

**ЕМПИРИСКО ТЕСТИРАЊЕ НА
МОДЕЛОТ ЗА ВРЕДНУВАЊЕ НА КАПИТАЛНИ СРЕДСТВА
- СЛУЧАЈОТ НА МАКЕДОНСКА БЕРЗА-**

АТАНАСОВСКА, Викторија

*Оваа дисертација е поднесена како делумно исполнување на обврските кон Стафордшир
Универзитетот со цел стекнување на звање Магистер по Економија за бизнис анализи*

Ноември, 2007

Апстракт

Моделот за вреднување на капиталните средства (Capital Asset Pricing Model) е широко применуван во апликации како што се проценување на трошокот на капитал за компании и евалуирање на перформансите на управуваните портфолија. Најзначајната импликација која произлегува од CAPM е дека очекуваниот принос на средство е поврзан со мерка на ризик за истото, позната како бета. Тоа е *пазарен или систематски ризик* што не се избегнува, без оглед на нивото на диверзификација. Пазарниот ризик произлегува од фактот дека постојат размерни економски и глобални опасности со кои се соочуваат сите бизниси. Во основа теоријата предвидува: само реакцијата (сензитивноста) на стапката на принос на едно средство во однос на нивото на економската активност е релевантна во проценувањето на ризикот на истото. Затоа, средства што се движат во ритмот на економската активност ветуваат повисока очекувана стапка на принос.

Во период од четири децении повеќе модели се предложени за тестирање на валидноста на CAPM. Со оглед на тоа што ова е прв обид за емпириско тестирање на неговата валидност во Македонија, ги применивме влијателниот пристап на Fama и MacBeth (1973) и алтернативниот пристап на Pettengill *et al.*, кој се очекува да функционира подобро, особено во растечките (развојни) пазари (emerging markets) како Македонија, поради уникатните карактеристики на овој тип пазари.

Користејќи го Fama-MacBeth пристапот, очекуваниот траде-офф од ризик-принос е констатиран, но ниту еден коефициент не е статистички различен од нула, индицирајќи при тоа дека CAPM не е способен да ја објасни разликата на вкрстените приноси (cross-sectional returns). Меѓутоа, според резултатите, при донесување на одлуки за портфолио, инвеститорот треба да претпостави линеарна врска меѓу ризикот и очекуваниот принос на една акција, како што е предвидено со CAPM. Понатаму, освен ризикот на акцијата (бета), друга мерка на ризик, систематски не влијае на просечните приноси.

Резултатите од Pettengill *et al.* пристапот сугерираат значајна позитивна врска меѓу бета и приносот во периоди на позитивен “вишок” на пазарен принос и значајна негативна врска во периоди на негативен “вишок” на истиот(не за сите подпериоди). Следствено, резултатите укажуваат дека бетата сè уште е актуелна за портфолио менаџерите.

<i>APSTPAKT</i>	1
<i>ПОНЛАВЈЕ ЕДЕН</i>	4
<i>ВОВЕД</i>	4
<i>ПОНЛАВЈЕ ДВА</i>	7
<i>ЛОГИКАТА НА МОДЕЛОТ ЗА ВРЕДНУВАЊЕ НА КАПИТАЛНИ СРЕДСТВА (CAPITAL ASSET PRICING MODEL-CAPM)</i>	7
<i>ПОНЛАВЈЕ ТРИ</i>	12
<i>ПО 40 ГОДИНИ ОД CAPM – ДЕБАТАТА ПРОДОЛЖУВА</i>	12
<i>CAPM ВО РАНИТЕ 1970ТИ</i>	12
<i>КРИТИКАТА ЗА CAPM</i>	15
<i>ПОНЛАВЈЕ ЧЕТИРИ</i>	21
<i>ПОДАТОЦИ</i>	21
<i>ПОНЛАВЈЕ ПЕТ</i>	24
<i>ВАЛИДНОСТА НА CAPM НА МАКЕДОНСКАТА БЕРЗА (МЕТОДОЛОГИЈА И РЕЗУЛТАТИ)</i>	24
<i>β ПРОЦЕНКА (Методологија и Резултати)</i>	24
<i>Тестирање за “ARCH-ЕФЕКТИ”</i>	28
<i>GARCH-тип Модел</i>	29
<i>GARCH (1,1) Моделот</i>	30
<i>TGARCH (1,1) Моделот</i>	31
<i>EGARCH(1,1) Моделот</i>	32
<i>Проценка на GARCH - типот модели (β-проценки)</i>	32
<i>НЕУСЛОВНИОТ CAPM МОДЕЛ - FAMA-МасБЕТН (1973) (Методологија и Резултати)</i>	49
<i>Трите Клучни Хипотези за CAPM тестирани на Македонската берза</i>	52
<i>Хипотезата на Sharpe и Lintner тестирана на Македонска берза</i>	57
<i>УСЛОВНИОТ CAPM - PETTENGILL et al. (1995)(Методологија и Резултати)</i>	59
<i>СТАТИСТИЧКА ДИЈАГНОСТИКА</i>	65
<i>СЕНЗИТИВНА АНАЛИЗА</i>	66
<i>ПОНЛАВЈЕ ШЕСТ</i>	72
<i>ПОНАТАМОШНА ДИСКУСИЈА</i>	72

<i>(ПАЗАРИ ВО РАЗВОЈ, МОЖНИ НЕДОСТАТОЦИ, ПРЕПОРАКИ ЗА ИДНИ ИСТРАЖУВАЊА)</i>	72
<i>ДАЛИ МАКЕДОНИЈА ГИ СЛЕДИ ДРУГИТЕ ПАЗАРИ ВО РАЗВОЈ?</i>	72
<i>ПОТЕНЦИЈАЛНИ НЕДОСТАТОЦИ И ПРЕПОРАКА ЗА ИДНИ ИСТРАЖУВАЊА</i>	72
<i>ПОГЛАВЈЕ СЕДУМ</i>	77
<i>ЗАКЛУЧОЦИ</i>	77
<i>РЕФЕРЕНЦИ</i>	80
<i>ПРИЛОЗИ</i>	88
<u>Листа на прозорци:</u>	
Прозорец 1 Тестирање за “ARCH ефекти”	29
<u>Листа на Табели:</u>	
Табела 1 Временски хоризонт за естимација на β	25
Табела 2 Резиме за бета естимациите за време на подпериодите за анализа	27
Табела 3 β естимации користејќи ги GARCH-типот на модели за 2002-2003	35
Табела 4 β естимации користејќи ги GARCH-типот на модели за 2003-2004	37
Табела 5 β естимации користејќи GARCH-тип на модели за 2004-2005.....	39
Табела 6 β естимации користејќи ги GARCH-типот на модели за 2005-2006	41
Табела 7 Финални естимации на β -коефициентите	44
Табела 8 Сумарна статистика за финалните естимации на β -коефициентите	49
Табела 9 Резиме на резултатите од регресијата на модифицираниот неусловен ограничен Fama-MacBeth	54
Табела 10 Сумарни резултати за модифицираната неусловена неограничена Fama-MacBeth регресија	56
Табела 11 β -ефекти во квадратна функција	57
Табела 12 S-L Хипотеза: Ограничен и Неограничен модел.....	58
Табела 13 Статистички преглед на податоците според припадноста на нагорен и надолен пазар	61
Табела 14 Сумарни резултати за условениот Pettengill et al модел	63
Табела 15 Сумарни резултати од модифицираниот неусловен и ограничен модел на Fama-MacBeth	68
Табела 16 Сумарни резултати од модифицираниот неограничен модел на Fama-MacBeth	69
Табела 17 Сумарни резултати за Pettengil et al моделот.....	70
Табела 18 Докази за валидноста на CAPM кај пазарите во развој	76
<u>Листа на Фигури:</u>	
Фигура 1 Инвестициони можности	8

Поглавје Еден

ВОВЕД

“Октомври. Ова е еден од опасните месеци да се спекулира со акции. Други такви месеци се Јули, Јануари, Септември, Април, Ноември, Мај, Март, Јуни, Декември, Август и Февруари.”

- Mark Twain

Моделот за вреднување на капиталните средства (Capital Asset Pricing Model, во понатамошниот текст-CAPM), денес е развиено поглавје во финансиската економија. Промовиран од страна на Нобеловецот Sharpe (1964), Lintner (1965) и Mossin (1966), овој модел претставува позитивна микроекономска теорија која се соочува со условите на ризик. CAPM се надоврзува на моделот за избор на портфолио развиен од Markowitz (1952, 1959). Моделот на Markowitz претпоставува дека инвеститорите се ризично аверзни (risk-averse) и кога избираат помеѓу портофилија, тие (1) ја минимизираат варијансата на портфолио приносот, за даден очекуван принос, и (2) го максимизираат очекуваниот принос, при дадена варијанса. Поради тоа, нормативниот модел на Markowitz често е нарекуван модел на “средна вредност-варијанса” (mean-variance model).

Најзначајната импликација која произлегува од CAPM е дека очекуваниот принос на едно средство е поврзано со мерка за ризик на истото, т.н. **бета**. Овој модел прецизно го специфицира начинот на кој се поврзани очекуваниот принос и ризикот. Sharpe (1964) изјавува дека моделот дава импликации конзистентни со традиционалните концепти: инвестиционите советници прифаќаат понизок очекуван принос од посигурните хартии од вредност (defensive securities), кои на промените во економијата реагираат со мал интензитет, отколку од агресивните хартии од вредност (aggressive), кои значајно реагираат на економските промени.

Емпириското досие на моделот е доволно сиромашно за да се прогласи за ништовен начинот на кој моделот е употребуван во пракса. Емпириските проблеми на CAPM може да рефлектираат теоретска невалидност, како резултат од бројните симплифицирани претпоставки. Меѓутоа, истите може да се предизвикани од потешкотиите при имплементирањето на валидни тестови за моделот.

Широката употреба на CAPM (на пр., при проценување на трошокот на капитал за компанија како и при евалуирање на перформансите на управуваните портфолија) и

по изминување на четири децении од постоењето на оваа теорија е еден од мотивите при изборот на оваа тема за магистерски труд. Дотолку повеќе што дебатата за природата на вреднувањето на средствата во Македонија меѓу академската фела, меѓу инвестиционите аналитичари и инвеститорите на Македонската берза, го охрабрија авторот со овој емпириски труд, да даде свој оригинален придонес и да предизвика дебатата, од сега натаму, да се одвива на академска и научна основа наместо на субјективни расудувања.

Голем дел од емпиriskите студии наменети за тестирање на CAPM се поврзуваат со развиените пазари, особено американскиот, јапонскиот, британскиот и неколку други европски пазари на капитал. Меѓутоа, во поново време вниманието е насочено кон помалку истражените пазари, т.н. пазари во развој (emerging markets). Истите обично се карактеризираат со високо-очекувани приноси, висока волатилност (high volatility), и ниска корелација на пазарите на капитал со истите од развиените земји (Harvey 1995). Емпиriskите докази од растечките пазари се разликуваат, бидејќи секој од нив има своја уникатна пазарна структура, институционална позадина, историја, ниво на пазарна интеграција и локална безризична стапка на принос.

Македонија е член на фамилијата растечки пазари и овој труд ја збогатува архивата трудови наменети за CAPM. Македонската берза започна со тргување во 1996, како единствено место за тргување со хартии од вредност и претставува прва организирана берза во македонската историја. Истата се карактеризира како тесен пазар (thin market-пазар каде се тргуваат мал број на хартии од вредност). Згора на тоа, повеќето од акциите се т.н. тесни акции (thin shares), со ниска фреквентност на тргување. Со следење на движењето на приносите од акциите, за време на периодот на истражување од јануари 2002 до септември 2007, може да се поддржи мислењето дека Македонската берза поседува карактеристики својствени за развојните пазари; на пример, постојат акции со реализирани приноси над 1000 проценти за време на опсервираниот период. Од друга страна, акциите тргувани со ниска фреквентност се карактеризираат со долги секвенци од нула проценти принос.

Како прв емпиriskи обид за тестирање на валидноста на CAPM на Македонската берза, користен е традиционалниот пристап на Fama-MacBeth (1973) препознатлив по неговата процедура од три чекори. Алтернативно, проценет е и моделот на Pettengill *et al.* (1995), условен на реализираната ризична премија, кој се очекува да

биде посоодветен за пазарите во развој. Значајно внимание во овој труд е посветено на проценувањето на бета, мерката за ризик. Всушност, тоа е и втората оригиналност на трудот кога е во прашање Македонската берза.

Овој труд е организиран на следниов начин: Поглавје 2 ја елаборира логиката на CAPM. Поглавје 3 претставува сублимација на дебатата посветена на CAPM водена преку повеќе од четириесет години. Поглавје 4 дава опис на податоците кои се користени во овој труд. Методологијата за проценка на бета и CAPM тестирањето, заедно со емпириските резултати се детално претставени и интерпретирани во Поглавјето 5. Поглавје 6 презентира емпириски докази од други растечки пазари. Во продолжение се изнесени потенцијалните недостатоци на овој труд, како и препораките за идни истражувања. Заклучоците од овој труд се презентирани во последното Поглавје 7.

Поглавје Два

ЛОГИКАТА НА МОДЕЛОТ ЗА ВРЕДНУВАЊЕ НА КАПИТАЛНИ СРЕДСТВА (CAPITAL ASSET PRICING MODEL- CAPM)

“Пред 30 години, беше нешто повеќе од колекција на анегдоти, генерално прифатливи практики (rules of thumb) и манипулација со сметководствени податоци со скоро ексклузивен фокус на менаџмент на корпоративни финансии.”
-Robert C. Merton

Заслугите за развојот на CAPM се препишуваат на William F. Sharpe (1964), но не треба да се занемарат Lintner (1965) и Mossin (1966). Исто така, огромен е придонесот на Нобелобецот Markowitz со неговиот “Избор на портфолио” (Portfolio Selection, 1952, 1959), кој истакнува дека диверзификацијата може да го намали ризикот, но нема целосно да го елиминира, бидејќи приносите од хартиите од вредност се премногу меѓусебно корелирани. Неговиот модел претпоставува инвеститори кои се ризично аверзни и, кога одбираат помеѓу портфолија, тие исклучиво се грижат само за средната вредност и варијансата на нивниот принос во текот на еден период од инвестицијата. Следствено, инвеститорите одбираат портфолија што се “средна вредност-варијанса ефикасни” (mean-variance-efficient), кои 1) ја минимизираат варијансата на портфолио приносот, за даден очекуван принос, и 2) го максимизираат очекуваниот принос, при дадена варијанса¹. Markowitz покажа дека за инвеститорот не е важен ризикот на самата хартија од вредност, туку придонесот што истата го има во варијансата на целокупното портфолио на инвеститорот - прашање за коваријансата на конкретна хартија од вредност со сите останати хартии од вредност во неговото портфолио.

Sharpe (1964) ја опишува работата на Markowitz како нормативна економија, каде на инвеститорите им се кажува што треба да направат. CAPM придонесе за развој во позитивната економија, каде се презентира описен модел за тоа како средствата се вреднуваат. Sharpe (1964) и Lintner (1965) додаваат две клучни претпоставки на моделот на Markowitz со цел да се идентификува портфолио кое мора да биде средна вредност-варијанса ефикасно (mean-variance-efficient): (1) *комплетна согласност* при даден еквилибриум за цените на средствата во претходниот период;

¹ Затоа, пристапот на Markowitz често е нарекуван средна вредност-варијанса модел (“mean-variance model”).

инвеститорите се согласни за заедничката дистрибуција на приносите на средствата од претходниот во сегашниот период- дистрибуцијата од која произлегува приносот користен за тестирање на моделот; и (2) постои *позајмување и кредитирање по безризична стапка* (*borrowing and lending at a risk-free rate*), која е еднаква за сите инвеститори и не зависи од износот на задолженост и кредитираност.

Фигурата 1² визуелно ги опишува портфолио можностите и CAPM. Хоризонталната оска го покажува портфолио ризикот, мерен преку стандардната девијација на портфолио приносот, додека вертикалната оска го покажува очекуваниот принос. Кривата *abc*, е минимум-варијансна граница (minimum-variance-frontier), претставувајќи ги можните комбинации меѓу очекуваниот принос и ризикот на портфолија од ризични средства кои ја минимизираат варијансата на приносот на различни нивоа на очекуван принос; овие портфолија го исклучуваат безризичното позајмување и кредитирање (само портфолија над *b* по должината на *abc* кривата се средна вредност-варијанса ефикасни, бидејќи овие портфолија исто така го максимизираат очекуваниот принос, при дадени нивни варијанси).



Оригинален извор: Fama и French, 2004

Вклучувајќи безризични позајмици и кредити, доколку сите фондови се инвестирани во безризични хартии од вредност, одговорот е точката R_f (безризичната каматна стапка - портфолио со нула варијанса и безризична стапка на принос). Точките кои лежат помеѓу R_f и g ја претставуваат комбинацијата на безризичното кредитирање и

² Користено од страна на Fama and French (2004)

инвестирање во портфолиото g , додека десно од g претставено е позајмување по безризична стапка, со паричните средства стекнати од позајмените средства наменети за зголемување на инвестицијата во портфолио g .

Повлекувајќи линија од R_f во Фигура 1 на горе и на лево за да минува низ тангентното портфолио T , се добиваат ефикасни портфолија од аспект средна вредност-варијанса, расположливи при безризично позајмување и кредитирање. Тоа покажува дека сите ефикасни портфолија се комбинации од безризични средства (било безризично позајмување или кредитирање) и единствено ризично тангентно портфолио, T . Овој резултат е Tobin-овата (1958) “теорија на сепарација” (*“separation theorem”*), т.е. детерминацијата на оптималната комбинација на ризичните средства може да се направи одделно од детерминацијата на формата на индиферентните криви на еден инвеститор.

Оттука линијата на CAPM е сосема јасна. Со комплетна согласност за дистрибуциите на приносите, сите рационални инвеститори го одбираат истиот сет на можности (Фигура 1) и го комбинираат истото ризично тангентно портфолио T со безризично позајмување или кредитирање, Sharpe (1964). Бидејќи сите инвеститори го држат истото портфолио T од ризични средства, тоа мора да е вредносно-пондерирано пазарно портфолио од ризични средства.³ На кратко, пазарното портфолио M мора да биде на минимум-варијанса граница во еквилибриум, според препоставките на CAPM; алгебарската врска што држи за секое минимум-варијанса портфолио мора да држи и за пазарното портфолио. Условот минимум-варијанса за M е:

$$E(R_i) = E(R_{ZM}) + [E(R_M) - E(R_{ZM})]\beta_{iM}, \text{ каде } i=1, \dots, N. \dots (2.1)$$

$E(R_i)$ е очекуваниот принос на средство i , и β_{iM} пазарната бета на средство i , е всушност коваријансата на приносот на тоа средство со пазарниот принос, поделен со варијансата на пазарниот принос,

$$\beta_{iM} = \frac{\text{cov}(R_i, R_M)}{\sigma^2(R_M)} \dots (2.2)$$

$E(R_{ZM})$ е очекуваниот принос на средства што имаат пазарна бета еднаква на нула, што значи дека нивните приноси не се зависни од пазарниот принос. $E(R_M)$ -

³ Поконкретно, секој пондер на ризично средство во тангентното портфолио M (за “market-пазар”), мора да биде вкупната пазарна вредност на сите расположливи единици на средства поделено со вкупната пазарна вредност на сите ризични средства, и безризичната стапка мора да е одредена (заедно со цевите на ризичните средства) за да се изчисти пазарот за безризично позајмување и кредитирање

$E(R_{ZM})\beta_{iM}$ е премија за ризик (пазарната бета на средството i , β_{iM} помножено со премијата по единица бета [очекуваниот пазарен принос, $E(R_M)$, минус $E(R_{ZM})$]).

