEHL	n.s.	n.s.
AFH	0,07	0,08	MOMKR	0,09	0,11
ALB	0,24	0,18	MOSTS	0,12	0,13
ALUM	0,11	0,09	NEOH	0,21	0,22
BACB	0,36	0,34	PAMPO	n.s.	n.s.
BHC	0,04	0,03	POLIM	0,05	0,03
BMREIT	0,03	0,03	RAZHL	n.s.	n.s.
BREF	0,01	0,02	SKELN	0,01	0,01
BSTR	0,23	0,22	SVIL	n.s.	0,01
BULSTH	n.s.	n.s.	TCH	0,03	0,03
CORP	0,23	0,26	TODOROF	n.s.	n.s.
DEKOT	0,06	0,05	TOPL	0,3	0,29
DEVIN	0,11	0,13	UNIM	n.s.	n.s.
DRUPL	0,05	n.s.	VVVV	0,06	0,08
ELARG	0,09	0,07	ZAHZA	0,2	0,13
ELMA	0,03	0,06	ZARYA	0,06	0,04
ERH	n.s.	n.s.	ZEM	0,07	0,06
EUBG	0,35	0,34	CHUG	0,07	0,09
EURINS	0,16	0,16	HNVEK	n.s.	n.s.
FIB	0,33	0,36	KRS	n.s.	n.s.
FTXCO	0,03	0,02	TICHA	0,02	0,02
FZLES	0,25	0,22	INDF	n.s.	n.s.

N.S. – Статистически незначим резултат

зарния. Това не е логично, защото за акциите на предприятията в цикличните индустрии бета-коэффициентът би трябвало да е по-висок от 1. В случая това е изпълнено за единични акции. Както ще видим по-нататък, този феномен се дължи на ниската обяснителна сила на регресионните уравнения, което още тук поставя въпроса за надеждността на МОКА, прилаган на малки и слабо ликвидни пазари. Бета-коэффициентът е регресионен коефициент, който показва с колко свои мерни единици се променя зависимата променлива при промяна на факторната променлива с единица (отново в свои мерни единици). В случая мерните единици на факторната и зависимата променлива са еднакви – процентно изменение. При положение че моделът описва интересувашата ни връзка в много слаба степен (ниски коефициенти на детерминация на регресионните уравнения), това означава, че съществуват други фактори, оказващи по-силно влияние върху доходността на акциите. Следователно в случая ниските бета-коэффициенти показват просто слаб принос на индексната доходност към доходността на акциите. Това обаче невинаги може да се изтълкува като показателно за по-нисък риск.

За почти всички уравнения свободният член се оказва статистически незначим. По принцип тълкуването на свободния член на уравнението като доходност, реализирана над изискуемата за систематичен риск, или пък като премия за доходност от несистемен риск, съответно алфа-коэффициент за портфейла като цяло (ако при регресионния анализ зависимата променлива е доходността/свръхдоходността над безрисковата за портфейла като цяло), е противоречиво. От чисто математическа гледна точка свободният член показва каква е, средно взето, минималната доходност на акцията. В този ред на мисли, на свободния член може да се придаде икономическият смисъл на безрисковата

доходност, която би трябвало да се получи, ако в регресионния анализ като независима променлива се използва свръхдоходността на пазарния портфейл над безрисковата (по МОКА). В такъв случай обаче всички акции би следвало да имат еднакъв свободен член. Но това не е така. Следователно свободният член би следвало да е сумата от безрисковата доходност и допълнителна премия за уникален риск. Това би обяснило свободен член с отрицателен знак или равен на 0. Това, което може да се твърди със сигурност, е, че свободният член на уравнението компенсира неточностите в модела, недостатъчната му обяснителна сила и че невинаги може да се търси някаква икономическа логика в стойността му. Това важи с особена сила, когато регресионното уравнение като цяло има много ниска обяснителна сила. Разглежданият случай, както ще видим малко по-долу, е именно такъв. Засега нека да кажем, че резултатите от регресионния анализ не показват някаква ясно определена минимална доходност, която акциите са реализирали през разглеждания период. От нея не може да се съди и за някаква доходност, произтичаща от уникалните характеристики на фирмата или от несистематичен риск.