β_{iM} е *систематски ризик*, кој е резултат на флукуациите во економската активност- овој тип на ризик останува дури и во ефикасните портфолија, Sharpe(1964) и не може да се редуцира со натамошна диверзификација.⁴ Затоа, цената која е награда за ризикот се мери со β_{iM} додека ризикот кој може да се диверзифицира не се наградува. Бидејќи пазарната бета на средството i исто така е и наклон во регресијата на приносот на средството на пазарниот принос, вообичаена (и точна) интерпретација на бета е дека таа ја мери сензитивноста на приносот на едно средство на варијациите во пазарниот принос⁵. β_{iM} е ризикот од коваријансата на средството i во M мерен релативно на просечниот ризик од коваријансата на средствата, што е самата варијанса на пазарниот принос⁶. Со економски речник, β_{iM} е пропорционална со ризикот што секоја инвестирана единица во средството i го придонесува во пазарното портфолио.

Користејќи ја претпоставката од безризично позајмување и кредитирање за да се овозможи $E(R_{ZM})$, очекуваниот принос на нула-бета средствата го заокружува моделот на Sharpe-Lintner. Ризично средство има нула бета, кога неговиот принос не е корелиран со пазарниот. Поради тоа што, вакво ризично средство не придонесува ништо во варијансата на пазарниот принос, истото се смета за безризично средство во пазарното портфолио. Очекуваниот принос на средства кои не се корелирани со пазарниот принос, $E(R_{ZM})$, мора да е еднаков на безризичната стапка на принос, R_f , во присуство на безризично позајмување и кредитирање. Ова ја дава добро познатата равенка на Sharpe-Lintner за CAPM (користена и во овој труд), која ја објаснува врската меѓу очекуваниот принос и бета:

$$E(R_i) = R_f + [E(R_M) - R_f]\beta_{iM}, i=1, \dots, N \dots \dots (2.3)$$

⁴ Приносите од хартиите од вредност се многу меѓусебнокорелирани и диверзификацијата не може да ја елиминира целата варијанса, Markowitz (1952)

⁵ Една карактеристика на пазарната бета е дека бетата на пазарното портфолио едноставно е просек од бетите на акциите кои го сочинуваат тоа портфолио, каде пропорциите инвестирани во хартиите од вредност се нивните репрезентативни пондери.

⁶ Ризикот на пазарното портфолио е мерено со варијансата на неговиот принос (делителот од β_{iM}), како пондериран просек од коваријансата на ризикот на средствата во M (деленикот од β_{iM} за различни средства).

Наративно, очекуваниот принос на едно средство е безризичната интересна стапка, додадена на премијата за ризик (пазарната бета на средството помножена со премијата за единица бета ризик).

Друга верзија на CAPM беше воведена од Fischer Black (1972), кој го исклучи безризичното позајмување или кредитирање, бидејќи истите ги смета за нереалистична претпоставка. Следејќи ги неговите аргументи, дозволувајќи неограничени кратки продажби (*short sales*) на ризични средства, поединец може да стекне значајни пронаоѓања за CAPM дека пазарното портфолио е средна вредност-варијанса ефикасно.

CAPM верзиите од Black и Sharpe-Lintner се разликуваат само по тоа, што претставува очекуваниот принос на средства што не е корелиран со пазарот, $E(R_{ZM})$. Според Black, премијата за бета е позитивна, бидејќи $E(R_{ZM})$ мора да биде помал од очекуваниот пазарен принос. Алтернативно, Sharpe-Lintner моделот сугерира дека $E(R_{ZM})$ мора да биде безризична интересна стапка и дека премијата за единица бета ризик е вишокот од очекуваниот пазарен принос, $[E(R_M) - R_f]$. Дотолку повеќе, претпоставката дека кратката продажба (*short selling*) е неограничено е подеднакво нереалистична како и неограниченото безризично позајмување и кредитирање.

CAPM е базиран на едноставни и нереалистични претпоставки со цел да се обезбеди степен на апстракција што овозможува за одреден успех во градењето на моделот. “Оправданоста” за таквите претпоставки и за недостаток од истите не е многу загрижувачка, туку, тестот на моделот е во неговата способност да помогне, некој да го разбере и предвиди процесот на моделирање (Sharpe and Gordon, 1990).

Поглавје Три

ПО 40 ГОДИНИ ОД CAPM – ДЕБАТАТА ПРОДОЛЖУВА

“Во теоријата, нема разлика помеѓу теорија и практика. Но, во практиката таа разлика постои.”

- Yogi Berra

Раните студии приложија докази кои ја поддржуваат теоријата. Меѓутоа, во доцните 70-ти од минатиот век, бројни емпириски студии сугерираат неуспех на теоријата од различни аспекти. Овие аномалии се главната причина за модификација и проширувања на CAPM теоријата. Ова поглавје дава синтеза на најеминентните емпириски трудови за CAPM и открива можни начини за тестирање на теоријата.

CAPM ВО РАНИТЕ 1970-ти

Постојат три импликации кои може да се тестираат за врска помеѓу очекуваниот принос и пазарната бета. Прво, линеарност меѓу очекуваните приноси на сите средства и нивните бети, и уникатната улога на бетата (ниедна друга варијабла нема маргинална објаснувачка моќ). Второ, бета премијата е позитивна (очекуваниот принос на пазарното портфолио го надминува очекуваниот принос на средствата чии приноси не се зависни од пазарниот принос). Трето, во верзијата на Sharpe-Lintner, средства кои не се корелирани со пазарот имаат очекувани приноси еднакви на безризичната интересна стапка, и бета премијата е очекуваниот пазарен принос минус безризичната стапка. Со цел да се тестираат овие импликации се користат регресии за временски серии и вкрстени регресии, најчесто ОНК во раните емпириски студии.

Започнуваме со емпириските тестови кои користат временски серии, бидејќи: (1) Cochrane (2001) истакнува дека регресиите со времески серии се ограничен случај од вкрстените регресии поради тоа што првите може да се изведат *само* кога факторот е принос (не постои можност да се вклучат фактори што ги објаснуваат разликите во приносите помеѓу акциите, пример големина на компанија) и (2) бета проценките од временските серии се инпути во вкрстените регресии. Регресијата за временски серии е

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \dots \dots (3.1)$$

Sharpe-Lintner-овата верзија на CAPM вели дека очекуваната вредност на вишокот на принос на една акција [приносот на акцијата минус безризичната интересна стапка, $(R_{it}-R_{ft})$] целосно се објаснува преку неговата очекувана CAPM ризична премија (неговата бета помножена со очекуваната вредност, $R_{Mt}-R_{ft}$). Jensen (1968) е првиот кој ја согледа можноста од употреба на временски серии со цел да се тестира врската помеѓу очекуваниот принос и пазарната бета. Една импликација од овој модел е дека α (така наречената “Jensen-ова” алфа) треба да биде нула за секое средство и при тоа β е единствената објаснувачка варијабла. Познавајќи го предвидувањето дека пазарното портфолио е средна вредност-ефикасно (*mean-efficient*), *пресечоците (intercepts)* α на сите регресии заедно треба да се еднакви на нула со цел *разликите* во очекуваниот принос помеѓу хартиите од вредност и портфолијата да бидат *целосно* објаснети од разликите во пазарната бета⁷.

Раните тестови кои користат временски серии цврсто го одбиваат Sharpe-Lintner-овиот CAPM, бидејќи иако постои позитивна врска помеѓу бета и просечниот принос, таа е многу “рамна”, на пример Friend and Blume (1970), Black, Jensen и Scholes (1972) како и Stambaugh (1982). Пресечните точки (intercepts) добиени од регресиите на вишок принос на средства и вишок пазарен принос користејќи временски серии, се позитивни за средства со ниска бета и негативни за средства со висока бета. Меѓутоа, Gibbons (1982) и Stambaugh (1982) приложија докази дека бета е единственото објаснување на приносите.

Предвидувањата на Sharpe-Lintner-овиот модел за пресечокот (intercept) и наклонот (slope) за односот помеѓу очекуваниот принос и пазарната бета е фокус на раните вкрстени регресиони тестови. Всушност, вкрстена регресија на *просечните* приноси на средстав е регресиран на бета проценките на одделните средства. Поради тоа,

$$\bar{R}_i = \alpha_i + \gamma\beta_i + \varepsilon_i \dots\dots (3.2)$$

Пресечокот во овие регресии е безризичната интересна стапка, а γ го претставува очекуваниот принос на пазарот *над* безризичната стапка. β се проценува од временските серии за секоја акција индивидуално.

⁷ На пример, пресечокот за портфолио од акции со високи показатели за заработка/цена и портфолио од акции со ниски заработка/цена показатели треба двата да се нула.

Два проблеми се јавуваат при овие тестирања. Прво, бета проценките за секоја акција индивидуално се непрецизни, бидејќи се создава т.н. проблем грешки-во-варијаблите (*an errors-in-variables*) кога истите се користат да се објаснат просечните приноси. Второ, резидуалите на регресиите (*the regression residuals*) имаат својствени извори на варијација, како што се индустриските ефекти на просечните приноси (Fama и French, 2004). Позитивната корелација на резидуалите придонесува до надолна пристрасност (*a downward bias*) во вообичаените ОНК проценки на стандардните грешки на наклоните од помеѓу секторските регресии. За да се подобри прецизноста на проценетите бети, Blume (1970), Friend и Blume (1970) и Black, Jensen и Scholes (1972) ги групираат акциите во портфолија. Ако CAPM ги објаснува приносите на индивидуалните хартии од вредност, тогаш ги објаснува и приносите на портфолиото, бидејќи очекуваните приноси и пазарните бети на ист начин се меѓусебно поврзани, како за поделна акција така и во едно портфолио. β проценките се попрецизно пресметани за диверзифицирани портфолија отколку за секоја акција посебно. Поради тоа, употребата на портфолија во вкрстените регресии за просечните приноси испитувани на бетите ја намалуваат критичната грешка-во-варијабли. Меѓутоа, своевидното групирање го стеснува доменот во кој бетите се простираат и ја намалуваат статистичката моќ. За да се избегне овој проблем акциите се рангираат според големината на бетата при формирањето на портфолија; првото портфолио ги содржи акциите со најниска бета, а последното оние со највисока бета. Денес, оваа процедура на формирање портфолија се смета за стандардна при емпириските тестирања.

Fama и MacBeth (1973) предложија метод кој помага за корекција на проблемот при донесување заклучоци од емпириските резултати предизвикани од корелацијата на вкрстените регресии. Тие проценуваат месец-по-месец вкрстени регресии на месечните приноси врз бетите, а не една вкрстена регресија на просечните месечни приноси врз бетите (*Равенка .3.2*). Аритметичките средини добиени од временските серии на месечните пресечни точки и наклони, заедно со стандардната грешка на аритметичките средини, потоа се користат за тестирање дали просечната премија за бета е позитивна и дали просечниот принос на средставата што не се зависно од пазарот е еднаков на просечната безризична интересна стапка. Fama и French (2004) изјавуваат дека во овој пристап стандардните грешки на просечната пресечна точка и на наклонот се детерминирани од месец-по-месец варијациите во коефициентите добиени од месец-по-месец регресиите, што целосно ги опфаќа ефектите на

резидуалната корелација на варијацијата во регресионите коефициенти, но на страна го остава проблемот од фактичка проценка на корелациите. Корелациите на резидуалите, се всушност опфатени преку повторени примероци на регресионите коефициенти. Со цел да се тестира дали разликата помеѓу очекуваните приноси е објаснета со бета (market portfolio mean-efficient) Fama и MacBeth додаваат варијабли како β^2 (да се тестира линеарност помеѓу очекуваниот принос и β) како и стандардната грешка на резидуалите од регресиите на времешките серии (да се тестира дали пазарната бета е единствената мерка за ризик). Нивните резултати сугерираат дека други варијабли немаат дополнителна моќ на објаснување. Денес, Fama-MacBeth методот е добро препознатлив и истражен пристап во литературата.

Да се присетиме дека во вкрстените регресии, според Sharpe-Lintner моделот, пресечокот е безризичната стапка и коефициентот пред бета е очекуваниот пазарен принос над безризичната стапка на принос. Douglas (1968), Black, Jensen и Scholes (1972), Miller и Scholes (1972), Blume и Friend (1973) како и Fama и MacBeth (1973) најдоа дека просечната безризична стапка е помала од вредноста на пресечокот и коефициентот на бета е помал од просечниот вишок на пазарен принос над безризичната стапка. Меѓутоа, резултатите се конзистентни со хипотезата дека нивниот пазарен еквивалент, еднакво пондерирано портфолио од NYSE акциите, е на границата минимум-варијанса (*minimum-variance frontier*). Накратко, CAPM верзијата на Black во раните емпириски тестови се покажа поиздржана од CAPM верзијата на Sharpe-Lintner, бидејќи хипотезата дека безризичната стапка е еднаква на пресечната точка беше константно одбивана. Дополнително, CAPM остави празнини за неговата валидност, што доведе истражувачите да се прашуваат зошто.

КРИТИКАТА ЗА CAPM

Во доцните 70-ти, дури и CAPM верзијата на Black беше предизвикана од страна на бројни економисти. Roll (1977) се спротистави со изјавата дека CAPM никогаш не била тестирана и веројатано никогаш нема ни да биде. проблемот е што пазарното портфолио во срцето на моделот теоретски и емпириски е тешко да се дефинира и долови. Од теоретски аспект не е јасно кои средства (на пример, човечкиот капитал) логично и оправдано може да се исклучат од пазарното портфолио, но и расположливоста на податоците значајно ги лимитираат средствата кои се вклучени во пазарното портфолио. Следствено, CAPM тестовите се приморани да користат

еквиваленти за пазарното портфолио, всушност тестирајќи дали истите се на минимум-варијанса границата. Roll тврди дека доколку тестовите користат еквиваленти, а не вистинското пазарно портфолио, ништо не може да се научи за CAPM.

Понатаму, постојат бројни докази дека голем дел од варијацијата во очекуваните приноси не е поврзан со пазарната бета. Basu (1977) сугерира дека идните приноси на акциите со високи E/P се повисоки од оние предвидени со CAPM, во случај кога обичните акции се сортирани по показателот за заработувачка/цена (E/P ratio). Banz (1981) го пронашол така наречениот “ефект на мала фирма”, односно кога цените се групирани по пазарна капитализација, просечните приноси на малите акции се повисоки од оние предвидени со CAPM. Bhandari (1988) документираше дека високи показатели за долг/сопственички капитал (*debt-equity ratios*) се асоцијација на приноси кои се многу високи во однос на нивните пазарни бети. Конечно, Stattman (1980) и Rosenberg *et al.* (1985) документираа дека акции со високи показатели за книговодствена/пазарна вредност (*book-to-market equity ratios* - B/M) имаат високи просечни приноси што не се опфатени со нивните бети.

Доказите за емпириските неуспеси на CAPM се сумирани во Fama and French (1992). Користејќи го пристапот на вкрстена регресија, тие потврдија дека големината на компанијата, показателите за E/P , D/E и B/M додаваат дополнително објаснување за очекуваните приноси добиени преку пазарна бета. Fama и French (1996) го донесоа истиот заклучок користејќи пристап на временска регресија аплицирана на портфолија од акции сортирани според ценовни соодноси.

Fama и French (1992) исто така го потврдија доказот⁸ дека студии што ги анализираат периодите по оние анализирани во раните емпириски студии за тестирање на CAPM пронајдоа дури и порамна врска помеѓу просечен принос и бета на една акција. Kothari *et al.* (1995) проба да ја реанимира Sharpe-Lintner-овата верзија на CAPM, аргументирајќи дека слабата врска меѓу просечниот принос и бетата е само случаен резултат. Но, јакниот доказ дека други варијабли го опфаќаат варирањето во очекуваниот принос пропуштен од бета го прави претходниот аргумент сомнителен. Синтезата од докази за емпириските проблеми на CAPM обезбедени од Fama и French (1992) служи како катализатор, означувајќи ја поентата кога генерално е

⁸ Види Reinganum (1981), Stambaugh (1982), Lakonishok и Shapiro (1986).

познато дека CAPM има потенцијални фатални проблеми. Истражувањето потоа се завртува кон објаснувања.

Една можност за сомнителните проблеми на CAPM се публикациите каде се врши манипулација со податоците и подеценжната детекција на контрадикторностите кои се појавуваат во одредени примероци се резултат на случајност (Fama и French, 2004). Стандарден одговор на претходната изјава е да се направат тестови за слични пронајдоци во други примероци. Chan *et al.* (1991) воочија силна поврзаност помеѓу В/М вредноста и просечниот принос на јапонските акции. Saraul *et al.* (1993) истражува сличен В/М ефект за четири европски берзи како и за таа во Јапонија. Fama и French (1998) најдоа дека ценовните соодноси кои предизвикуваат проблеми за CAPM во податоците на САД се појавуваат на ист начин во приносите на акциите во дванаесетте најголеми берзи (исклучувајќи ги американските пазари), но исто така се присутни и во приносите на пазарите во развој. Поради тоа, слабостите на CAPM не се специфични само за одредени сетови на податоци, туку се генерални.

Fama и French (2004) ги делат оние кои прокламираат недостатоци на CAPM на бихејвиористи и на оние кои се залагаат за покомплексни модели за вреднување на средствата. Бихејвиористите ги темелат своите погледи на докази дека акциите со висок сооднос на кногководствена вредност со пазарна цена се типично компании кои потклекнале во лоши времиња, додека низок В/М асоцира на компании со раст (Lakonishok, Shleifer and Vishny, 1994; FF, 1995). Бихејвиористите аргументираат дека сортирањето на компаниите врз база на В/М показателот ги изложуваат инвеститорите на прекумерна реакција како во добрите така и во лошите периоди⁹. Други пак, велат дека комплициран модел е неопходен за вреднување на средствата, бидејќи CAPM е базиран на неколку нереални претпоставки. На пример, екстремна е претпоставката дека еден инвеститор се грижи само за средната вредност и варијансата на портфолио приносот во еден конкретен период. Fama и French (2004) велат дека инвеститорите исто така се грижат за тоа како портфолио приносот коварира со приходот на работната сила и идните инвестициони можности. Оттука произлегува дека варијансата на портфолио приносот пропушта важни димензии на ризикот. Доколку е така, пазарната бета не е комплетна дескрипција на ризикот на едно средство.

⁹ Поддржувачите на овој став ги вклучуваат DeBondt и Thaler (1987), Lakonishok, Shleifer и Vishny (1994) и Haugen (1995)

Една од причините за атрактивноста на CAPM лежи во фактот дека релативно силните резултати се добиени на база на слаби претпоставки. CAPM со еден фактор обично се смета за специјален случај на добро познатата Арбитражна Ценовна Теорија (Arbitrage Price Theory-APT) воведена од Ross (1976). Chen, Roll, and Ross (1986) издадоа еден од првите трудови што вклучува макроекономски варијабли како APT фактори, наместо да се одберат фактори според статистички анализи на приносите на хартиите од вредност. Тие најдоа дека ризик од распон меѓу краткорочни и долгорочни каматни стапки, очекувана и неочекувана инфлација, индустриско производство, како и разликата помеѓу нискоризични и високоризични обврзници, сите се значајно вреднувани. Трудот објави намалени грешки при вреднувањето со вклучување на дополнителни фактори, во однос на стандардниот CAPM.

Интертемпоралниот модел на Merton (1973) за вреднување на средствата е природна екстензија на CAPM, кој започнува со различна претпоставка за преференциите на инвеститорот. Во CAPM, инвеститорите се грижат само за богатството што нивните портфолија ги создаваат на крајот на инвестициониот период. Во ICAPM пак, инвеститорите не се грижат само за приносот на крајот на периодот, туку и за искористувањето на можностите што постојат или пак за инвестирањето на приносите. Поради тоа, кога се одбира портфолио во време $t-1$, според ICAPM инвеститорите земаат предвид како нивното богатство во време t може да варира со идни т.н. “state variables”¹⁰, вклучувајќи го приходот на работна сила, цените на потрошувачки добра и природата на портфолио можностите во t , како и очекувањата за приходот на работната сила, потрошувачката и инвестиционите можности да бидат достапни по периодот t . Fama и French (1996) покажаа дека ICAPM ја генерализира логиката на CAPM.