Ето сега и най-важния резултат от анализа, който дава доста добро обяснение на разгледаните досега резултати – регресионните уравнения са с изключително слаба обяснителна сила. Най-високият получен коефициент на детерминация е 0,55, получен при изследването на връзката на Оргахим с BG40 – т.е. уравнението обяснява едва 55 % от изменението в доходността на акциите на Оргахим. Средната обяснителна сила на уравненията както относно SOFIX, така и относно BG40 е 12 % – много слаба обяснителна способност.

Това показва, че класическият метод за оценяване на систематичния риск

на акциите, търгувани на БФБ, не гарантира надеждни резултати. Това е метод, на базата на който трябва да се получи колкото се може по-точна количествена оценка на систематичния риск и да се оцени изискуемата цялостна доходност на акцията, а и на портфейл от акции. От резултатите става ясно обаче, че такъв модел не може да се използва за получаване на точни оценки, за оценяване на изискуема доходност и за прогнозиране – поради ниската степен на точност, с която описва интересуващите ни обекти. Следователно оценка за систематичния риск на инвестиционен портфейл не може надеждно да бъде съставена чрез базираните на МОКА оценки за бета-коэффициентите на акциите в него. Това може често да доведе и до невъзможност бета- и алфа-коэффициента на портфейла да бъдат оценени и директно чрез регресионен анализ.

Това силно ограничава приложимостта на мерките за доходност от управление, базирани на МОКА.

В своята книга „Инвестиционни фондове, структура, мениджмънт, оценка“ (издател ЕТ „Певи“, Варна, 2002) Йордан Йорданов подлага на такъв анализ доходността на ИД „Златен лев“ АД, за периода от 23.10.2000 до 23.08.2002. ИД „Златен лев“ АД е инвестиционно дружество от затворен тип, чиято доходност се формира единствено от доходността на инвестиционния му портфейл (и някаква промяна в евентуален дисконт към нетната стойност на активите му). От тази гледна точка резултатите ще са много интересни и за мениджърите на взаимните фондове, макар че между портфейлите на двата типа дружества има различия. Освен това затворените дружества се търгуват на борсата,

а не продават/изкупуват дяловете си на гише по нетна стойност на активите (намалена под някаква форма с разходите за управление и пр.), както е при взаимните фондове. С други думи, ефектът на ликвидността при затворените фондове би следвало да е по-голям.

Йордан Йорданов достига до същия извод – слаба обяснителна възможност на полученото регресионно уравнение.

В резултатите от регресионен анализ за две затворени инвестиционни дружества, търгувани на БФБ – ИД „Златен Лев“ АД (едно от най-ликвидните, борсов код LEV) и ИД „Индустриален фонд“ АД (борсов код INDF), се вижда още по-ясно доказателство за направения извод. При ИД „Индустриален фонд“ АД бета-коэффициентът и свободният член на уравнението (алфа-коэффициентът) са статистически незначими по отношение и на двата индекса. При ИД „Златен лев“ свободният член на уравнението е статистически незначим по отношение и на двата индекса, а бета-коэффициентът е статистически незначим по отношение на BG40 и значим по отношение на SOFIX (0,27), но при коефициент на детерминация от едва 0,01.

Достигнахме до същия резултат – и при двете дружества бета-коэффициентът на акциите и свободният член на уравнението са статистически незначими. Това показва, че при българските инвестиционни дружества нивото на систематичен риск (бета-коэффициентът) и алфа-коэффициентът като мярка за доходността от несистематичен риск не могат винаги да бъдат надеждно оценени по класическите методи или в случая – мярката на Йенсен и мярката на Трейнър, базирани на МОКА. Това с пълна сила важи и за портфейлите на взаимните фондове.

Когато провеждаме регресионния анализ, работейки с ежедневни данни на седмична база, достигахме до аналогични резултати.

4. Невъзможността за оценка на систематичния риск и ликвидността

Сега ще докажем по емпиричен път, че важен фактор за невъзможността да се получи надеждна оценка на систематичния (и несистематичния) риск на портфейл от акции на БФБ, а и на отделните акции, е слабата ликвидност на акциите, търгувани на БФБ. По този начин по-ниската ликвидност се превръща в значим фактор за слабата приложимост на мерките за доходност от управление, базирани на МОКА, върху портфейли от акции на по-малки и слабо ликвидни пазари. Работим с дневни доходности на акциите и индексите (дневна база).