Fama и French (1993, 1996) предложија три-фактор модел за очекуваните приноси

$$E(R_{it}) - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}[E(R_{mt}) - R_{ft}] + \beta_{is}E(SMB_t) + \beta_{ih}E(HML_t) \dots \dots (3.3)$$

SMB_t (мали минус големи) е разликата помеѓу приносите на диверзифицирани портфолија на мали и големи акции, HML_t (високи минус ниски) е разликата меѓу приноси на диверзифицирани портфолија со високи и ниски В/М акции, и бетите се наклони во повеќекратната регресија, $(R_{it}-R_{ft})$ врз $(R_{mt}-R_{ft})$, SMB_t и HML_t .

¹⁰ State variables се оние варијабли кои детерминираат колку добро може да дејствува инвеститорот во неговата максимизација, (Cochrane, 2001).

Една од импликациите на равенката која го претставува три-факторскиот модел за очекуваниот принос е дека пресечокот α_i во временските регресии е нула за сите средства i . користејќи го овој критериум, Fama и French (1993, 1996) пронајдоа дека моделот опфаќа голем дел од варијацијата во просечните приноси на портфолија формирани според големината, B/M показателот и други ценовни показатели што се констатираа дека создава проблеми на CAPM; приносите на акциите на малите фирми коварираат повеќе една со друга, отколку со приносите на акциите на големите компании; приносите на акции со високи показатели за B/M коварираат повеќе меѓусебно, отколку со приносите на акциите со низок B/M (растечки акции). Овој модел денес е широко распространет и користен во практиката. Меѓутоа, Fama и French изјавуваат дека од теоретска перспектива, главен недостаток на три-факторскиот модел е неговата емпириска мотивација. SMB и HML како објаснувачки приноси не се мотивирани со предвидувањата за *state variables* кои се од интерес за инвеститорите. Наместо тоа, тие се насилно конструирани сили со цел да се опфатат текови непокриени со претходните трудови за тоа како просечните приноси на акција варираат со големината на компанијата и B/M показателот.

Мултифакторските модели не се применети во овој труд и затоа понатамошна дискусија за нивните предности и недостатоци не се презентирани; дури и мултифакторските модели не претставуваат комплетно решение. Како што Cochrane (2001) изјавува:

“CAPM и мултифакторските модели се очигледно премногу вештачки. Нивното централно место навистина доаѓа од долгата низа на емпириски успех, наместо од теоретската чистота. Можеби истражувачите се мудри да ги дофатат и избегнат импликациите од кои се всушност стилизирани квантитативните морални (религиозни) приказни.”

Ако дискусијата заврши тука, тогаш можеби тестирањето на CAPM е безначајно. Но, Pettengill, Sundaram and Mathur (1995), пронајдоа конзистентна и високо сигнификантна врска меѓу бета и вкрстените приноси на портфолијата. Клучната разлика помеѓу овој пристап на тестирање и претходните е во препознавањето дека позитивната врска меѓу приносите и бета предвидени со моделот Sharpe-Lintner-Black е базирана на очекувани приноси, не на реализирани. Во периоди кога приносот на пазарното портфолио е помал од безризичната стапка, инверзна врска меѓу бета и портфолио приносите треба да постои. Бидејќи оваа врска е условена во

зависност дали постои позитивна или негативна разлика меѓу пазарниот принос и безризичната стапка на принос, таа всушност е условена врска помеѓу бета и портфолио приносите, а не безусловна како што на пример е пронајдена во FMB (1973). Кога Pettengill *et al.* го прилагодија моделот за очекувањата на негативни пазарни разлики помеѓу приносот на пазарното портфолио и безризичната стапка на принос, тие покажаа конзистентна и значајна врска меѓу бета и приносите за целокупниот примерок на податоците, за подпериодите, како и за податоци поделени по месеци во една година. Дополнително, тие најдоа поддршка за позитивните плаќања за бета ризикот.

Македонска берза, како пазар во развој, постои помалку од петнаесет години и се уште е во фаза на развивање. Пред овој труд, колку што му е познато на авторот, емпириски тест за вреднување на средствата на Македонска берза се уште не е направен. Административните потешкотии при обезбедувањето на соодветни податоци за компании на индивидуално ниво, го прави мултифакторскиот модел проблематичен за користење. Следствено, овој труд го корист пристапот на FMB (1973) со цел да се тестира валидноста на CAPM. Бидејќи Македонска берза се уште се труди да фати чекор со останатите пазари на капитал, може да се очекуваат периоди кога безризичната стапка на принос може да биде повисока од приносот на пазарното портфолио. Затоа, користењето на Pettengill *et al* пристапот се чини посоодветен.

Поглавје Четири

ПОДАТОЦИ¹¹

“Мнозина од анегдоти се податоци.”

Attributed to George Stigler

Досега беа презентирани основите на емпириските тестови на CAPM, откривајќи ги емпириските резултати низ времето. Ова поглавје е почетна точка за извршување на CAPM тестирањето за Македонската берза. За таа цел, тема на ова поглавје е сетот на податоци кој ќе се користи во овој труд. Се користат три главни варијабли: *неделни приноси на акции*; *Македонскиот Берзански Индекс (MBI)* – еквивалент за пазарно портфолио и *Благајничките записи на Народна банка на РМ*- еквивалент за безризична стапка.

Последните неделни цени за секоја акција поединечно што е вклучена во тестирањето на CAPM се обезбедени од неделните извештаи на Македонска Берза, со цел да се калкулираат неделните приноси. Периодот на анализа е јануари 2003 до септември 2007, за компании кои се котирали на официјалниот и неофицијалниот пазар¹², бидејќи мал број на акции се расположиви на официјалниот пазар. Земајќи ги предвид двата пазарни сегменти, пристрасноста во селекцијата на податоците ќе се избегне. Бројот на анализирани акции варира од година во година, како резултат на драматичниот развој на Македонската Берза (бројот на котирали компании како и фреквенцијата на тргување се зголемува со брз чекор).

Еквивалентот за пазарно портфолио е MBI-5¹³ и MBI-10. MBI-5 беше ценовен, непондериран индекс, кој како прв берзански индекс во Македонија ја служеше својата функција на агрегатен индикатор за квантификација на движењата на берзата. Новиот индекс MBI-10¹⁴ беше воведен во јануари 2005, што е ценовен индекс

¹¹ Сетот на податоци користен во овој труд оригинално е креиран од авторот, бидејќи готови временски серии за цените на акциите не е достапен на интернет страната на Македонак берза. Затоа, ако постои обид за репликација на овој труд, Ве молам контактирајте го авторот за да се избегне макотрпан и исцрпувачка работа.

¹² Разликата помеѓу официјален и неофицијален пазар главно се базира на барањата за приложување на финансиски извештаи, дивиденден календар, акции во јавноста, листа на најголемите акционери и др.

¹³ MBI-5 е калкулиран од 1^{ми} ноември 2001 и се состои од пет најликвидни акции на Македонска берза: Алкалоид АД Скопје, Комерцијална Банка АД Скопје, Макпетрол АД Скопје и Топлификација АД Скопје.

¹⁴ Се состои од 10 котирали обични акции, избрани од страна на Комисијата за берзански индекс, според критериумите од Методологијата за истиот. Првите десет акции кои го сочинуваа MBI-10 се: Алкалоид АД Скопје, Топлификација АД Скопје, Комерцијална банка АД Скопје, Макпетрол АД Скопје, Фершпед АД Скопје,

пондериран со пазарната капитализација. Од причина што не постои синхронизација на преодот од MBI-5 и MBI-10, првиот ден на тргување по воведувањето на MBI-10 е исклучен од анализата.

Изборот на соодветен пазарен индекс е важен проблем. Теоретски, избраниот индекс за пазарно портфолио треба да биде своевиден еквивалент на агрегатноста на целиот пазар. Roll (1977) и Ross (1977) изјавија дека еден-фактор CAPM се одбива кога портфолиото користено како пазарен еквивалент е неефикасно. Емпириските анализи, покривајќи го главно американскиот пазар, често се задоволни со прифаќањето на S&P500, DJIA, NYSE или други пазарни индекси како пазарно портфолио. Меѓутоа, тие имаат добра причина да го направат тоа, бидејќи капитализацијата на американскиот пазар е речиси една третина од целиот свет и американскиот инвеститор ретко инвестира во странски финансиски средства. Иако, капитализацијата на Македонската берза е пониска дури и во споредба со капитализацијата на берзите во поширокиот регион, постојат две главни причини зошто засега употребата на MBI како еквивалент за пазарно портфолио е добро воспоставена пракса: (1) на 03.09.2007 акциите од MBI-10 партиципираа со 68.60 проценти во вкупната пазарна капитализација, (извор: *Македонска Берза*), сигнализирајќи дека MBI е добро диверзифициран и е доста добра репрезентација на пазарен индекс и (2) законот пропишува *“Резидентите освен овластените банки, не можат да купуваат хартии од вредност во странство.”*¹⁵ Фактот што резидентите се уште немаат дозвола да инвестираат надвор од границите на Р. Македонија, е уште една потврда дека MBI ги задоволува условите за еквивалент на пазарното портфолио.

Во теоријата, постои дебата за изборот на еквивалент на безризична стапка, но најпрепорачувани се тримесечните државни записи. Ние се соочивме со пречки во користењето на државните записи како еквивалент, бидејќи во Македонија истите започнаа со издавање во 2004 година. Следствено, како најблизок еквивалент за безризично средство се благајничките записи на Народна Банка на РМ со достасување од 28 дена. Можниот недостаток е нивната ограничена можност за тргување (се тргуваат исклучиво помеѓу Народна Банка на РМ и комерцијалните банки). Податоците за благајничките записи се добиени од Извештаите на НБРМ.

Стопанска банка АД Битола, Гранит АД Скопје, Македонијатрист АД Скопје, Европа АД Скопје и Охридска банка АД Охрид.

¹⁵ Закон за девизно работење, Службен весник на РМ, 34/01; 49/01; 103/01 и 51/03. се очекува со либерализацијата на капиталната сметка, почнувајќи од 2008, резидентите да може да тргуваат во странство.

Бидејќи каматната стапка на благајничките записи е дадена на годишно ниво, претварањето во неделна каматна стапка може да се изврши со помош на:

$$r_{\text{неделн}} = 100 \left[\sqrt[52]{\left(1 + \frac{r_f^{\text{годишна}}}{100}\right)} - 1 \right] \dots\dots (4.1)$$

$r_f^{\text{годишна}}$ -ГОДИШНА КАМАТНА СТАПКА НА БЛАГАЈНИЧКИТЕ ЗАПИСИ.

Поглавје Пет

ВАЛИДНОСТА НА САРМ НА МАКЕДОНСКАТА БЕРЗА (Методологија и Резултати)

“Целата наша наука, мерена во споредба со реалноста, е примитивна и невинна ко дете—и уште е најскапоценото нешто што го имаме.”
Albert Einstein

“Една теорија може да биде докажана со експеримент, но миедна патека не води од експеримент до раѓање на нова теорија.”
Albert Einstein

“Трави се што е можно поедноставно, но не го поедноставувај.”
Albert Einstein

Ова поглавје ги објаснува во детали неусловениот FMB пристап како и условениот пристап на Penttengill *et al.* (двата пристапа се состојат од три чекори), приспособени на атрибутите што ја опишуваат Македонска берза. Понатаму, се презентирани резултатите од двата пристапа за валидноста на САРМ во овој труд Македонска берза. Поглавјето започнува со методологијата за проценување на β , бидејќи споменатите модели ги користат истите како влезни податоци (еквивалент за реалните пазарни бети, кои всушност се непознати), проследено со проценетите вредности за β за акциите на Македонска берза.

β ПРОЦЕНКА (Методологија и Резултати)

Емпириското тестирање на САРМ започнува со проценка на бета за секоја акција одделно. Бета обично се калкулира како отсјај на скорешните ценовни движења на конкретна акција; попрецизно, таа се добива со проценување на нивните коваријанси со приносите на диверзифицирано портфолио (обично конкретно пазарен индекс). Доколку, цената на една акција, во просек, се движи усогласено и заедно со пазарот (со ист процент), тогаш бетата на таа акција би изнесувала 1. Методот на обични најмали квадрати (ОНК) вообичаено се користи при проценка на бета за конкретна хартија од вредност (Campbell, Lo, MacKinlay, 1997), каде бета проценката е наклонот во пазарниот модел за вишок-принос, **Равенка 3.1**. Дополнително, овој труд користи континуирано додадени приноси (continuously compounded returns)¹⁶

¹⁶ Едноставни приноси $R_t = (p_t - p_{t-1}) / p_{t-1} \times 100\%$

наместо обични приноси, бидејќи првоспоменатите уживаат одредени предности, (Brooks, 2002).

Дебата постои околу должината на временскиот период и фреквентноста на податоците за прецизна проценка на бета. Blume (1971, 1975, 1979), Fabozzi и Francis (1978), Clarkson и Thompson (1990), изјавуваат дека параметрите не се константни низ времето, затоа должината на временските серии е од огромна важност, доколку повеќе што истата може да влијае на резултатите. Меѓутоа, не постои теорија која може да ја одреди оптималната должина на временските серии. The London Business School ги базира бета-проценките на месечни приноси за период од пет години, претпоставувајќи дека β е стабилна за тој временски период. Bloomberg, пак, користи неделни опсервации за период од две години при бета проценките. Пократкиот временски период овозможува подобро да се опфатат пазарните трендови кои може да исчезнат или избледнат во период од пет години. Понатаму, користењето на високо-фреквентни податоци, доведува до попрецизни бета-естимации, види *Прилог 1*.

Бидејќи податоците за проценка на бета се од краток временски период, т.е. од 2002 до 2006 и од причина што модифицираната Fama-MacBeth процедура бара годишно обновување на бетите (види подолу), ние се одлучивме да го следиме примерот на Bloomberg (неделни податоци од две години¹⁷), со што истовремено се дозволува бета да варира низ време. Поради тоа, бетите во овој труд се проценуваат во временски хоризонт, како што е прикажано во *Табела 1*.

Табела 1 Временски хоризонт за проценување на β

Временски хоризонт за естимација на β	2002-2003	2003-2004	2004-2005	2005-2006
<i>Број на компании</i>	<i>67</i>	<i>70</i>	<i>89</i>	<i>80</i>

Продолжено надградувани приноси (continuously compounded returns) $r_t = \ln(p_t / p_{t-1}) \times 100\%$ каде, R_t означува едноставен принос во време t , r_t означува продолжено надградуван принос во време t , p_t означува цена на хартијата од вредност во време t и $\ln$ означува природен логаритам. Фреквентноста на надградување на приносот нема значење и затоа приносите меѓу средства може лесно да се споредуваат, *временски-собирани (time-additive)*, но не може да се додаваат помеѓу портфолно.

¹⁷ Овој труд започнува со проценка на бети на месечна основа, но споредувајќи ги истите со оние на неделна основа, како и споредувајќи ги нивните дијагностики, резултатите на неделна основа се попрецизни.

Бројот на акции во секој од специфицираните периоди е резултат од условот: секоја акција треба да биде тргувана најмалку шест месеци во периодот на проценување. Оваа информација е добиена од месечните извештаи на Македонска берза.

Бета проценките за секој подпериод, добиени преку методот на ОНК, се прикажани во *Прилог 3*, а сумарната статистика за истите е презентирана во *Табела 2*. Бета вредностите варираат во периодите на анализа. Меѓутоа, Blume (1975) изјавува дека проценетите β -коефициенти имаат тенденција да се вратат кон “грандиозната” средина на сите бети низ времето, т.е. компании со екстреман ризик- било висок или низок- се стремат да имаат помалку екстремни карактеристики низ времето. Blume ги истражува аргументите за промените, но истите се надвор од обсегот на овој труд.

Друга важна карактеристика на проценетите β -коефициенти е нивната статистичка незначајност. Ако вистинската вредност на β е многу близу до нула, навидум се чини поверојатно дека нултата хипотеза не може да биде одбиена, особено кога големината на примерокот е мала. Во финансиската литература ова е познато како нула-бета средство, сугерирајќи отсуство на корелација со пазарниот принос. Вакво средство е безризично во пазарното портфолио во смисла што не допринесува во варијансата на пазарниот принос¹⁸. Затоа, традиционалното тестирање на проценетите β -коефициенти и вообичаеното значење на t-статистиките не се интерпретираат како вообичаено, во овој контекст, односно дури и да не е коефициентот статистички различен од нула, вредноста на конкретната бета сè уште претставува мерка за ризик.

Знакот пред коефициентот е важен при интерпретацијата. На пример, кога бета е 2, ова индицира дека 1% пораст (пад) на пазарот, резултира со 2% пораст (пад) на вредноста на таа акција. Ваквите хартии од вредност се релативно ризични. Други, т.н. “blue chip” акции (со виски и константни приноси, како резултат на довербата која ја уживаат меѓу инвеститорите), не се толку осетливи на пазарните движења и се одликуваат со пониски бети, да речеме 0.5, што значи дека 1% пораст (пад) на пазарот, резултира со 0.5% пораст (пад) на нивната вредност. Традиционално, ставот

¹⁸ Спротивно, доста често, од интерес е да се тестираат различни хипотези, имено дека движењето на цената на средствата на конкретна компанија е исто со она на пазарот како целина, (Berndt, 1991). За ова треба да се тестира нулта хипотеза дека β -коефициентот е еднаков на единица наспроти алтернативната хипотеза дека не е еднакво на еден.

да се инвестира во акции со бета повисока од 1 е наречен “агресивен” (aggressive), додека “одбранлив” (defensive) став е оној кога се инвестира во акции со бета пониска од 1. Иако во практика не е вообичено бета да е негативна, сепак вакви акции постојат и се наречени “супер одбранливи” (superdefensive), (Berndt, 1991). Бидејќи многу бети на Македонската берза се негативни, “супер одбранливите” акции *per se* претставуваат карактеристика на Македонската берза.

Табела 2 Резиме на бета проценките за анализираните подпериоди

	2002-2003	2003-2004	2004-2005	2005-2006
Минимален β-коэффициент	-1.6738	-0.7457	-1.0810	-0.4814
Максимален β-коэффициент	1.9680	1.9564	1.3358	1.3259
Број на акции Значајни на 1% ниво на значајност	6	8	15	12
Број на акции Значајни на 5% ниво на значајност	4	2	3	2
Број на акции Значајни на 10% ниво на значајност	3	1	4	1
Број на акции Незначајни на конвенционалните нивоа на значајност	54	59	67	65
ARCH-LM ефект	29	27	31	31
Вкупно акции	69	70	89	80

Во периодите на проценување (2002-2006), распонот на проценетите бети се наоѓа помеѓу минималната вредност од -1.67 и максималната од 1.97. Очигледно е од Табела 2 дека 41 проценки на бета се статистички значајни на сите конвенционални нивоа на значајност (1%, 5% и 10%). Според ова, повеќето од акциите може да се сметаат за нула-бета средства; некорелирани со пазарното портфолио. Овој резултат изгледа разумен бидејќи само 5 акции до 2005 и само 10 акции по 2005 се во пазарниот индекс.

Користејќи пофреквентни податоци проблемите како автокорелација и хетероскедастичност се извесни. Ваквите нарушувања на претпоставките за МНК доведуваат до неефикасни проценки. Уште повеќе, проценувањето на β -коэффициентите со користење на МНК претпоставува дека параметрите на моделот, β и пресечокот во Равенката 3.1, се константни за периодот во прашање. Овие проблеми може да се опфатат и санираат со употреба на посоефистицирани економетриски техники како GARCH-типот на модели, кои успешни во соочувањето со времена-варијација на варијансите и коваријансите, но и со нелинеарностите.

Понатаму, Brooks (2002) изјавува дека линеарно структурираните (временски) модели често не се во можност да објаснат неколку важни карактеристики на финансиските податоци:

- *Leptokurtosis* – распореди на финансиските средства што искусуваат дебели опашки и прекумерен “врв” во просечната вредност;
- *Volatility clustering* или *volatility pooling*-тенденција да се појавува волатилност на финансиските пазари во групи. Поради тоа, високите приноси (било позитивни или негативни) очекувано е да се проследени со високи приноси, како и ниските приноси (со двата знака) да ги следат ниски приноси и,
- *Левеџи ефекти* - голем пад на цените на акциите доведува до поголема волатилност во споредба со истата во случај на пораст на цените на акциите од еднакви размери.

Тестирање за “ARCH-ЕФЕКТИ”

Пред да се започне со проценувањето на GARCH моделите, важно е прво да се изведе тестот на Engle (1982) за ARCH-ефект, како верификација дека оваа класа на модели е соодветна за податоците. Во *Прозорец 1* е презентиран тестот за проверка на присутноста на “ARCH-ефекти” во резидуалите.

Овој труд испитува ARCH-ефект на неколку претходни вредности (lags) на резидуалите. Всушност, присуството на ARCH-ефектот се калкулира со регресирање на квадратните резидуали (за секоја времеснка проценка на бета) на 2, 3, 4 и 5 претходни вредности на резидуалите. Резултатите за секој подпериод на бета проценките од овој тест се прикажани во *Прилог 3* и *Табела 2* откривајќи го бројот на акции каде ARCH-ефектот е присутен. Резимирајќи ги резултатите од тестот за ARCH-ефекти, очигледно е дека има докази дека употребата на GARCH модели за одредени акции е посоодветна од ОНК. Треба да се забележи дека ARCH-ефектот во некои акции е присутен поради константната цена во еден подолг временски период, бидејќи тестот исто служи и како тест за автокорелација во квадратните резидуали. Поради тоа што постојат докази за соодветноста на GARCH-типот модели, во овој труд се користат основниот GARCH(1,1), TGARCH(1,1) и EGARCH(1,1).

Прозорец 1 Тестирање за “ARCH ефекти”

1. Линеарната регресија за β -проценката од формата

$$r_t = \alpha_m + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_t \dots \dots (5.1) \text{ и зачувај ги резидуалите, } \hat{\varepsilon}_t$$

2. Квадрирај ги резидуалите, и регресирај ги на n сопствени претходни вредности, со цел да се тестира за ARCH од степен n (одреден од истражувачот). Треба да се направи следнава регресија

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \gamma_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \gamma_n \hat{\varepsilon}_{t-n}^2 + v_t \dots \dots (5.1.1)$$

v_t е случајната грешка. R^2 треба да се пресмета од оваа регресија.

3. TR^2 (бројот на опсервации помножен со коефициентот на повеќекратна корелација) од претходната регресија ја дефинира тест статистиката, што има $\chi^2(n)$ дистрибуција.

4. Нултата и алтернативната хипотеза се:

$$H_0 : \gamma_1 = 0 \text{ и } \gamma_2 = 0 \text{ и } \gamma_3 = 0 \text{ и } \dots \text{ и } \gamma_n = 0$$

$$H_1 : \gamma_1 \neq 0 \text{ и } \gamma_2 \neq 0 \text{ и } \gamma_3 \neq 0 \text{ и } \dots \text{ и } \gamma_n \neq 0$$

Поради тоа, тестот е еден од оние што тестира здружена нулта хипотеза дека сите n претходни вредности на квадрираните резидуали имаат коефициенти што не се значајно различни од нула. ARCH тестот е често употребуван на необработени (raw) податоци за приносите.

Забелешка: економетриски софтвер како EViews 5 го обезбедува овој тест, познат како ARCH LM тест (види упатство за Eviews5)

Оригинален извор: Brooks, 2002

GARCH-тип Модели

Генерализираниот ARCH (GARCH) модел е развиен од Bollerslev (1986) and Taylor (1986). Дополнително, екстензии кои се користат во овој труд се: Threshold GARCH (TGARCH) воведен од Glosten, Jagannathan and Runkle (1993) и Exponential GARCH модел предложен од Nelson (1991).

Со цел да се разбере како овие модели функционираат потребно е да се дефинира условената варијанса на случајната варијабла, ε_t . Условената варијанса на ε_t може да се означи како σ_t^2 , што се изразува како

$$\sigma_t^2 = \text{var}(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = E[(\varepsilon_t - E(\varepsilon_t))^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2} \dots] \dots \dots (5.2.1)$$

Претпоставувајќи дека $E(\varepsilon_t) = 0$, тогаш

$$\sigma_t^2 = \text{var}(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = E[(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2} \dots)] \dots \dots (5.2.2)$$

Затоа, условената варијанса на нормално распоредена случајна варијабла со нула средна вредност, ε_t е еднаква на условената очекувана вредност на ε_t^2 .

GARCH (1,1) Моделот

GARCH(1,1) има две равенки: (1) *равенка за условената средна вредност (the conditional mean equation)*, опишувајќи како вишокот приноси, r_{it} варира низ времето и (2) *равенка за варијансата*, условената варијанса да биде зависна од една претходна вредност на реализираните квадрирани резидуали и на претходната вредност на истите. Затоа,

$$\text{the conditional mean equation is } r_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im}r_{mt} + \varepsilon_{it} \dots \dots (5.3.1)$$

што е иста со ОНК проценувањето (*Равенка 3.1*)

$$\text{равенка за условната варијанса } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2\sigma_{t-1}^2 \dots \dots (5.3.2)$$

Иако од важност е равенката за варијансата, детална интерпретација на истата не е презентирана во овој труд, бидејќи вниманието е насочено кон β проценките, но не и кон нивното предвидување. Логично е дека условената варијанса секогаш мора да биде стриктно позитивна (бидејќи е претставена во квадрирани израз), затоа $\alpha_1 + \alpha_2 > 0$, но само функционира ако $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$, (Engle 2001). Доколку, $\alpha_1 + \alpha_2 \approx 1$, укажува дека шоковите на условената варијанса ќе бидат долготрајни¹⁹.

Brooks (2002) изјавува дека основниот GARCH-модел има неколку недостатоци. Прво, не-негативноста (*non-negativity*) може да биде нарушена од старна на проценуваниот модел. Со цел да се обезбеди позитивноста на коефициентите, воведувањето на вештачки ограничувања на коефициентите од моделот е чувствително решение. Второ, *лебеџи ефектите* не може да се објаснат со GARCH-моделот, иако истиот може да се соочи со гроздовата волатилност (*volatility clustering*) и со “дебелите опашки” и издолжените врвови (*leptokurtosis*) во временските серии. На

¹⁹ Финансиската литература препорачува дека GARCH(1,1) е доволен за да опфати варијацијата на волатилноста (*volatility clustering*) во податоците и ретко кога е оценуван модел од повисок степен, (Brooks, 2002).

крај, моделот не дозволува за било каква *директна повратна спрега (direct feedback)* помеѓу условената варијанса и условената средна вредност. GARCH-моделот ја игнорира информацијата за насоката на приносите; само нивната големина е важна (Engle, 2001). Меѓутоа, постои многу уверлив доказ дека насоката сепак влијае на волатилноста. Следствено, TGARCH(1,1) и EGARCH(1,1) се вклучуваат во анализата.

Овие модели дозволуваат за асиметричен одговор на нестабилноста на позитивни и негативни шокови, што не се можни во основниот GARCH-модел, бидејќи условената варијанса во овој модел е добиена од апсолутната вредност на претходната вредност на резидуалите, без при тоа да се посвети внимание на нивните знаци, бидејќи истите се квадрирани. Меѓутоа, кога капиталните приноси (equity returns) се воведени во прашање, ваквите асиметрии се леверидж ефект (leverage effect). На пример, пад на цената на акциите на една компанија е причина за пораст на показателот D/E на конкретната компанија. Како резултат на тоа, идните “серии” на парични текови се сметаат за поризични. Друго едно објаснување е поврзано со хипотезата за “волатилност-повратна спрега” (“volatility-feedback”). На пример, ако дивидендите се константни, ако очекуваните приноси растат кога волатилноста на цената на една акција се зголемува, тогаш цените на истата треба да опадне кога волатилноста расте.

TGARCH (1,1) Моделот

Карактеристика на овој модел е дополнителниот термин, кој треба да опфати можни асиметрии. Во овој модел условената варијанса е

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} \dots \dots (5.4)$$

каде, $D_{t-1} = 1$ ако $\varepsilon_{t-1}^2 < 0$ и $D_{t-1} = 0$ во другиот случај

Доколку леверидж ефектот е присутен тогаш $\gamma > 0$. Условот за не-негативност за конкретниот модел е $\alpha_0 \geq 0$, $\alpha_1 \geq 0$, $\alpha_2 \geq 0$ и $\alpha_1 + \gamma \geq 0$.

Овој труд ја користи спецификацијата за условената варијанса како Brooks (2002)²⁰

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_2 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \theta \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \dots \dots (5.5)$$

Предностите на овој модел во споредба со основната GARCH-спецификација се: (1) σ_t^2 ќе биде поголема од нула, бидејќи логаритам од условената варијанса е моделиран, иако параметрите може да се негативни; (2) EGARCH дозволува за асиметрии. На пример, ако врската помеѓу волатилноста и приносот е негативна, γ ќе биде негативен (Nelson, 1991). Braun *et al.* (1995) истакнуваат дека EGARCH моделот е конзистентно подобар од т.н. модел на ротирачка (rolling) регресија за објаснување на варијацијата на портфолио приносите внатре во примерокот, уште и при изнаоѓањето на вторите моменти од приносите. Следствено, овие резултати ја охрабрија и поддржија дека EGARCH моделот може да конструира подобри бета проценки и волатилност во споредба со ротирачките регресии. Исто така, бета проценките се пониски од истите добиени од rolling регресијата.

Проценка на GARCH - типот модели (β -проценки)

Краток осврт следи за проценувањето на GARCH-моделите, бидејќи добро познатите Gaussian претпоставки се нарушени и ОНК техниката е несоодветна. Објаснувањето произлегува од таму што ОНК го минимизира збирот на квадрираните резидуали (the residuals sum of squares-RSS) и ова повеќе не е соодветна процедура, бидејќи збирот на квадратните резидуали зависи само од параметрите на условената равенка на средна вредност, а не и од равенката за условената варијанса. Како резултат проценувањето со *најголем степен на веројатност (maximum likelihood)* е користено со цел да се проценат фамилијата GARCH модели (види Прилог 4 за *maximum likelihood* проценувањето).

Максимизирањето на LLF е проблематично кога варијансите варираат низ времето, за разлика од тоа кога тие се хомоскедастични, бидејќи кога се користат GARCH-

²⁰ Овој модел предложен од страна на Nelson може да се изрази на неколку начини.

модели, постојат неколку локални максимуми, поради што различни алгоритми може да пронајдат различни локални максимуми на LLF посочувајќи некој локален максимум за глобален. Brooks *et al.* (2001) изјавија дека различна оптимизациона процедура може да доведе до различно проценети коефициенти и посебно важно, различни проценки за стандардните грешки. Затоа, проф. Brooks, преку електронска кореспонденција, сугерираше дека различни методи на оптимизација: *BHHH* (Berndt, Hall, Hall and Hausman, 1974) и *Marquandt* да бидат користени во трудот; сугестијата е применета во овој труд²¹. Изборот за посоодветен алгоритам е направен на база на Schwartz критериумот²² (Pagan, 1996) и бројот на итерации, бидејќи понизок број на итерации може да сугерира локален наместо глобален максимум.

Друга важна карактеристика што е од витално значење за специфицирање на функцијата за степенот на веројатност е претпоставката за нормалност на ε_t . Постои можност да се изврши тест за нормалност (види Brooks, 2002), но овој проблем може да се надмине со употребата на Bollerslev-Wooldridge варијансно-коваријансна матрица на проценувач што е отпорен (robust) на не-нормалност, кога постои сомневање дека резидуалите не се условно нормално распоредени²³, (Eviews5 Прирачник). Оваа процедура е позната како квази-максимум веројатност (*quasi-maximum likelihood-QML*). Во овој труд, сомнежот за не-нормалност е базиран на дијагностиката од претходно извршените ОНК регресии за секоја акција поодделно (Прилог 3). Исто така ОНК проценките се користат и како почетни параметри во равенката за условена варијанса.

GARCH, TGARCH или EGARCH не се истородни (nested) формулации, што се должи на логаритамската трансформација во EGARCH моделот, поради што изборот помеѓу линеарна и логаритамска формулација е проблематичен. Pagan and Schwert (1990a) ги споредија лог-веројатностите (log-likelihoods) од проценетите модели и секој може да го модифицира по стапките на Schwarz (1978) со цел да ги рефлектира дополнителните параметри во EGARCH. Затоа, овој труд ќе го користи критериумот на Schwartz при избор на најсоодветен модел. Движејќи се надвор од

²¹ Продлабочена литература за различните алгоритми може да се најдат во Press et al (1992).

²² Во EViews 5 што е пониска вредноста на критериумот, толку е подобар моделот.

²³ Brooks изјавува дека проценките на параметрите ќе бидат (виртуелно) непроменети, само проценетата коваријансна-матрица ќе се измени.

границата на оваа компарација, “вештачко поистороднување” (“artificial nesting”) може да се изврши (види детали во Pagan, 1996).

Бета проценките за акциите на Македонска берза се дадени во *Табела 3*, *Табела 4*, *Табела 5* и *Табела 6* за секој подпериод, респективно (болдираниот модел е избран за најсоодветен). Во рамките на секоја табела дадена е легенда за колоните. Втората колона од секоја од четирите табели ги дава бетите добиени со ОНК за компарација. Може да се забележи дека бета проценките добиени од GARCH моделите, во просек, се помали од бета епроценките добиени со ОНК. Исто така, повеќе проценки се статистичко значајни во случајот на GARCH модели (помал број на акции се нула-бета средства).

Табела 3 β проценки користејќи ги GARCH-типот на модели за 2002-2003

GARCH(1,1)																								
Основна равенка	$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im} R_{mt} + \varepsilon_{it}$																							
Равенка за варијансата	$GARCH = \alpha_0 + \alpha_1 * RESID(-1)^2 + \alpha_2 * GARCH(-1)$																							
TGARCH(1,1)																								
Основна равенка	$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im} R_{mt} + \varepsilon_{it}$																							
Равенка за варијансата	$TGARCH = \alpha_0 + \alpha_1 * RESID(-1)^2 + \phi * RESID(-1)^2 * (RESID(-1) < 0) + \alpha_2 * GARCH(-1)$																							
EGARCH (1,1)																								
Основна равенка	$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im} R_{mt} + \varepsilon_{it}$																							
Равенка за варијансата	$LOG(GARCH) = \alpha_0 + \theta * ABS(RESID(-1) / @SQRT(GARCH(-1))) + \gamma * RESID(-1) / @SQRT(GARCH(-1)) + \alpha_2 * LOG(GARCH(-1))$																							
	OHK						GARCH(1,1)						TGARCH(1,1)						EGARCH(1,1)					
Share	β	β	α_0	α_1	α_2	Schwarz критериум	β	α_0	α_1	α_2	ϕ	Schwarz критериум	β	α_0	α_2	γ	θ	Schwarz критериум						
Алкалона	1.5040 (0.000)	1.4707 (0.000)	11.8343 (0.269)	0.3268 (0.000)	0.486 (0.020)	7.0498	1.4704 (0.000)	11.8384 (0.269)	0.3247 (0.048)	0.4861 (0.021)	0.0033 (0.991)	7.0948	1.4323 (0.000)	5.806 (0.020)	-0.4982 (0.363)	-0.0642 (0.717)	0.4478 (0.120)	7.223						
ЗК Пелагонија	0.2240 (0.736)	0.3952 (0.149)	83.8200 (0.359)	0.2002 (0.454)	0.5562 (0.000)	8.5086	0.0865 (0.993)	181.5143 (0.330)	0.146 (0.490)	0.05789 (0.163)	-0.2029 (0.380)	8.6118	0.0016 (0.005)	5.6078 (0.000)	0.0069 (0.968)	0.3262 (0.211)	-2.8525 (0.026)	8.2587						
Комерцијална банка	1.9680 (0.000)	1.8356 (0.002)	111.9622 (0.171)	0.2462 (0.124)	0.1331 (0.775)	8.1639	1.9932 (0.000)	101.2337 (0.193)	0.5831 (0.036)	0.1604 (0.747)	-0.5473 (0.094)	8.1430	1.8808 (0.001)	3.8864 (0.252)	0.1759 (0.793)	0.2213 (0.069)	0.5050 (0.002)	8.1552						
Млаз Богданци	-0.0487 (0.667)	0.1103 (0.000)	-0.0362 (0.445)	3.575 (0.048)	0.5566 (0.000)	4.0916	0.0002 (0.003)	2.6E-05 (0.000)	546.68 (0.183)	-8.2E-05 (0.449)	-545.77 (0.184)	1.0333	-0.0049 (0.000)	-0.6732 (0.000)	1.0222 (0.000)	0.9472 (0.000)	1.5613 (0.000)	1.3130						
Макпетрол	0.5512 (0.000)	0.5195 (0.000)	2.365 (0.099)	0.3465 (0.035)	0.4883 (0.000)	5.5250	0.5178 (0.000)	2.2928 (0.100)	0.3153 (0.115)	0.4933 (0.000)	0.0670 (0.831)	5.5693	0.5461 (0.000)	0.1628 (0.678)	0.7332 (0.000)	-0.0077 (0.961)	0.6165 (0.005)	5.5668						
Македонија Турист	-0.4404 (0.066)	-0.0252 (0.950)	1.3569 (0.190)	0.5615 (0.006)	0.5816 (0.000)	6.4695	-0.0447 (0.896)	0.9297 (0.241)	0.8573 (0.010)	0.6139 (0.000)	-0.6425 (0.085)	6.4538	-0.0463 (0.877)	-0.0695 (0.727)	0.8911 (0.000)	0.2144 (0.144)	0.6134 (0.004)	6.4538						
Раде Кончар	-0.0150 (0.914)	0.1153 (0.000)	-0.0479 (0.499)	22.1898 (0.139)	0.0058 (0.005)	4.0552	0.0954 (0.077)	3.5340 (0.209)	0.3588 (0.701)	0.5806 (0.135)	-0.4200 (0.679)	4.8830	-0.0251 (0.000)	1.3617 (0.000)	0.0788 (0.000)	6.783 (0.000)	-4.9711 (0.000)	3.3506						
РЖ Економика	-0.2981 (0.369)	-0.0519 (0.965)	4.0096 (0.000)	-0.0396 (0.000)	1.0187 (0.000)	7.1531	-0.2188 (0.258)	9.1487 (0.061)	0.0222 (0.722)	0.9014 (0.000)	-0.0615 (0.000)	7.2357	-0.0195 (0.075)	1.5970 (0.000)	0.6926 (0.000)	0.8131 (0.000)	-0.7071 (0.000)	6.6991						
Силекс	0.1461 (0.159)	0.1572 (0.359)	1.2190 (0.481)	0.0558 (0.747)	0.5134 (0.364)	4.2992	0.0257 (0.023)	1.4031 (0.336)	0.0465 (0.277)	0.5519 (0.107)	-0.1282 (0.109)	4.2446	-0.0010 (0.195)	0.2827 (0.015)	0.8186 (0.000)	1.0087 (0.354)	-1.0575 (0.185)	3.7899						
Тетекс Тетово	0.1259 (0.883)	1.9043 (0.000)	17.8782 (0.283)	2.7409 (0.453)	-0.0003 (0.509)	7.7645	0.3453 (0.139)	300.624 (0.096)	0.1551 (0.860)	0.5550 (0.159)	-0.2615 (0.764)	9.0002	-1.0980 (0.000)	4.5185 (0.389)	-0.0677 (0.946)	1.5177 (0.747)	-0.8379 (0.872)	6.8854						