За целта провеждаме нов регресионен анализ. Като зависима променлива използваме коефициентите на детерминация на регресионните уравнения за оценяване на бета-коефициентите на отделните акции, а като независима променлива – среднодневния оборот на същите акции като мярка за ликвидността им. Изборът на коефициентите на детерминация като зависима променлива в случая е целесъобразен поради факта, че именно този коефициент показва, най-общо казано, приложимостта на регресионния модел при описването на дадена връзка, както и значимостта на дадения фактор за формирането на различните стойности на зависимата променлива. Освен това, коефициентите на детерминация за всяко уравнение се изчисляват като точна числова стойност без грешка на оценката, което минимизира възможността за натрупване на грешки.

Регресионното уравнение е в табличен вид. Отново анализът е проведен веднъж по отношение коефициентите на детерминация на уравненията, базирани на SOFIX, и

Таблица 3. Коефициенти на детерминация по отношение на SOFIX

Зависима променлива: R2SOFIX R = 0,68812012 R2 = 0,47350930 Корижиран R2 = 0,46515230 F(1,74) = 56,660 p < 0,00000 Ст. грешка на оценката: 0,08798						
	Ст. регр. коеф.	Ст. грешка на ст. регр. коеф.	Регр. коефициент	Ст. грешка на регр. коеф.	t(74)	p-ниво
Intercept			0,099686	0,012609	7,905863	0,000000
AVETURN	0,688120	0,091417	0,000000	0,000000	7,527299	0,000000

Таблица 4. Коефициенти на детерминация по отношение на BG40

Зависима променлива: R2BG40 R = 0,69823672 R2 = 0,48753452 Корижиран R2 = 0,47926895 F(1,74) = 58,984 p < 0,00000 Ст. грешка на оценката: 0,08607						
	Ст. регр. коеф.	Ст. грешка на ст. регр. коеф.	Регр. коефициент	Ст. грешка на регр. коеф.	t(74)	p-ниво
Intercept			0,104112	0,012458	8,356996	0,000000
AVETURN	0,698237	0,090915	0,000000	0,000000	7,680088	0,000000

веднъж на тези, базирани на VG40. От анализа е изваден Химимпорт, защото много по-високият му среднодневен оборот може да доведе до изкривявания на резултатите. В анализа са включени и акциите на разглежданите по-горе инвестиционни дружества от затворен тип.

Ето резултатите за връзката между ликвидността на акциите и обяснителната сила на регресионните им уравнения (таблица 3 и таблица 4).

Вижда се, че съществува ясна положителна връзка между ликвидността на акциите и способността на МОКА (респективно и мерките на Йенсен и Трейнър) да произвеждат точни оценки за систематичния риск. Корелацията между ликвидността на акциите и обясняващата сила на регресионните им уравнения по МОКА е 0,69 за SOFIX – средно силна положителна връзка, а за VG40 – 0,70 – също силна положителна връзка. Според получените регресионни уравнения 47 % от разликата в обяснителната сила на уравненията по МОКА на база SOFIX на акциите се дължи на тяхната ликвидност, а по отношение на VG40 този процент е 49 %.

Резултатите показват, че колкото една акция е по-слабо ликвидна, толкова прилагането на МОКА за оценяване на изискуемата ѝ доходност и за систематичния ѝ риск може да даде по-ненадеждни резултати. Следователно колкото е по-голям дялът на по-слабо ликвидните акции в оценявания с мярката на Йенсен, Трейнър или оценъчното отношение портфейл, толкова ще е по-ниска надеждността на получените оценки. Тези резултати важат и в частност за портфейлите на взаимните фондове, тъй като и те съдържат в портфейлите си значителен дял по-слабо ликвидни акции. Получените резултати показват и че мерките на Йенсен и Трейнър, или по-точно промените в тях, не могат

винаги да се използват и като измерител на ефекта от новите инвестиции върху параметрите на портфейла.

Получените резултати водят до извода, че МОКА невинаги може надеждно да се прилага относно активи (в т.ч. акции и портфейли от акции), търгувани на пазари с ограничена ликвидност. Мерките за доходност от управление, базирани на МОКА, много често не могат да бъдат надеждно прилагани върху портфейли от акции на малки и слабо ликвидни пазари. Както видяхме, способността на регресионните уравнения за получаване на бета-коэффициентите при акции с ограничена ликвидност е слаба и е толкова по-слаба, колкото по-ниско ликвидна е дадената акция при равни други условия. Слабата ликвидност е важен фактор, който възпрепятства оценката на систематичния риск и следователно ограничава приложимостта на класическите мерки за доходност от управление и не позволява оценката на изискуемата доходност от даден актив да се направи посредством този метод в класическия му вид.