Ком. Банка природ.	-0.9794 (0.082)	-0.4855 (0.000)	-0.1968 (0.354)	11.7384 (0.006)	0.0305 (0.147)	6.8502	-0.8979 (0.263)	27.1968 (0.031)	2.9207 (0.697)	0.0007 (0.642)	-2.6377 (0.727)	7.0803	0.8361 (0.000)	3.5419 (0.000)	-0.5635 (0.000)	0.1814 (0.065)	1.7902 (0.020)	6.0992
Ангро-промет Тиквешанка	0.1752 (0.779)	0.0355 (0.749)	36.463 (0.354)	0.8317 (0.100)	0.3627 (0.024)	7.3734	0.0347 (0.750)	36.3595 (0.349)	0.8150 (0.360)	0.3645 (0.012)	0.0367 (0.987)	7.5463	0.5941 (0.014)	4.6639 (0.000)	-0.0734 (0.599)	-1.7073 (0.221)	-0.2076 (0.912)	7.2874
Рудници Бањани	-0.0089 (0.887)	-0.0239 (0.335)	3.2896 (0.024)	0.1122 (0.033)	-0.3631 (0.000)	3.7789	-0.0538 (0.188)	1.7828 (0.062)	0.2199 (0.125)	0.4964 (0.105)	-0.3580 (0.023)	3.8909	-0.0186 (0.000)	0.6990 (0.143)	0.1428 (0.000)	2.7504 (0.000)	-2.3015 (0.000)	2.8109
Жито Скопје	-0.2268 (0.568)	-0.1580 (0.062)	0.0274 (0.717)	1.7898 (0.033)	0.6262 (0.000)	5.5178	-0.0177 (0.125)	0.1304 (0.427)	0.6575 (0.098)	0.6652 (0.000)	0.7887 (0.427)	5.5519	-0.0005 (0.005)	3.1495 (0.000)	0.2931 (0.000)	2.6506 (0.001)	-0.8329 (0.007)	6.956
Јака Табак Радовиш	-0.0032 (0.964)	0.1509 (0.005)	5.1087 (0.003)	0.3463 (0.201)	-0.1184 (0.211)	4.2388	0.0164 (0.737)	2.1617 (0.218)	-0.0808 (0.417)	0.4943 (0.249)	0.1674 (0.667)	4.2103	-0.0419 (0.334)	1.1394 (0.436)	-0.1391 (0.667)	-1.0721 (0.272)	-0.7231 (0.358)	3.9742
Тутунска Банка	-0.1366 (0.345)	-0.0327 (0.590)	0.6990 (0.275)	0.2272 (0.203)	0.7565 (0.000)	5.1146	-0.0373 (0.604)	0.5647 (0.187)	0.3225 (0.153)	0.8303 (0.000)	-0.3938 (0.099)	5.0778	7E-05 (0.830)	2.8159 (0.000)	-0.0790 (0.196)	-2.0085 (0.000)	-2.1211 (0.000)	4.9580
Аутомакедонија	-0.1991 (0.480)	-0.1650 (0.120)	-0.4259 (0.590)	31.8221 (0.013)	0.0635 (0.102)	5.8586	-0.1512 (0.157)	20.2376 (0.381)	0.1418 (0.548)	0.5696 (0.251)	-0.1961 (0.540)	6.6685	0.0055 (0.984)	3.1509 (0.183)	0.1460 (0.794)	-0.8648 (0.011)	-1.1154 (0.162)	6.5558
Жито Вардар	0.0281 (0.668)	-0.0094 (0.505)	0.4684 (0.324)	0.4659 (0.084)	0.5731 (0.000)	3.5474	0.0642 (0.189)	0.4150 (0.436)	1.3336 (0.332)	0.6512 (0.284)	-1.3991 (0.232)	3.3780	-0.0041 (0.110)	0.2835 (0.092)	1.0410 (0.000)	0.6482 (0.392)	-0.4702 (0.507)	0.1846
Фершпед	-0.0080 (0.760)	-0.0171 (0.000)	-0.0004 (0.453)	19.2949 (0.247)	0.0137 (0.229)	0.4601	0.0030 (0.683)	0.2226 (0.435)	0.1642 (0.813)	0.5862 (0.348)	-0.2380 (0.812)	1.986	0.0225 (0.006)	-0.4174 (0.102)	0.6360 (0.000)	1.1938 (0.300)	-0.7821 (0.373)	1.4088
29 Ноември	0.0211 (0.943)	-0.0724 (0.203)	26.8815 (0.040)	0.9083 (0.000)	-0.0183 (0.000)	5.9507	-0.0521 (0.309)	22.0379 (0.088)	0.8970 (0.000)	-0.0139 (0.147)	0.0935 (0.800)	5.9284	-0.0001 (0.999)	2.0934 (0.130)	0.2540 (0.531)	0.1611 (0.895)	1.3150 (0.322)	5.9419
Живина Фарма	0.0006 (0.749)	0.0012 (0.004)	0.0001 (0.000)	1.0073 (0.000)	-0.0896 (0.009)	-3.4754	0.0008 (0.025)	0.0001 (0.000)	1.1381 (0.000)	-0.0579 (0.030)	-0.0970 (0.540)	-3.4604	0.0008 (0.101)	-2.4105 (0.000)	0.8360 (0.000)	0.0991 (0.525)	1.4245 (0.000)	-3.3895
Галеб	0.0006 (0.780)	0.0015 (0.051)	0.0001 (0.043)	1.0732 (0.000)	0.0238 (0.801)	-3.3280	0.0015 (0.041)	0.0001 (0.040)	1.0456 (0.000)	0.0229 (0.797)	0.0970 (0.748)	-3.2836	0.0018 (0.000)	-3.9769 (0.000)	0.691 (0.433)	0.1316 (0.433)	2.1443 (0.000)	-3.2697
Индекс Горница	0.2579 (0.302)	-0.2184 (0.003)	-0.0503 (0.547)	21.1811 (0.080)	0.1111 (0.473)	5.115	-0.1879 (0.022)	-0.0344 (0.258)	25.2324 (0.580)	0.1545 (0.239)	-12.7077 (0.813)	5.0697	0.0194 (0.000)	1.0382 (0.000)	0.6340 (0.000)	2.6233 (0.000)	-0.1541 (0.786)	5.7456
Македонија Гостивар	0.4623 (0.000)	0.0001 (0.937)	-0.0387 (0.445)	10.8897 (0.273)	0.5098 (0.000)	2.7272	0.0152 (0.151)	0.1059 (0.311)	2.9958 (0.397)	0.6225 (0.000)	-2.2721 (0.599)	3.2272	-0.0014 (0.824)	-0.0402 (0.493)	0.888 (0.000)	0.1112 (0.742)	0.481 (0.095)	2.9989
Металец Битола	-0.0002 (0.997)	-0.004 (0.000)	-0.0001 (0.000)	26.8825 (0.441)	0.0047 (0.713)	0.5187	-0.0016 (0.000)	9E-06 (0.000)	68.5915 (0.368)	0.0041 (0.524)	-67.5498 (0.376)	-0.3861	-0.0028 (0.601)	0.1841 (0.670)	0.984 (0.000)	-0.1404 (0.897)	-0.2065 (0.802)	0.3891
Rudnik Demir Hisar	0.0006 (0.749)	0.0012 (0.004)	0.0001 (0.000)	1.0073 (0.000)	-0.0896 (0.009)	-3.4754	0.0005 (0.438)	0.0003 (0.000)	1.4757 (0.000)	-0.3053 (0.000)	-0.7229 (0.001)	-3.3407	0.0008 (0.001)	-2.4359 (0.000)	0.8330 (0.000)	0.1007 (0.521)	1.4345	-3.3895
Транскоп	0.0006 (0.749)	0.0012 (0.004)	0.0001 (0.000)	1.0073 (0.000)	-0.0896 (0.009)	-3.4754	0.0005 (0.438)	0.0003 (0.000)	1.4757 (0.000)	-0.3053 (0.000)	-0.7229 (0.001)	-0.3407	0.0008 (0.001)	-2.4359 (0.000)	0.8330 (0.000)	0.1007 (0.521)	1.4345 (0.000)	-3.3895
Текстил	0.0006 (0.749)	0.0012 (0.004)	0.0001 (0.000)	1.0073 (0.000)	-0.0896 (0.009)	-3.4754	0.0008 (0.025)	0.0001 (0.000)	1.1382 (0.000)	-0.0579 (0.030)	-0.097 (0.540)	-3.4604	0.0008 (0.100)	-2.4359 (0.000)	0.833 (0.000)	0.1007 (0.521)	1.4345 (0.000)	-3.3895
Фустеларко	0.018 (0.877)	-0.0161 (0.792)	2.6407 (0.114)	0.9414 (0.059)	0.1508 (0.174)	4.5926	-0.0169 (0.786)	2.6415 (0.113)	0.9331 (0.140)	1.4919 (0.161)	0.0563 (0.967)	4.6376	0.0919 (0.000)	1.698 (0.002)	0.0180 (0.857)	2.5646 (0.001)	-1.8799 (0.010)	4.138

p-вредности во заградите

Табела 4 β проценки користејки ги GARCH-типот на модели за 2003-2004

GARCH(1,1)																			
Основна равенка		$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im}R_{mt} + \varepsilon_{it}$																	
Равенка за варијансата		$GARCH = \alpha_0 + \alpha_1*\text{RESID}(-1)^2 + \alpha_2*GARCH(-1)$																	
TGARCH(1,1)																			
Основна равенка		$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im}R_{mt} + \varepsilon_{it}$																	
Равенка за варијансата		$TGARCH = \alpha_0 + \alpha_1*\text{RESID}(-1)^2 + \phi*\text{RESID}(-1)^2*(\text{RESID}(-1)<0) + \alpha_2*GARCH(-1)$																	
EGARCH (1,1)																			
Основна равенка		$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im}R_{mt} + \varepsilon_{it}$																	
Равенка за варијансата		$LOG(GARCH) = \alpha_0 + \theta*ABS(\text{RESID}(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + \gamma*\text{RESID}(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + \alpha_2*LOG(GARCH(-1))$																	
Акција	ОНК	GARCH(1,1)					TGARCH(1,1)					EGARCH(1,1)							
	β	β	α_0	α_1	α_2	Schwarz критериум	β	α_0	α_1	α_2	ϕ	Schwarz критериум	β	α_0	α_2	γ	θ	Schwarz критериум	
Адинг	0.0145 (0.906)	0.0561 (0.512)	1.8275 (0.448)	0.1797 (0.216)	0.5592 (0.159)	4.9221	0.0107 (0.000)	0.0006 (0.000)	85614.43 (0.431)	1.02E-05 (0.000)	-85613.92 (0.431)	1.8871	-0.0125 (0.248)	2.6290 (0.000)	-0.6040 (0.000)	-2.8961 (0.000)	-2.8109 (0.000)	4.4651	
Алкалоид	0.8889 (0.005)	0.6198 (0.000)	3.2119 (0.215)	0.5214 (0.029)	0.4668 (0.013)	6.2684	0.4009 (0.008)	3.1155 (0.020)	0.8130 (0.005)	0.6066 (0.000)	-0.8868 (0.002)	6.2346	0.3935 (0.135)	0.1492 (0.702)	0.8425 (0.000)	0.2018 (0.108)	0.5175 (0.002)	6.3500	
Благој Ѓорев	0.0960 (0.798)	-0.0733 (0.611)	26.6944 (0.095)	0.6528 (0.085)	0.1609 (0.540)	7.0569	0.1017 (0.614)	10.0286 (0.002)	-0.0833 (0.005)	0.7672 (0.762)	0.6389 (0.027)	6.9548	-0.1592 (0.424)	0.4856 (0.194)	0.8570 (0.000)	-0.4133 (0.002)	0.2590 (0.078)	6.9569	
ЗК Пелагонија	-0.4742 (0.630)	-0.0477 (0.740)	131.1178 (0.332)	0.3280 (0.410)	0.5170 (0.000)	8.8833	-0.3721 (0.280)	279.6564 (0.505)	0.1626 (0.751)	0.5739 (0.428)	-0.2227 (0.680)	9.0742	-1.1235 (0.018)	5.9925 (0.543)	0.0279 (0.986)	0.5033 (0.677)	-1.0819 (0.542)	9.0805	
Комерцијална Банка	1.9564 (0.000)	1.9713 (0.000)	-0.7192 (0.732)	-0.0318 (0.704)	1.0287 (0.000)	7.2659	2.2823 (0.000)	-0.5109 (0.785)	0.0467 (0.879)	1.0266 (0.000)	-0.1525 (0.776)	7.2424	1.5976 (0.000)	2.9229 (0.348)	0.2793 (0.674)	0.1032 (0.243)	0.6821 (0.000)	7.6869	
Млаз Богданци	-0.0465 (0.755)	-0.0496 (0.540)	2.0376 (0.239)	0.6833 (0.422)	0.4594 (0.136)	5.1475	-0.0096 (0.852)	2.2276 (0.145)	1.3665 (0.410)	0.4292 (0.107)	-1.2727 (0.430)	5.0986	-0.0472 (0.440)	0.7686 (0.074)	0.4049 (0.039)	0.4896 (0.047)	0.8524 (0.007)	5.0950	
Макпетрол	0.7563 (0.000)	0.6901 (0.000)	5.4086 (0.184)	0.3016 (0.013)	0.3351 (0.212)	5.5892	0.7485 (0.000)	3.3499 (0.091)	0.0091 (0.956)	0.5790 (0.002)	0.3872 (0.132)	5.6069	0.7136 (0.000)	0.4842 (0.215)	0.6642 (0.000)	-0.1687 (0.354)	0.4857 (0.007)	5.5827	
РЖ Економика	0.0049 (0.981)	0.0001 (0.886)	-2.7E-05 (0.243)	0.6595 (0.048)	0.6582 (0.000)	0.1661	0.0002 (0.195)	9E-08 (0.000)	0.6100 (0.434)	0.6373 (0.000)	-0.1708 (0.866)	-0.7271	0.0072 (0.228)	-0.2429 (0.139)	0.9750 (0.000)	0.6694 (0.137)	0.0385 (0.839)	1.4210	
Тетекс Тетово	-0.0406 (0.002)	-0.0153 (0.206)	-0.0001 (0.815)	2.5426 (0.545)	0.5097 (0.000)	-0.6020	-0.0663 (0.005)	0.0013 (0.410)	0.0491 (0.629)	0.9549 (0.000)	-0.0912 (0.480)	0.1419	-0.0366 (0.017)	-5.2215 (0.000)	-0.6511 (0.000)	0.3653 (0.637)	0.4934 (0.263)	0.1135	
Технометал Вардар	-0.1141 (0.399)	-0.0767 (0.562)	4.8919 (0.118)	0.3063 (0.089)	0.1193 (0.779)	5.0907	-0.0142 (0.901)	1.3952 (0.076)	0.5662 (0.035)	0.3845 (0.000)	-0.7161 (0.010)	4.9576	-0.0139 (0.926)	0.4727 (0.318)	0.7565 (0.002)	0.5185 (0.013)	0.0459 (0.846)	5.0309	

Бетон	-0.0380 (0.528)	-0.0137 (0.213)	1.3539 (0.060)	0.4222 (0.027)	-0.0756 (0.210)	3.1520	-0.0205 (0.432)	0.4979 (0.005)	0.2669 (0.000)	0.7991 (0.000)	-0.5278 (0.000)	3.2214	0.0137 (0.000)	0.1096 (0.912)	-0.8927 (0.000)	0.6727 (0.098)	1.1167 (0.046)	2.9258
Пелагонија Комерц	-0.1028 (0.718)	-0.0341 (0.356)	7.3142 (0.376)	0.2153 (0.357)	0.6960 (0.000)	6.4986	0.1216 (0.282)	17.9349 (0.692)	-0.0406 (0.000)	0.5717 (0.629)	0.4012 (0.250)	6.5015	-0.0783 (0.147)	2.6492 (0.083)	0.2840 (0.379)	-0.2061 (0.413)	-1.1848 (0.110)	6.5723
Пелагонија Транс	0.0011 (0.444)	0.0003 (0.270)	4.2E-05 (0.000)	1.0135 (0.000)	-0.0881 (0.022)	-5.9246	4.5E-05 (0.303)	1.7E-07 (0.000)	1.0400 (0.000)	0.0010 (0.936)	0.2956 (0.400)	-6.5563	-7.3E-06 (0.579)	-3.5737 (0.005)	0.9729 (0.000)	-0.3022 (0.563)	3.6205 (0.000)	-6.5398
Тајмингте	0.0011 (0.444)	5.5E-05 (0.278)	1.97E-07 (0.000)	1.1131 (0.000)	0.0138 (0.292)	-6.5888	4.5E-05 (0.303)	1.7E-07 (0.000)	1.0400 (0.000)	0.0010 (0.936)	0.2956 (0.400)	-6.5563	-7.3E-06 (0.579)	-3.5737 (0.005)	0.9729 (0.000)	-0.3022 (0.563)	3.6205 (0.000)	-6.5398
Тутунска Банка	-0.0263 (0.936)	-0.0802 (0.521)	1.5325 (0.352)	0.4336 (0.030)	0.7550 (0.000)	6.1604	-0.0753 (0.418)	1.4004 (0.036)	0.7485 (0.056)	0.8059 (0.000)	-0.8841 (0.025)	6.0658	-0.1643 (0.037)	5.7633 (0.000)	-0.5002 (0.051)	-0.9683 (0.003)	-1.1563 (0.000)	6.4052
Фустеларко	-0.0197 (0.941)	-0.0551 (0.603)	3.4622 (0.093)	1.8202 (0.076)	0.3761 (0.001)	5.8466	-0.2156 (0.203)	5.1357 (0.022)	0.2110 (0.163)	0.7306 (0.000)	-0.3560 (0.130)	6.0625	-0.0085 (0.000)	0.4642 (0.084)	0.7995 (0.000)	1.0930 (0.013)	-0.6845 (0.026)	4.4869
КЈУБИ	-0.2099 (0.567)	-0.2109 (0.178)	0.2779 (0.017)	-0.0302 (0.654)	1.0630 (0.000)	6.0826	-0.0799 (0.732)	2.1048 (0.134)	0.0508 (0.800)	0.9870 (0.000)	-0.1179 (0.707)	6.5219	0.0087 (0.751)	3.1152 (0.001)	0.2471 (0.055)	0.4484 (0.022)	-1.9569 (0.046)	6.8528
Жито Вардар	0.0371 (0.626)	0.0157 (0.333)	0.4577 (0.379)	0.4537 (0.108)	0.5517 (0.000)	3.4643	0.1508 (0.029)	0.1035 (0.727)	1.0722 (0.050)	0.7160 (0.046)	-1.1613 (0.118)	3.2220	0.0046 (0.567)	-0.0137 (0.638)	0.8122 (0.000)	1.3792 (0.301)	3.2691 (0.735)	1.2431
Карпош	-0.0968 (0.175)	-0.0607 (0.060)	-0.0021 (0.682)	5.9693 (0.005)	0.4306 (0.000)	1.5986	-0.0117 (0.000)	-0.0005 (0.000)	1.1026 (0.000)	0.4393 (0.000)	730.9264 (0.792)	0.2671	-0.0948 (0.160)	0.9164 (0.443)	-0.5892 (0.011)	0.7709 (0.682)	-0.2951 (0.871)	3.6468
Фершпа	-0.0301 (0.823)	0.0042 (0.387)	-0.0008 (0.000)	0.0763 (0.645)	1.1455 (0.000)	0.7202	0.0140 (0.030)	-5.98E-05 (0.894)	-0.2289 (0.780)	1.1057 (0.000)	0.4266 (0.618)	1.2384	0.0067 (0.000)	2.2274 (0.009)	-0.1032 (0.368)	0.3151 (0.188)	-2.7339 (0.022)	4.6171
Тетовска Банка приор (кумул)	0.0848 (0.910)	1.4226 (0.070)	-1.0005 (0.800)	2.1947 (0.000)	0.6329 (0.000)	7.3111	1.0989 (0.002)	5.0355 (0.337)	0.1378 (0.739)	1.0059 (0.000)	-0.2983 (0.712)	7.4915	1.3580 (0.000)	0.3003 (0.219)	0.7474 (0.000)	1.4007 (0.000)	1.2116 (0.012)	6.9791
29 Ноември	0.2456 (0.386)	0.5215 (0.373)	25.3385 (0.187)	0.7434 (0.521)	-0.0181 (0.619)	6.2364	0.5726 (0.241)	13.2767 (0.260)	-0.1011 (0.623)	0.6284 (0.202)	0.2493 (0.695)	6.3640	0.4529 (0.000)	3.6988 (0.000)	-0.0694 (0.487)	-2.3316 (0.006)	-1.6996 (0.008)	5.4614
Жито Полог	0.0131 (0.510)	0.0057 (0.112)	-0.0007 (0.529)	0.0579 (0.686)	1.0890 (0.000)	-1.0760	0.0057 (0.174)	-0.0002 (0.569)	-0.0418 (0.780)	1.0804 (0.000)	0.0671 (0.732)	-0.9101	0.0010 (0.875)	-1.4846 (0.000)	0.0920 (0.331)	-0.4411 (0.297)	-2.6418 (0.000)	0.7895
Исхрана	0.2171 (0.617)	0.0002 (0.091)	1.5E-07 (0.000)	0.6051 (0.041)	0.4910 (0.000)	-2.8472	0.1491 (0.316)	0.0135 (0.935)	0.0729 (0.716)	0.8098 (0.492)	-0.1145 (0.864)	2.6140	0.0264 (0.001)	-1.4862 (0.001)	-0.9000 (0.000)	0.4611 (0.753)	2.9723 (0.027)	1.7484
ЗГД Сточарство	0.0971 (0.831)	0.0017 (0.832)	0.3702 (0.308)	0.7087 (0.021)	1.0170 (0.000)	5.7720	0.8621 (0.000)	52.1299 (0.000)	-1.2552 (0.115)	0.5363 (0.185)	1.6719 (0.127)	7.1991	0.0580 (0.625)	4.3997 (0.663)	-0.0376 (0.980)	-0.3654 (0.977)	0.1306 (0.992)	7.1266
Транскоп	0.0011 (0.442)	-2.7E-06 (0.965)	4.3E-07 (0.000)	1.2434 (0.000)	-0.0296 (0.006)	-6.5630	5.4E-05 (0.276)	1.8E-07 (0.000)	0.9749 (0.000)	0.0138 (0.277)	0.2468 (0.477)	-6.5528	-3.6E-05 (0.000)	-2.9858 (0.000)	0.9402 (0.000)	2.6108 (0.163)	-0.2179 (0.000)	-6.4842
Табак Осигурување	-0.0566 (0.354)	-0.0116 (0.569)	0.4375 (0.393)	0.5540 (0.385)	0.5516 (0.051)	3.3602	0.0267 (0.432)	0.5613 (0.246)	0.2745 (0.542)	0.7162 (0.013)	-0.3568 (0.482)	3.4513	-0.0089 (0.121)	0.0828 (0.366)	0.9860 (0.000)	0.2090 (0.076)	-0.1484 (0.322)	1.2814