Някои обяснения на получените резултати. Проблеми при избора на еталонен портфейл. Някои рискове, свързани с измерването на доходността от управление на портфейли

Нормално е слабо ликвидните акции да са в слаба корелационна връзка с пазарните индекси, защото именно при тях случайните фактори могат да имат силен ефект върху цената. При тези акции обемите на търсене и предлагане са относително малки, а обикновено и търсените, и предлаганите

количества на всяко едно ценово равнище са такива, че дори и сравнително малки по обем поръчки (особено що се отнася до естествения обем транзакции на институционалните инвеститори) могат да доведат до много ниска, респективно висока, средна цена на изпълнение на поръчката.

Така относително ниските среднодневни обеми на тързуване, които в по-голяма степен могат да усилят ефекта на случайни фактори, и ниските обеми на търсене/предлагане могат да доведат до висока волатилност, различаваща се значително от тази на пазарните индекси. Такива акции могат да показват относително слаба волатилност през продължителни периоди (например няколко дни), след което цената им рязко да се промени в дадена посока. Тъй като таква изменение на цената се различава силно от това на индексите, дори и дисперсиите на акциите и индексите да са съпоставими по големина, корелационният и регресионният коефициент при съпоставянето на двата реда данни могат да бъдат слаби и/или статистически незначими. А в случай, че са значими, това може да се дължи на единични наблюдения в динамичните редове (outliers), което всъщност не представлява надежден резултат.

Структурата на портфейла на активно управлявания фонд не следва близо структурата на еталонния портфейл. Съществува и обективна невъзможност за това, което поставя и някои проблеми при избора на еталонен портфейл.

Например SOFIX е претеглен със свободно търгуемата пазарна капитализация. Това означава, че някои от най-ликвидните акции имат много голяма тежест при формирането на неговата доходност и волатилност. От друга страна, в портфейлите на институционалните инвеститори акциите извън

„сините чипове“, включени в SOFIX, имат значителен дял. От представения по-горе анализ видяхме, че тези акции корелират средносилно и слабо със SOFIX (а и с BG40) и регресионните уравнения за бета-коефициентите на акциите имат много малка обяснителна сила. Следователно съществува голяма вероятност при така конструиран портфейл на взаимните фондове регресионното уравнение за оценка на неговите бета-и алфа-коефициент да не покаже статистически значими резултати или да е с толкова слаба обяснителна способност, че да не е целесъобразно на базата на това уравнение да се правят категорични изводи за нивото на систематичен и несистематичен риск на портфейла.

Проблемът е сходен и когато като независима променлива в регресионния анализ се използва BG40. По-слабо ликвидните акции нямат достатъчно силна корелация и с него.

Изборът на BG40 като еталонен портфейл може да предизвика и някои други проблеми при изчисляването на мерките за доходност от управление. И тук един от основните проблеми е отново слабата ликвидност на пазара.

BG40 е ценово претеглен и включва в себе си четиридесетте най-тързувани акции през последните шест месеца, като всички акции имат еднакво тегло. И в това се съдържа и един от основните проблеми за избора на този индекс за еталонен портфейл. Очевидно не е целесъобразно фондът да поддържа еднакъв дял на акциите в портфейла си, най-малкото поради ликвидни съображения. От друга страна, този индекс може да се покачи значително (съответно да се понижи) вследствие от рязкото поскъпване на една или повече по-слабо ликвидни акции в състава си, за които е възможно това да се случи чрез единични, относително малки по обем сдел

ки. Това покачване няма да се съпроводи със съразмерно на него увеличение на волатилността, защото всички акции имат еднакво тегло.

Това ще доведе до системно надценяване на мярката на Шарп за еталонния портфейл в сравнение с портфейла на взаимния фонд. Така например за периода от началото на 2007 до началото на корекцията на БФБ VG40 е нараснал с повече от 200 %, именно за сметка предимно на слабо ликвидни акции. Няма фонд, който за същия период да е реализирал подобна доходност. Това е нормално именно защото фондът не може да поддържа еднакви тегла на ликвидните и слабо ликвидните акции в портфейла си. Оттук произтича и нецелесъобразността VG40 да се използва като еталон при измерването на резултатността, без да се изчисляват мерки за риск – дискутираният по-горе практически метод за такива оценки.