p-вредности во заградите

Табела 5 β проценки користејќи GARCH-тип на модели за 2004-2005

GARCH(1,1)																		
Основна равенка	$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im} R_{mt} + \varepsilon_{it}$																	
Равенка за варијансата	$GARCH = \alpha_0 + \alpha_1 * RESID(-1)^2 + \alpha_2 * GARCH(-1)$																	
TGARCH(1,1)																		
Основна равенка	$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im} R_{mt} + \varepsilon_{it}$																	
Равенка за варијанса	$TGARCH = \alpha_0 + \alpha_1 * RESID(-1)^2 + \phi * RESID(-1)^2 * (RESID(-1) < 0) + \alpha_2 * GARCH(-1)$																	
EGARCH (1,1)																		
Основна равенка	$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im} R_{mt} + \varepsilon_{it}$																	
Равенка за варијанса	$LOG(GARCH) = \alpha_0 + \theta * ABS(RESID(-1) / @SQRT(GARCH(-1))) + \gamma * RESID(-1) / @SQRT(GARCH(-1)) + \alpha_2 * LOG(GARCH(-1))$																	
Акција	ОНК		GARCH(1,1)				TGARCH(1,1)					EGARCH(1,1)						
	β	β	α_0	α_1	α_2	Schwarz критериум	β	α_0	α_1	α_2	ϕ	Schwarz критериум	β	α_0	α_2	γ	Θ	Schwarz критериум
Гранит	1.1420 (0.000)	0.1162 (0.051)	-0.0419 (0.678)	4.7057 (0.016)	0.4255 (0.000)	5.0836	0.1120 (0.036)	-0.0438 (0.595)	4.2983 (0.334)	0.4198 (0.000)	1.5093 (0.852)	5.1237	0.0140 (0.000)	-1.2041 (0.000)	1.0601 (0.000)	-0.8235 (0.000)	2.4552 (0.000)	3.4147
Европа	0.5523 (0.003)	0.5863 (0.033)	2.7956 (0.164)	0.5071 (0.089)	0.5415 (0.000)	6.4953	0.5859 (0.008)	2.6926 (0.139)	0.2002 (0.251)	0.5365 (0.000)	0.6964 (0.177)	6.4876	0.5741 (0.014)	-0.1372 (0.471)	0.9140 (0.000)	-0.1680 (0.263)	0.6238 (0.002)	6.5287
ЗК Пелагонија	-0.2036 (0.678)	-0.1927 (0.223)	138.6870 (0.315)	0.1873 (0.512)	0.5751 (0.000)	9.0768	-0.2170 (0.158)	189.7000 (0.497)	0.1548 (0.748)	0.6141 (0.357)	-0.2116 (0.754)	9.0412	-0.1401 (0.485)	5.4584 (0.345)	0.1346 (0.880)	-0.0380 (0.945)	-1.0584 (0.302)	9.1663
Комерцијална Банка	1.3358 (0.000)	1.5410 (0.000)	10.9674 (0.000)	0.6756 (0.004)	0.0435 (0.649)	6.1808	1.5300 (0.000)	10.9250 (0.000)	0.5448 (0.131)	0.0520 (0.609)	0.2242 (0.652)	6.2239	1.5383 (0.000)	1.1752 (0.081)	0.4015 (0.058)	-0.0689 (0.671)	0.8951 (0.000)	6.2301
Макпетрол	0.7957 (0.000)	0.5852 (0.001)	6.2290 (0.165)	0.2868 (0.092)	0.4688 (0.013)	6.1445	0.5632 (0.000)	6.0769 (0.227)	0.4827 (0.100)	0.4878 (0.020)	-0.4082 (0.179)	6.1593	0.6417 (0.000)	0.3446 (0.511)	0.7734 (0.000)	0.1259 (0.445)	0.4801 (0.011)	6.1760
Македонија Турист	0.4469 (0.000)	0.5516 (0.001)	2.1033 (0.196)	0.2498 (0.130)	0.6736 (0.000)	5.9576	0.4881 (0.000)	1.3326 (0.079)	0.4417 (0.073)	0.7417 (0.000)	-0.4737 (0.030)	5.9384	0.4732 (0.000)	4.1742 (0.000)	-0.6851 (0.000)	-0.0966 (0.404)	0.7649 (0.000)	5.9143
РЖ Економика	0.1702 (0.012)	0.0559 (0.100)	-0.0109 (0.391)	2.1458 (0.016)	0.8646 (0.000)	3.7594	0.1274 (0.158)	-0.0100 (0.791)	-0.0945 (0.881)	0.9674 (0.000)	0.4434 (0.651)	4.0715	1.8E-05 (0.943)	1.8889 (0.017)	0.0126 (0.915)	1.8502 (0.007)	-1.4216 (0.016)	4.6614
Стопанска Бакнка Битола	0.6663 (0.000)	0.6036 (0.002)	7.7050 (0.150)	0.3606 (0.121)	0.2607 (0.420)	5.8522	0.5762 (0.000)	11.0304 (0.004)	-0.0372 (0.432)	0.1278 (0.556)	0.8147 (0.062)	5.8568	0.5567 (0.000)	0.8899 (0.153)	0.5605 (0.021)	-0.3927 (0.004)	0.4645 (0.010)	5.8401
Тутунски Комбинат ПП	0.0429 (0.393)	0.0102 (0.017)	0.1918 (0.090)	-0.0202 (0.261)	0.8088 (0.000)	3.8570	0.0558 (0.019)	0.2679 (0.047)	0.0198 (0.638)	0.9478 (0.000)	-0.0883 (0.086)	4.1871	-0.0210 (0.033)	1.3386 (0.004)	-0.0795 (0.218)	2.1043 (0.000)	-1.1141 (0.001)	4.1787

Топлификација	0.4049 (0.000)	0.5101 (0.000)	1.6906 (0.088)	0.4280 (0.013)	0.5094 (0.000)	5.5330	0.4786 (0.000)	1.2327 (0.173)	0.6793 (0.020)	0.6023 (0.000)	-0.5987 (0.027)	5.5320	0.4852 (0.000)	-0.0973 (0.638)	0.8794 (0.000)	0.2460 (0.076)	0.5264 (0.017)	5.5402
Комерцијална Банка приор.	0.9232 (0.000)	0.7045 (0.000)	10.8549 (0.278)	0.3369 (0.054)	0.3559 (0.370)	6.3935	0.7655 (0.000)	19.3207 (0.000)	0.5578 (0.126)	0.1719 (0.304)	-0.6291 (0.081)	6.3539	0.6941 (0.000)	1.0918 (0.020)	0.6399 (0.000)	0.3824 (0.005)	0.1123 (0.589)	6.1996
Бетон	0.4673 (0.003)	0.0736 (0.213)	0.1823 (0.305)	1.7362 (0.015)	0.4738 (0.000)	5.1044	0.0421 (0.409)	0.3347 (0.171)	3.5735 (0.124)	0.4564 (0.001)	-3.4809 (0.125)	4.9925	-0.0060 (0.212)	-0.0121 (0.894)	0.9169 (0.000)	0.4567 (0.012)	0.4808 (0.035)	4.5977
ГТЦ Скопје	0.0016 (0.986)	-0.0003 (0.016)	-3.5E-06 (0.000)	2.5472 (0.249)	0.5178 (0.000)	2.5214	-0.0013 (0.008)	2.7E-05 (0.147)	0.1785 (0.000)	0.8521 (0.000)	-0.1936 (0.000)	1.1388	0.0188 (0.649)	2.1029 (0.000)	-0.0695 (0.499)	0.0528 (0.779)	1.1257 (0.000)	5.5267
Тајмингте	-4E-05 (0.926)	-4.7E-05 (0.039)	-1.7E-08 (0.000)	1.0439 (0.000)	0.0007 (0.002)	-5.4022	-3.6E-05 (0.000)	-1.8E-08 (0.000)	0.8958 (0.000)	0.0428 (0.277)	0.0586 (0.534)	-5.3575	3.8E-05 (0.714)	-3.1615 (0.000)	0.8088 (0.000)	-0.5255 (0.000)	1.3445 (0.000)	-5.9067
Тутунска Банка	0.1193 (0.469)	0.0074 (0.944)	1.7225 (0.235)	0.1889 (0.289)	0.8333 (0.000)	6.6858	0.0222 (0.831)	1.7318 (0.195)	0.3062 (0.327)	0.8273 (0.000)	-0.2639 (0.350)	6.7086	-0.0032 (0.000)	5.2475 (0.000)	-0.2298 (0.000)	-1.7034 (0.000)	-3.8432 (0.000)	5.8356
КЈУБИ	0.6991 (0.005)	0.7662 (0.163)	36.0258 (0.767)	0.0334 (0.467)	0.7047 (0.401)	7.9461	0.7441 (0.191)	83.3600 (0.474)	0.1176 (0.301)	0.5840 (0.353)	-0.1991 (0.287)	8.0090	0.2756 (0.000)	2.4933 (0.000)	0.5115 (0.000)	1.3591 (0.013)	-1.4756 (0.021)	7.5600
КИБ Куманово	-0.0792 (0.310)	-0.0639 (0.005)	-0.0057 (0.762)	28.9754 (0.131)	0.2611 (0.380)	4.4461	-0.0603 (0.010)	-0.0342 (0.207)	10.4835 (0.197)	0.2004 (0.049)	109.9038 (0.019)	4.3547	-0.0144 (0.000)	1.8969 (0.028)	-0.7453 (0.000)	3.3174 (0.000)	1.8593 (0.000)	4.3058
РЖ Услуги	0.0494 (0.736)	0.0507 (0.470)	26.3990 (0.041)	0.0554 (0.045)	-0.0277 (0.572)	6.6356	0.0520 (0.368)	1.9905 (0.140)	-0.0535 (0.161)	0.9305 (0.000)	0.1803 (0.009)	6.5194	0.0007 (0.993)	1.1532 (0.000)	0.6275 (0.000)	-0.3466 (0.020)	0.4787 (0.004)	6.5782
Жито Полог	-4E-05 (0.926)	-4.7E-05 (0.039)	-1.7E-08 (0.000)	1.0439 (0.000)	0.0007 (0.002)	-5.4022	-3.6E-05 (0.000)	-1.8E-08 (0.000)	0.8958 (0.000)	0.0428 (0.277)	0.0586 (0.534)	-5.3575	3.8E-05 (0.714)	-3.1615 (0.000)	0.8088 (0.000)	-0.5255 (0.000)	1.3445 (0.000)	-5.9067
ЖАС Скопје	-4E-05 (0.926)	-4.7E-05 (0.039)	-1.7E-08 (0.000)	1.0439 (0.000)	0.0007 (0.002)	-5.4022	-3.6E-05 (0.000)	-1.8E-08 (0.000)	0.8958 (0.000)	0.0428 (0.277)	0.0586 (0.534)	-5.3575	3.8E-05 (0.714)	-3.1615 (0.000)	0.8088 (0.000)	-0.5255 (0.000)	1.3445 (0.000)	-5.9067
Просветно Дело	-0.0111 (0.927)	0.0456 (0.151)	-0.1118 (0.274)	0.7301 (0.283)	1.0625 (0.000)	3.7323	0.0220 (0.000)	-0.0001 (0.000)	3.7628 (0.081)	0.1651 (0.000)	1611.67 (0.338)	2.6944	0.0042 (0.212)	3.8179 (0.004)	-0.4950 (0.037)	1.3676 (0.332)	-2.8155 (0.105)	5.2395
Табак Осигурување	-0.0130 (0.928)	0.0022 (0.894)	0.1347 (0.759)	9.2211 (0.420)	0.4460 (0.039)	4.5256	-0.0362 (0.570)	5.0363 (0.054)	0.0409 (0.892)	0.9141 (0.000)	-0.0826	6.6036	-0.1100 (0.001)	0.7891 (0.000)	0.8374 (0.000)	0.6792 (0.000)	-0.3756 (0.000)	5.1554
Жито Вардар	-4E-05 (0.926)	-4.7E-05 (0.039)	-1.7E-08 (0.000)	1.0439 (0.000)	0.0007 (0.002)	-5.4022	-3.6E-05 (0.000)	-1.8E-08 (0.000)	0.8958 (0.000)	0.0428 (0.277)	0.0586 (0.534)	-5.3575	3.8E-05 (0.714)	-3.1615 (0.000)	0.8088 (0.000)	-0.5255 (0.000)	1.3445 (0.000)	-5.9067
РЖ Институт	-0.0272 (0.928)	-0.0871 (0.000)	-0.0060 (0.063)	131.1679 (0.425)	0.0117 (0.536)	5.9202	-0.0277 (0.000)	0.0024 (0.000)	9309.58 (0.431)	0.1605 (0.000)	-9309.17 (0.431)	3.6710	-0.0011 (0.520)	0.0564 (0.000)	0.8817 (0.000)	-0.0444 (0.929)	0.2525 (0.091)	6.7299
Силекс Банка	0.0188 (0.695)	0.0145 (0.869)	5.2463 (0.000)	0.2631 (0.096)	-0.1862 (0.000)	4.2891	0.0407 (0.135)	2.6625 (0.100)	-0.0605 (0.002)	0.5225 (0.095)	0.1777 (0.381)	4.4661	-0.0007 (0.658)	0.3923 (0.009)	0.7575 (0.000)	-1.3877 (0.000)	-1.0900 (0.000)	2.3732
Тетовска Банка приор. (кумул)	0.0238 (0.513)	0.0100 (0.317)	0.8437 (0.369)	0.2314 (0.420)	0.5315 (0.001)	3.8553	0.0554 (0.016)	0.1609 (0.111)	-0.0936 (0.530)	0.9595 (0.000)	0.1749 (0.614)	3.6571	0.0027 (0.000)	1.0931 (0.064)	-0.9309 (0.000)	-3.1015 (0.000)	-4.0984 (0.000)	3.1857
Агролозар	-4E-05 (0.926)	-4.7E-05 (0.039)	-1.7E-08 (0.000)	1.0439 (0.000)	0.0007 (0.002)	-5.4022	-3.6E-05 (0.000)	-1.8E-08 (0.000)	0.8958 (0.000)	0.0458 (0.277)	0.0586 (0.534)	-5.3575	3.8E-05 (0.714)	-3.1314 (0.000)	0.8088 (0.000)	-0.5255 (0.000)	1.3445 (0.000)	-5.9067
Кораб	-4E-05 (0.926)	-4.7E-05 (0.039)	-1.7E-08 (0.000)	1.0439 (0.000)	0.0007 (0.002)	-5.4022	-3.6E-05 (0.000)	-1.8E-08 (0.000)	0.8958 (0.000)	0.0458 (0.277)	0.0586 (0.534)	-5.3575	3.8E-05 (0.714)	-3.1314 (0.000)	0.8088 (0.000)	-0.5255 (0.000)	1.3445 (0.000)	-5.9067
Прилепска Пиварница	0.2107 (0.378)	0.2360 (0.113)	12.1502 (0.224)	0.0934 (0.441)	0.8212 (0.000)	7.6367	0.2429 (0.595)	66.3942 (0.000)	0.1919 (0.000)	0.4861 (0.000)	-0.2385 (0.000)	7.6538	0.2706 (0.000)	5.4795 (0.000)	-0.4694 (0.000)	-2.5493 (0.010)	-0.6992 (0.005)	6.8513
Сигурносни Појаси СИПО	-4E-05 (0.926)	-4.7E-05 (0.039)	-1.7E-08 (0.000)	1.0439 (0.000)	0.0007 (0.002)	-5.4022	-3.6E-05 (0.000)	-1.8E-08 (0.000)	0.8958 (0.000)	0.0458 (0.277)	0.0586 (0.534)	-5.3575	3.8E-05 (0.714)	-3.1615 (0.000)	0.8088 (0.000)	-0.5255 (0.000)	1.3445 (0.000)	-0.9067
ЗТД Сточарство	0.0197 (0.929)	0.0476 (0.409)	72.8894 (0.180)	0.4487 (0.234)	-0.0303 (0.000)	7.1541	0.2080 (0.000)	56.6117 (0.000)	-0.1017 (0.582)	0.4982 (0.480)	0.2770 (0.650)	7.3660	0.1258 (0.000)	0.6814 (0.000)	0.8712 (0.000)	-1.4763 (0.000)	-1.2833 (0.000)	5.0289