Какво би се случило при сравнението на мерките за резултатност на портфейла и еталонния портфейл по време на корекция, е трудно да се предвиди. Всичко ще зависи от дълбочината на корекцията, нуждата от ликвидни средства на взаимните фондове и дали се наблюдава изтегляне и от слабо ликвидни позиции. От една страна, видяхме, че относително по-ликвидните акции са по-силно разпродавани в периода на корекция, което доведе до голямо понижение в цените им. От друга страна, те са с по-висок дял в портфейлите на фонда, отколкото в VG40. Освен това, по-високият относителен дял, средно взето, на най-слабо ликвидните акции в VG40 в сравнение с портфейла на фонда може да доведе и до значително понижение на стойността на индекса при корекция, което да даде предимство на фонда. И в двата случая обаче резултатът ще стане ясен впоследствие, след като корекцията е налице и след като са били понесени загуби от

едно или друго инвестиционно решение. За да се намали поне в известна степен този неблагоприятен ефект, е добре мерките за измерване на доходността от управление да отчитат в себе си и ликвидността както на оценявания, така и на еталонния портфейл.

Казаното дотук поставя и друг важен въпрос при измерването на доходността от управление – проблемът с избора на еталонен портфейл. Очевидно взаимните фондове не могат да следват съвсем точно структурата на индексите при формиране на портфейлите си включително и поради ликвидни съображения. Освен това портфейлите на взаимните фондове съдържат и други класове активи, като пари в наличност, дългови ценни книжа и др., които по време на пазарен възход могат да не позволят на фонда да достигне съотношението „доходност – риск“ (стандартно отклонение), калкуирани за даден индекс от акции, но по време на пазарна корекция дават сигурност на инвеститорите.

Следователно използването на индекс от акции като еталонен портфейл при оценката на доходността от управление често може да е подвеждащо при оценката на ефективността на портфейлния мениджмънт.

Литература

1. Как да оценим мениджмънта на инвестиционните фондове, Джек Трейнър, Jack L. Treynor, How to Rate Management of Investment Funds, Harvard Business Review 43, No. 1 (January-February 1965): 63-75.
2. Доходност от управление на взаимните фондове в периода 1945-1964 г. (The Performance of Mutual Funds in the Period 1945 – 1964), The Performance of Mutual Funds in the period 1945-1964, Michael C. Jensen,

- The Journal of Finance, Vol 3, No. 2, Papers and Proceedings of the Twenty-Sixth Annual Meeting of the American Finance Association Washington, D.C., December 28-30, 1967. (May 1968), pp. 389-416.
3. Компоненти на доходността от управление, Ю. Фама, Фама, Е. Ф., Components of Investment Performance, The Journal of Finance, Vol. 27, No. 3. (Jun., 1972), pp. 551-567.
4. Измерване на доходността от управление без еталони: изследване на доходността на взаимните фондове, Гринблат и Титман, Grinblatt, M. and S. Titman, Performance Measurement without Benchmarks: An Examination of Mutual Fund Returns, The Journal of Business, Vol 66, No. 1. (Jan., 1993), pp. 47-68.
5. Йорданов, Й., Инвестиционни фондове, структура, мениджмънт, оценка, издател ЕТ „Певу“, Варна, 2002.
6. Аномалии при прилагането на МОКА и ефективността на капиталовите пазари в преход: доказателства от България, М. Матеев; Mateev, M., CAPM Anomalies and the Efficiency of Stock Markets in Transition: Evidence from Bulgaria, South Eastern Europe Journal of Economics 1 (2004) pp. 35-58.
7. Оценка на динамиката на алфа- и бета-коефициентите на взаимните фондове, Хари Мамайски, Матю Спигъл, Хонг Жанг; Estimating the Dynamics of Mutual Fund Alphas and Betas, Harry Mamaysky, Matthew Spiegel, Hong Zhang, Social Science Research Network (SSRN), October 25, 2004.
8. Иванка Съикова, Андреана Стойкова-Къналиева, Светлана Съикова, Статистическо изследване на зависимости, УИ „Стопанство, С., 2002.
9. Арсо Манов, Статистика с SPSS, издателство „Тракия-М“, С., 2001.
10. <http://www.investor.bg>
11. <http://www.bse-sofia.bg> **ИИ**