p-values in parentheses

Табела 6 β проценки користејќи ги GARCH-типот на модели за 2005-2006

GARCH(1,1)																		
Основна равенка	$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im}R_{mt} + \varepsilon_{it}$																	
Равенка за варијансата	$GARCH = \alpha_0 + \alpha_1*RESID(-1)^2 + \alpha_2*GARCH(-1)$																	
TGARCH(1,1)																		
Основна равенка	$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im}R_{mt} + \varepsilon_{it}$																	
Равенка за варијансата	$TGARCH = \alpha_0 + \alpha_1*RESID(-1)^2 + \phi*RESID(-1)^{2*(RESID(-1)<0)} + \alpha_2*GARCH(-1)$																	
EGARCH (1,1)																		
Основна равенка	$R_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im}R_{mt} + \varepsilon_{it}$																	
Равенка за варијансата	$LOG(GARCH) = \alpha_0 + \theta*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + \gamma*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + \alpha_2*LOG(GARCH(-1))$																	
ОНК		GARCH(1,1)					TGARCH(1,1)					EGARCH(1,1)						
Акција	β	β	α_0	α_1	α_2	Schwarz критериум	β	α_0	α_1	α_2	ϕ	Schwarz критериум	β	α_0	α_2	γ	Θ	Schwarz критериум
Благој Горев	-0.0300 (0.808)	-0.0588 (0.863)	59.8995 (0.000)	0.1997 (0.028)	-0.4150 (0.031)	6.5116	-0.0169 (0.957)	21.9600 (0.112)	0.0957 (0.245)	0.5340 (0.088)	-0.0186	6.6030	-0.0030 (0.963)	4.5121 (0.000)	-0.3891 (0.039)	0.1502 (0.329)	0.7466 (0.000)	6.5050
Гранит	1.1454 (0.000)	0.5432 (0.001)	13.4542 (0.048)	0.5071 (0.012)	0.2670 (0.099)	6.7051	0.5513 (0.002)	13.7392 (0.035)	0.5593 (0.049)	0.2790 (0.069)	-0.0196 (0.671)	6.747	0.0502 (0.000)	0.5756 (0.332)	0.6747 (0.000)	0.0741 (0.638)	0.8372 (0.000)	6.7428
Европа	0.3458 (0.147)	0.4778 (0.105)	5.7095 (0.093)	1.0397 (0.029)	0.3106 (0.016)	7.0752	0.4786 (0.058)	4.9836 (0.139)	0.4090 (0.017)	0.3630 (0.002)	1.1996 (0.159)	7.0545	0.4593 (0.098)	-0.0244 (0.946)	0.0837 (0.000)	-0.2204 (0.206)	0.9766 (0.000)	7.0913
Комерц. Банка	1.3259 (0.000)	1.5615 (0.000)	7.7514 (0.500)	0.5855 (0.055)	0.0891 (0.611)	5.8480	1.5425 (0.000)	7.3589 (0.030)	0.3689 (0.164)	0.1146 (0.427)	0.4973 (0.355)	5.8789	1.5477 (0.000)	0.9342 (0.180)	0.4766 (0.013)	-0.1741 (0.453)	0.7453 (0.005)	5.9342
Макпетрол	0.8815 (0.000)	0.6108 (0.000)	8.767 (0.033)	0.3154 (0.033)	0.4731 (0.003)	6.5361	0.5370 (0.000)	7.5609 (0.015)	0.6828 (0.025)	0.4835 (0.000)	-0.6755 (0.028)	6.517	0.8312 (0.000)	5.5592 (0.000)	-0.6851 (0.000)	-0.1247 (0.225)	0.388 (0.062)	6.4227
Македонија Турист	0.4283 (0.000)	0.5175 (0.000)	6.3537 (0.126)	0.2914 (0.087)	0.3790 (0.078)	5.8603	0.4374 (0.000)	5.7305 (0.098)	0.4062 (0.077)	0.4735 (0.003)	-0.4080 (0.069)	5.8962	0.5384 (0.000)	3.1622 (0.000)	-0.2856 (0.191)	-0.2697 (0.039)	0.6179 (0.002)	5.9189
Стопанска Банка Битола	0.7128 (0.000)	0.7004 (0.000)	16.7488 (0.048)	0.1530 (0.512)	-0.0703 (0.846)	5.9364	0.6925 (0.000)	12.4682 (0.147)	-0.0678 (0.390)	0.2055 (0.696)	0.3586 (0.265)	5.9425	0.6826 (0.000)	2.1054 (0.056)	0.2224 (0.577)	-0.3567 (0.029)	0.1283 (0.655)	5.9378
Силекс	-3E-05 (0.962)	0.0002 (0.030)	6.05E-05 (0.000)	1.1593 (0.000)	-0.0225 (0.095)	-4.2274	0.0001 (0.028)	7.30E-05 (0.000)	1.2901 (0.000)	-0.3011 (0.051)	-0.2947 (0.007)	-4.1960	-0.0002 (0.368)	-2.7340 (0.000)	0.8440 (0.000)	-0.0183 (0.773)	1.6713 (0.000)	-4.1236
Тетекс Тетово	-0.1052 (0.247)	0.0013 (0.594)	-0.0006 (0.187)	2.3220 (0.412)	0.9650 (0.000)	0.1485	0.0340 (0.000)	-0.0018 (0.000)	8.8197 (0.097)	0.1214 (0.526)	114.781 (0.754)	3.2416	-0.0486 (0.032)	-4805 (0.684)	-0.9991 (0.000)	1.6472 (0.001)	-1.8494 (0.000)	2.4515
Тутун. Комбинат	-0.1723 (0.460)	-0.0761 (0.009)	-0.0619 (0.493)	4.4952 (0.022)	0.3740 (0.065)	4.7927	0.0495 (0.082)	0.7445 (0.250)	-0.0808 (0.018)	0.8793 (0.000)	0.9332 (0.248)	5.4821	-0.1090 (0.222)	-0.4165 (0.021)	0.9880 (0.000)	0.1671 (0.021)	0.9272 (0.000)	5.1666

Комерцијална Банка приор.	0.9994 (0.000)	0.8842 (0.000)	5.913 (0.262)	0.4399 (0.077)	0.4169 (0.199)	6.1668	0.9507 (0.000)	9.1294 (0.006)	0.8368 (0.121)	0.2431 (0.249)	-0.8653 (0.119)	6.1378	0.9120 (0.000)	1.5984 (0.000)	0.4928 (0.001)	0.6970 (0.001)	-0.0868 (0.708)	6.0490
Бетон	0.5878 (0.001)	0.4793 (0.001)	3.9752 (0.445)	0.3812 (0.010)	0.6603 (0.000)	7.0353	0.0895 (0.4222)	2.0381 (0.140)	0.4622 (0.026)	0.8070 (0.000)	-0.5613 (0.005)	6.8525	-0.0418 (0.760)	0.3724 (0.009)	0.9356 (0.000)	0.4601 (0.005)	-0.2600 (0.022)	6.8593
Инвестбанка	0.1079 (0.459)	0.2019 (0.262)	85.1185 (0.000)	0.0824 (0.001)	-0.6967 (0.002)	6.8396	0.1855 (0.156)	28.2134 (0.152)	0.1025 (0.665)	0.4890 (0.243)	-0.2352 (0.273)	6.9345	0.0930 (0.050)	1.2327 (0.012)	0.7548 (0.000)	0.7055 (0.036)	1.2327 (0.012)	6.7627
Тајмингте	2E-05 (0.962)	0.0002 (0.030)	6.05E-05 (0.000)	1.1593 (0.000)	-0.2245 (0.095)	-4.2274	0.0001 (0.028)	7.30E-05 (0.000)	1.2901 (0.000)	-0.0301 (0.051)	-0.2947 (0.007)	-4.1960	-0.0005 (0.000)	-2.9694 (0.000)	0.8578 (0.000)	0.0586 (0.637)	1.9973 (0.000)	-3.9710
Стопанска Банка Битола приор.	0.4819 (0.027)	0.7212 (0.007)	15.4588 (0.059)	0.5731 (0.014)	0.4123 (0.000)	7.3778	0.7209 (0.010)	14.7600 (0.066)	0.6207 (0.043)	0.4259 (0.000)	-0.1268 (0.788)	7.4220	0.7040 (0.005)	0.7315 (0.174)	0.6905 (0.000)	-0.0790 (0.662)	0.8959 (0.000)	7.4298
РЖ Траншпед	-0.0390 (0.672)	-0.1079 (0.003)	0.0318 (0.327)	34.4387 (0.021)	0.0184 (0.414)	4.2481	-0.1455 (0.006)	0.5005 (0.085)	0.3028 (0.687)	0.9532 (0.000)	-0.4207 (0.594)	4.6725	-0.0406 (0.022)	0.7552 (0.040)	0.5863 (0.005)	1.0169 (0.146)	-0.1647 (0.834)	4.0919
РЖ Услуги	1.5330 (0.402)	0.1050 (0.211)	42.2300 (0.000)	0.8376 (0.102)	-0.1229 (0.038)	6.8276	0.1033 (0.068)	13.2735 (0.000)	2.0204 (0.265)	-0.0237 (0.136)	-1.0315 (0.582)	6.6865	0.0232 (0.961)	0.6649 (0.069)	0.6544 (0.000)	0.2420 (0.271)	0.9136 (0.001)	6.7079
Фершпед	-0.0374 (0.793)	-0.0608 (0.665)	2.0238 (0.036)	-0.0756 (0.187)	1.0630 (0.000)	6.7080	-0.0251 (0.811)	16.7473 (0.080)	0.1179 (0.205)	0.6558 (0.013)	-0.2058 (0.019)	6.9398	0.1462 (0.003)	1.0087 (0.007)	0.8335 (0.000)	0.3888 (0.036)	-0.6527 (0.003)	6.3723
Жито Полог	-0.0051 (0.970)	0.0071 (0.000)	-0.0006 (0.239)	-0.0178 (0.776)	1.1540 (0.000)	3.0795	0.0003 (0.419)	0.0033 (0.181)	0.0289 (0.741)	1.0915 (0.000)	-0.0730 (0.732)	3.9141	0.0229 (0.000)	3.4858 (0.000)	0.0984 (0.000)	1.8170 (0.000)	-1.5916 (0.000)	6.3731
Мигал Стил ХРМ	0.5455 (0.141)	0.9669 (0.051)	81.9132 (0.003)	3.0197 (0.002)	-0.0030 (0.000)	8.2010	1.0185 (0.039)	140.1436 (0.000)	0.0024 (0.779)	-0.0202 (0.260)	2.0538 (0.080)	8.2384	0.6953 (0.127)	3.0622 (0.000)	0.3554 (0.000)	-1.1462 (0.000)	0.4885 (0.007)	8.3016
Просветно Дело	-0.0037 (0.978)	-0.1006 (0.000)	-0.2775 (0.238)	23.7030 (0.001)	0.0676 (0.000)	5.9053	-0.0989 (0.000)	-0.2850 (0.189)	22.3352 (0.045)	0.0662 (0.000)	3.4064 (0.867)	5.9492	0.0296 (0.018)	0.3595 (0.000)	0.9019 (0.000)	0.1521 (0.767)	0.0531 (0.791)	6.1622
Транскоп	-0.1119 (0.314)	-0.0070 (0.004)	0.0058 (0.203)	-0.0200 (0.198)	1.0088 (0.000)	0.9535	-0.0217 (0.001)	0.0281 (0.069)	-0.0444 (0.113)	0.9458 (0.000)	0.0839 (0.110)	1.5715	0.0002 (0.000)	-0.7512 (0.079)	0.2645 (0.241)	0.5681 (0.027)	-1.3761 (0.017)	1.5325
Табак Осигурување	-0.0168 (0.900)	0.0167 (0.000)	-0.0123 (0.488)	59.0021 (0.153)	0.2920 (0.000)	4.1799	0.0217 (0.989)	26.7845 (0.030)	0.1592 (0.000)	0.5913 (0.000)	-0.1960 (0.000)	6.7578	-0.0945 (0.000)	0.8807 (0.023)	0.7468 (0.000)	0.8459 (0.191)	-0.2204 (0.163)	4.9925
ЕМО Охрид	-0.0078 (0.972)	-0.0264 (0.848)	29.0040 (0.155)	0.6082 (0.171)	0.3265 (0.005)	7.2940	-0.0335 (0.711)	11.5111 (0.243)	0.2883 (0.463)	0.6712 (0.000)	-0.3284 (0.398)	7.2950	0.0278 (0.918)	0.9610 (0.068)	0.7811 (0.000)	1.0816 (0.002)	-0.6873 (0.035)	6.5207
Лотарија	-0.1970 (0.667)	0.0152 (0.906)	-1.4313 (0.093)	-0.0147 (0.821)	1.1123 (0.000)	7.9477	-0.5474 (0.001)	20.6122 (0.010)	0.1080 (0.143)	0.9947 (0.000)	-0.3550 (0.106)	8.7968	0.2193 (0.085)	5.6212 (0.000)	0.0108 (0.159)	1.5360 (0.000)	-2.5108 (0.000)	8.9190
ОХИС	0.2900 (0.373)	-0.0010 (0.984)	0.4816 (0.085)	-0.0341 (0.693)	1.0870 (0.000)	7.5847	-0.0291 (0.592)	0.6465 (0.115)	-0.0281 (0.679)	1.0643 (0.000)	0.0110 (0.896)	7.7146	0.2507 (0.000)	5.6637 (0.000)	-0.1619 (0.003)	2.0010 (0.000)	-0.0199 (0.890)	7.9014
РЖ Институт	0.1062 (0.751)	-0.0856 (0.552)	50.3476 (0.368)	0.6468 (0.342)	0.4360 (0.175)	8.1375	0.3559 (0.021)	0.1133 (0.815)	1.4560 (0.407)	0.3465 (0.000)	20.661 (0.181)	7.7286	-0.5314 (0.000)	-0.0858 (0.578)	0.8379 (0.000)	0.7719 (0.000)	1.5233 (0.000)	7.8917
ИГМ Вратница	0.4592 (0.180)	0.4178 (0.147)	36.3152 (0.355)	0.1637 (0.241)	0.7110 (0.010)	8.2990	0.6857 (0.067)	43.9727 (0.247)	0.4664 (0.229)	0.6865 (0.050)	-0.5025 (0.199)	8.2776	0.2145 (0.009)	0.4390 (0.065)	0.9160 (0.000)	0.6050 (0.000)	-0.0883 (0.626)	7.7025
РЖ Техничка Контрола	0.2274 (0.341)	0.0286 (0.000)	-0.0571 (0.081)	19.5338 (0.000)	0.1370 (0.000)	5.2086	-0.0449 (0.000)	-0.0399 (0.381)	5.4372 (0.000)	0.1895 (0.000)	10.1460 (0.047)	5.2665	0.0007 (0.487)	0.2282 (0.000)	0.9816 (0.000)	0.2071 (0.004)	-0.1569 (0.001)	3.7987
РЖ КПОР	-0.0661 (0.194)	-0.0173 (0.000)	-0.0035 (0.287)	18.4265 (0.000)	0.1280 (0.000)	2.0402	-0.0501 (0.000)	0.0308 (0.000)	0.1438 (0.000)	1.0087 (0.000)	-0.2489 (0.000)	3.3728	-0.0342 (0.000)	0.2332 (0.000)	0.7610 (0.000)	0.6895 (0.000)	-0.1841 (0.000)	2.5290
Сигурносни Појаси СИПО	-3.E-05 (0.962)	0.0002 (0.598)	6.05E-05 (0.374)	1.1593 (0.047)	-0.2245 (0.494)	-4.2274	0.0001 (0.661)	7.30E-05 (0.333)	1.2901 (0.079)	-0.3011 (0.589)	-0.2947 (0.848)	-4.1960	-0.0002 (0.766)	-2.7340 (0.487)	0.8440 (0.026)	-0.0183 (0.980)	1.6713 (0.232)	-4.1236

p-вредности во заградите

Што следува е кратка дискусија за најважните пронајдоци од типот на GARCH-модели осврнувајќи се на равенката за условената варијанса. Анализирајќи ја равенката за условената варијанса кога е употребен GARCH(1,1) за бета проценките, се забележува дека збирот на коефициентите на претходните вредности на квадрираниите случајни грешки и претходните вредности на условената варијанса е многу блиску до еден, сугерирајќи дека шоковите на условената варијанса ќе се високо перманентни. Спротивно, за одредени бета проценки, збирот на овие математички термини е поголем од еден, сугерирајќи дека безусловената варијанса не е дефинирана, и ова би било наречено “не-стационарност во варијансата”. Brooks (2002) изјавува дека не-стационарноста во варијансата нема строга теоретска мотивација за постоење, како што би било случај за не-стационарност во средната вредност (на пример, временска серија на цени). Дополнително, коефициенти кои посочуваат не-стационарност во варијансата би имале некои непосакувани карактеристики (подетална дискусија е надвор од интересот на овој труд).

При анализата на равенката за условената варијанса за бета проценките кога се користени TGARCH(1,1) и EGARCH(1,1) не секогаш *a priori* очекуваните резултати се добиени; се нагласува дека негативните шокови кога во прашање се финансиските временски серии веројатно е да предизвикаат поголем пораст на волатилноста, отколку што тоа може да го направат позитивните шокови со истиот интензитет. Иако овој ефект може да се најде во некои бета проценки добиени со TGARCH(1,1) или EGARCH(1,1), број на акции го истакнуваат спротивниот ефект, поточно позитивните шокови е исзвесно да придонесат волатилноста да расте повеќе. Ова не е предвидено со теоријата и може да се препише како карактеристика на акциите на Македонска берза. Меѓутоа, постојат акции кај кои нема индикација ниту за левериџ ефектот, ниту пак за “гроздовата” форма на волатилноста, што се должи веројатно на фактот дека цените на конкретните акции е константна за време на периодот на анализа.

Табела 7 ги презентира “финалните” проценки на β -коефициентите што произлегоа од комбинирање на проценки од ОНК и проценки од GARCH моделите таму каде што интервенција беше неопходна. Овие добиени бети ќе се искористат во емпириското тестирање на CAPM во наредниот дел од трудот. Втората половина од оваа табела ги прикажува R-квадрираните вредности. R-квадрираните вредности навестуваат која пропорција на варијациите во зависната варијабла е објаснета со

варијациите од десната страна на равенката, односно независните варијабли, но во овој контекст, R-квадрираниот ја мери пазарната (систематската) пропорција од вкупниот ризик. Од друга страна, $1-R^2$ е пропорцијата од вкупниот ризик што е специфичен (несистематски), (Berndt, 1991). Понатаму, Berndt нагласува дека висок R-квадрирани вредност, не е неопходно да е поврзан со високи бета проценки, кога во прашање е регресија со две варијабли (bivariate regression is concerned), бидејќи

$$R^2 = \hat{\beta}_j^2 \frac{\hat{\sigma}_m^2}{\hat{\sigma}_j^2} \dots \dots (5.6)$$

каде, $\hat{\sigma}_m^2$ е варијанса на пазарното портфолио и $\hat{\sigma}_j^2$ е варијансата на секоја акција поединечно. Затоа, за некои акции со големи варијанси, R-квадрираниот може да биде низок иако бетата за конкретната акција е висока; во вакви случаи реакцијата на истата на пазарните варијации е многу остра, понатаму пазарната варијација објаснува само една мала пропорција од големата варијабилност на акцијата. Регресионата равенка за други акции може да има висок R-квадриран но ниска бета естимација; ова може да биде случај кога варијацијата во премијата за ризик на акцијата е мала, споредена со варијацијата во премијата за пазарниот ризик, тоа е, соодносот од варијансите на примерокот во погнната равенка е голем. Berndt (1991) ја завршува дискусијата дека многу низок R-квадриран не ја обезбедува рамката на CAPM, туку едноставно индицира дека вкупниот ризик на средствата на една конкретна компанија е скоро целосно специфичен за истата, неповрзана со пазарот како целина. R-квадрираниот секогаш е позитивен кога ОНК се користи (од 0 до 1), додека R-квадрираниот е возможно да биде негативен кога типот на GARCH-модел се корист, (EViews5 Прирачник).

Табела 7 Финални проценки на β -коэффициентите

Акција	β 2002-03	β 2003-04	β 2004-05	β 2005-06	R^2 2002-03	R^2 2003-04	R^2 2004-05	R^2 2005-06
Адинг	0.1268 (0.676)	0.0107 ^T (0.000)	-0.0455 (0.586)	0.0111 (0.903)	0.0017	-0.0367	0.0030	0.0001
Алкалонд	1.4707 ^G (0.000)	0.4009 ^{T*} (0.008)	0.9997 (0.000)	0.9959 (0.000)	0.1706	0.0504	0.6068	0.6491
Благој Ѓорев	0.0035 (0.993)	-0.1592 ^E (0.424)	-0.0534 (0.712)	-0.0030 ^E (0.003)	0	-0.0235	0.0014	0
Гранит	-0.1015 (0.569)	-0.0708 (0.684)	0.0140 ^E (0.000)	0.5432 ^G (0.001)	0.0032	0.0016	-0.0064	0.2695
Европа	0.7476 (0.000)	0.6202 (0.000)	0.5741 ^E (0.014)	0.4786 ^T (0.058)	0.1954	0.1527	0.0755	-0.0095
Жито Лукс	-0.0640 (0.717)	0.4428 (0.018)	0.1832 (0.449)	0.2966 (0.598)	0.0013	0.0543	0.0057	0.0028
ЗК Пелагонија	0.0016 ^E (0.005)	-1.1235 ^E (0.018)	-0.2170 ^T (0.158)	0.1341 (0.449)	-0.0012	-0.0029	-0.0003	0.0057

Акција	β 2002-03	β 2003-04	β 2004-05	β 2005-06	R^2 2002-03	R^2 2003-04	R^2 2004-05	R^2 2005-06
Комерцијална Банка	1.8808 ^{E*} (0.001)	1.5976 ^E (0.000)	1.5383 ^{E*} (0.000)	1.5477 ^{E*} (0.000)	0.1099	0.1136	0.5820	0.6539
Макпетрол	0.5195 ^G (0.000)	0.7136 ^{E*} (0.000)	0.6417 ^{E*} (0.000)	0.8312 ^E (0.000)	0.1310	0.1731	0.3308	0.3446
Македонија Турист	-0.0447 ^T (0.896)	-0.0537 (0.768)	0.4732 ^E (0.000)	0.4374 ^{T*} (0.000)	0.0049	0.0009	0.1473	0.1952
Охридска Банка	0.8163 (0.011)	0.3368 (0.380)	0.4970 (0.000)	0.5581 (0.000)	0.0626	0.0076	0.1173	0.1683
Раде Кончар	-0.0251 ^E (0.000)	-0.0173 (0.954)	0.0541 (0.829)	0.1457 (0.557)	-0.0006	0	0.0005	0.0034
Реплек	-0.3534 (0.042)	0.2411 (0.220)	0.1471 (0.212)	0.1641 (0.176)	0.0403	0.0149	0.0155	0.0180
РЖ Економика	-0.0195 ^E (0.075)	0.0002 ^T (0.195)	0.0559 ^G (0.010)	0.1279 (0.328)	-0.0018	-0.0050	0.0180	0.0095
Стопанска Банка Битола	0.4537 (0.332)	1.2027 (0.005)	0.5567 ^E (0.000)	0.7004 ^G (0.000)	0.0093	0.0753	0.3315	0.4026
Силекс	-0.0010 ^E (0.195)	-0.0277 (0.587)	-0.0037 (0.782)	0.0001 ^T (0.028)	-0.0111	0.0029	0.0008	-0.5256
Скопски Пазар	0.1270 (0.367)	0.6335 (0.009)	0.0420 (0.765)	0.0616 (0.574)	0.0081	0.066	0.0009	0.0031
Тетекс Тетово	-1.0980 ^E (0.000)	-0.0153 ^G (0.206)	-0.00674 (0.051)	-0.0486 ^{E*} (0.032)	-0.0208	0.0547	0.0376	-0.0061
Технометал Вардар	0.0920 (0.675)	-0.0139 ^{E*} (0.926)	-0.1002 (0.336)	0.2136 (0.259)	0.0017	-0.0140	0.0093	0.0126
Тутунски Комбинат	-0.2186 (0.171)	-0.1480 (0.487)	-0.0210 ^E (0.033)	-0.0761 ^G (0.009)	0.0184	0.0048	-0.0096	0.0031
Топлификација	0.4369 (0.004)	0.3556 (0.010)	0.4786 ^T (0.000)	0.4322 (0.000)	0.0777	0.0642	0.1736	0.1760
Комерцијална Банка приоритетни	0.8361 ^E (0.000)	0.1105 (0.496)	0.6941 ^E (0.000)	0.9120 ^E (0.000)	-0.0745	0.0046	0.3555	0.4732
Тутунска Банка приоритетни	-0.2929 (0.400)	-0.0726 (0.863)	0.0018 (0.985)	-0.0170 (0.870)	0.0070	0.0003	0	0.0003
Алгрета Ресен	-0.3143 (0.043)	0.0467 (0.832)	-0.0497 (0.655)	-0.0729 (0.248)	0.0401	0.0005	0.0020	0.0132
Рудници Бањани	-0.0186 ^E (0.000)	-0.0305 (0.756)	-0.0093 (0.828)	-0.0202 (0.491)	-0.0002	0.0010	0.0005	0.0047
ГТЦ Скопје	-0.1706 (0.623)	-0.0494 (0.863)	-0.0013 ^T (0.008)	-0.1296 (0.242)	0.0024	0.0003	-0.0010	0.0135
Караорман	-0.2753 (0.373)	-0.4389 (0.414)	0.6953 (0.370)	0.6056 (0.436)	0.0079	0.0066	0.0081	0.0060
Тајминште	-0.1465 (0.888)	-7.3E-06 ^{E*} (0.579)	3.8E-05 ^E (0.714)	0.0001 ^{T*} (0.028)	0.0002	-0.0406	-0.9796	-0.5256
Тутунска Банка	6.97E-05 ^E (0.830)	-0.1643 ^E (0.037)	-0.0032 ^E (0.000)	0.1133 (0.352)	-0.0009	-0.0124	-0.0093	0.0086
Стопанска Банка СК приоритетни	-0.1740 (0.568)	-0.3041 (0.449)	0.3390 (0.182)	0.4819 (0.027)	0.0032	0.0057	0.0178	0.0324
Бетон	1.4838 (0.139)	-0.0137 ^E (0.000)	-0.0060 ^E (0.212)	0.0895 ^T (0.422)	0.0216	-0.0109	-0.0118	0.0302
Жито Вардар	-0.0041 ^E (0.110)	0.0046 ^E (0.567)	-3.8E-05 ^E (0.714)	-0.0525 (0.158)	-0.0029	-0.0187	-0.9796	0.0197
Инвестбанка	-0.4197 (0.687)	-0.7457 (0.493)	-0.1190 (0.796)	0.0930 ^E (0.050)	0.0017	0.0047	0.0007	-0.0025
Фершпед	-0.0171 ^G (0.000)	0.0067 ^{E*} (0.000)	-0.1588 (0.249)	0.1462 ^E (0.003)	-0.0124	-0.0059	0.0133	-0.0295
Металец Битола	-0.0016 ^T (0.000)	-0.0022 (0.941)	0.0046 (0.987)	0.0017 (0.995)	-0.0076	0	0	0
Транскоп	0.0008 ^E (0.100)	-3.6E-05 ^{E*} (0.000)	-0.0008 (0.908)	0.0002 (0.314)	-0.2520	-0.0414	0.0001	-0.0006
Фустеларко	0.0919 ^E (0.000)	-0.0085 ^E (0.000)	1.0389 (0.059)	0.8145 (0.206)	-0.0113	-0.0145	0.0351	0.0158
Велес Табак	-0.0111 (0.954)	0.1468 (0.410)	0.0459 (0.589)		0	0.0067	0.0029	
Југотутн	-0.0420 (0.842)	0.0028 (0.987)	-0.0100 (0.539)		0.0004		0.0038	

Акција	β 2002-03	β 2003-04	β 2004-05	β 2005-06	R^2 2002-03	R^2 2003-04	R^2 2004-05	R^2 2005-06
Јака Табак Радовиш	-0.0419 ^E (0.334)	-0.0224 (0.841)	-0.2023 (0.035)		-0.0048		0.0437	
Текстил	0.0008 ^E (0.100)	-0.1218 (0.740)	-0.3193 (0.434)		-0.2520	0.0011	0.0061	
ЕМО Охрид	0.0102 (0.501)		-0.0993 (0.265)	0.0278 ^E (0.918)	0.0045		0.0124	-0.0192
Киро Дандаро	-0.4241 (0.475)	-0.5722 (0.287)	0.0119 (0.810)		0.0051	0.0112	0.0006	
Пелагонија Комерц	-0.2400 (0.507)	-0.0341 ^G (0.356)			0.0044	-0.002		
Пелагонија Транс	0.0957 (0.859)	-7.2E-06 ^E (0.579)			0.0003	-0.0406		
29 Ноември	-0.0521 ^T (0.309)	0.4529 ^E (0.000)			-0.0012	-0.0037		
Млаз Богданци	-0.0045 ^E (0.000)	-0.0472 ^E (0.440)			-0.0105	0.0010		
Витаминка	0.07919 (0.413)	0.1020 (0.288)			0.0066	0.0112		
Жито Скопје	-0.1580 ^G (0.062)	-0.1000 (0.220)			-0.0039	0.0148		
Гроза	-0.8997 (0.834)	-0.3465 (0.562)			0.0004	0.0033		
DZSPР Gose Delcev	-0.053 (0.793)	-0.0700 (0.733)			0.0007	0.0012		
Жито Југ Кавадарци	-0.0759 (0.707)	0.0018 (0.994)			0.0014	0		
Рудници Д. Хисар	0.0008 ^{E*} (0.100)	0.0065 (0.799)			-0.2520	0.0007		
Реинг	5.40E-03 (0.974)	0.0130 (0.947)			0	0		
Агро-промет Тиквешпанка	0.5941 ^E (0.014)		0.2910 (0.312)		-0.0071		0.0102	
Аутомакедонија	-0.1650 ^G (0.012)		0.1166 (0.242)		0.0065		0.0136	
Лотарија	-0.2153 (0.704)			0.2193 ^{E*} (0.085)	0.0014			-0.0140
Макошпед	-1.6738 (0.088)				0.0285			
Агромеханика	-0.4577 (0.315)				0.0100			
Живина Фарма Белимбегово	0.0012 ^G (0.004)				-0.1712			
БИМ Св. Николе	-1.6677 (0.018)				0.0538			
Галеб Охрид	0.0015 ^G (0.051)				-0.1968			
Индекс Горица	-0.1879 ^T (0.022)				-0.0210			
Македонска Банка	0.1217 (0.436)							
Македонија Гостивар	-0.0014 ^{E*} (0.824)				-0.0057			
Словинијугококта	-0.2117 (0.654)				0.0020			
Трготекстил	0.1875 (0.858)				0.0003			
КЈУБИ		0.0087 ^{E*} (0.751)	0.2756 ^E (0.006)	0.5820 (0.011)		-0.0005	0.0409	0.062
Карпош		-0.0117 ^T (0.000)	-0.0653 (0.863)	-0.0340 (0.936)		-0.0336	0.0003	0
РЖ Траншпед		-0.4220 (0.290)	-0.1830 (0.100)	-0.0406 ^E (0.022)		0.0111	0.0268	-0.0049
РЖ Услуги		-0.2122 (0.559)	0.0520 ^{T*} (0.368)	0.1033 ^T (0.068)		0.0034	0.0004	-0.0075

Акција	β 2002-03	β 2003-04	β 2004-05	β 2005-06	R^2 2002-03	R^2 2003-04	R^2 2004-05	R^2 2005-06
Стопанска Банка		-0.5102	-1.0810	0.7040 ^E		0.0167	0.0009	0.0298
Битола приор.		(0.193)	(0.770)	(0.005)				
Инвестбанка		0.0036	-0.1353	-0.0481		0	0.0048	0.0006
приоритетни		(0.973)	(0.491)	(0.814)				
Жито Полог		0.0010 ^{E*}	3.8E-05 ^E	0.0071 ^G		-0.0015	-0.9796	-0.0022
		(0.875)	(0.714)	(0.000)				
Табак Осигурување		-0.0089 ^E	-0.1100 ^{E*}	0.0167 ^G		0.0008	-0.0248	-0.0005
		(0.121)	(0.001)	(0.000)				
Тетовска Банка		-0.1710	0.0049			0.0139	0	
		(0.236)	(0.970)					
Тетовска Банка		1.3580 ^E	0.0027 ^E			-0.0290	0.0009	
приор. (кумулятив.)		(0.000)	(0.000)					
Жито Прилеп		-0.0338	-0.0318			0.0005	0.0013	
		(0.827)	(0.724)					
ЗТД Сточарство		0.0017 ^G	0.1258 ^E			0	-0.0025	
		(0.832)	(0.000)					
Златара Рубин		-0.0097				0.0047		
		(0.490)						
Исхрана		0.0264 ^{E*}				0.0006		
		(0.001)						
Индекс Дрим		0.4126				0.0413		
		(0.040)						
Јавор С. Куќа		0.1984				0.3601		
		(0.742)						
Топлификација		-0.3065				0.0091		
Одржување		(0.337)						
КИБ Куманово			-0.0603 ^T	-0.2041			-0.0126	0.0129
			(0.010)	(0.253)				
Комуна			-0.0538	0.0700			0.0214	0.0029
			(0.142)	(0.591)				
Хотели Метропол			0.0773	0.1294			0.0042	0.3446
			(0.519)	(0.669)				
Охридска Банка			-0.1440	-0.1387			0.0141	0.0173
приоритетни			(0.235)	(0.185)				
ЖАС Скопје			3.8E-05 ^E	-0.0006			-0.9796	0.0014
			(0.714)	(0.711)				
Митал Стил ХРМ			-0.0282	1.0185 ^{T*}			0.0007	0.0041
			(0.789)	(0.039)				
Митал Стил ЦРМ			-0.3946	-0.2002			0.1434	0.0015
			(0.000)	(0.698)				
Мермерен			0.3473	0.3056			0.0328	0.6439
Комбинат			(0.069)	(0.001)				
Просветно Дело			0.0220 ^T	-0.1006 ^G			-0.0007	-0.0078
			(0.000)	(0.000)				
АДГ Пелагонија			-0.3739	-0.4814			0.0142	0.0135
			(0.232)	(0.242)				
ГД Тиквеш			0.1146	0.1425			0.0065	0.0099
			(0.420)	(0.318)				
ОХИС			0.0829	-0.0010 ^G			0.0036	-0.0020
			(0.552)	(0.984)				
РЖ Иститут			-0.0277 ^T	-0.5314 ^{E*}			-0.0092	-0.0437
			(0.000)	(0.000)				
Алкалоид Берово			0.0232	0.0189			0.0076	0.0054
			(0.383)	(0.461)				
ИГМ Вратница			0.1025	0.2145 ^E			0.0050	0.0125
			(0.481)	(0.009)				
Ф-ка за кабли			-0.1716	-0.0319			0.0108	0.0003
			(0.299)	(0.862)				
АДУТ Македонија			0.1855	0.2083			0.0065	0.0044
			(0.420)	(0.503)				
Прилепска			0.2706 ^E	0.0887			0.0012	0.0030
Пиварница			(0.000)	(0.580)				
Сигурносни Појаси			3.8E-05 ^E	0.0002 ^G			-0.9796	-0.5373
СИПО			(0.714)	(0.598)				

Акција	β 2002-03	β 2003-04	β 2004-05	β 2005-06	R^2 2002-03	R^2 2003-04	R^2 2004-05	R^2 2005-06
Славсј			-0.0102 (0.022)	-0.0075 (0.210)			0.0510	0.0155
Стопанска Банка			0.7957 (0.000)	0.9322 (0.001)			0.1358	0.1083
Скопје			0.0063 (0.804)	0.0007 (0.341)			0.0006	-0.0009
РЖ Техничка								
Контрола								
Интернешенал			-0.0207 (0.424)				0.0064	
Хотели								
Киро Чучук			0.1084 (0.305)				0.0105	
Силекс Банка			-0.0007 ^E (0.658)				-0.0038	
Тетовска Банка			-0.0570 (0.104)				0.0262	
приор. (партицип.)								
Агролозар			3.8E-05 ^E (0.714)				-0.9796	
Интекс			-0.1626 (0.000)				0.1861	
Кораб			3.8E-05 ^E (0.714)				-0.9796	
МЗТ Опрема за возила			-0.0022 (0.492)				0.0047	
Огражден			0.0620 (0.718)				0.0013	
Пролукс			-0.0040 (0.624)				0.0024	
РЖ Макспил				0.1200 (0.654)				0.0020
Лозар-Пелистерка				0.0509 (0.651)				0.0020
ОКТА				0.0241 (0.853)				0.0003
РЖ КПОР				-0.0342 ^{E*} (0.000)				0.0042
Струмица Табак				0.0100 (0.360)				0.0083
Скопска Пивара				0.1542 (0.268)				0.0121
Стоби Велес				0.0320 (0.646)				0.0021
Сигурносно Стакло				-0.1670 (0.294)				0.0109
Туртел				-0.0650 (0.401)				0.0070
УСЈЕ				0.0497 (0.778)				0.0008
УНИ Банка				0.1993 (0.706)				0.0014

p-вредности во заградите

G-GARCH(1,1) моделот е избран како соодветен според информативен критериум

T-TGARCH(1,1) моделот е избран како соодветен според информативен критериум

E-EGARCH(1,1) моделот е избран како соодветен според информативен критериум

T-TGARCH(1,1) моделот е избран како соодветен според дијагностиката во соновната и равенката за варијансата, наместо инфо критериум*

E-EGARCH(1,1) моделот е избран како соодветен според дијагностиката во соновната и равенката за варијансата, наместо инфо критериум*

Сумарната статистика за “финалните” бета проценки се претставени во Табела 8²⁴. Во периодите на проценување, опсегот на проценетите бети е помеѓу минималната -

²⁴ Во Прилог 2 приложени се софтверските резултати **само за една акција** од ОНК регресиите, ARCH-ефект и GARCH-типот модели. Изборот на акција е случаен. Бидејќи голем е бројот на софтверски извештаи, тие се достапни од страна на авторот, на Ваше барање.

1.6738 и максималната 1.8808. Од вкупно 306 бети, 194 се статистички незначајни, додека 75 β -коэффициенти се значајни на сите конвенционални нивоа на значајност.

Трудот продолжува со објаснување на процедурата за тестирање на CAPM, односно двата пристапа, Fama-MacBeth и Pettengill *et al.*, каде овие бети се користат за инпут.

Табела 8 Сумарна статистика за финалните естимации на β -коэффициентите

	2002-2003	2003-2004	2004-2005	2005-2006
Минимум β -коэффициент	-1.6738	-1.1235	-1.0810	-0.5314
Максимум β -коэффициент	1.8808	1.5976	1.5383	1.5477
Број на акции	15	16	23	21
Значајни на 1% ниво на значајност				
Број на акции	7	4	5	8
Значајни на 5% ниво на значајност				
Број на акции	7	0	3	3
Значајни на 10% ниво на значајност				
Број на акции	38	50	58	48
Незначајни на сите конвенционални нивоа на значајност				
Вкупно	67	70	89	80

НЕУСЛОВНИОТ CAPM МОДЕЛ - FAMA-MacBETH (1973) (Методологија и Резултати)

Теоретската основа на тестот во влијателниот труд на Fama и MacBeth (1973) е “дво-параметарскиот” портфолио модел и модели на пазарниот еквилибриум изведени од веќеспоменатиот. Повикувајќи се на *Равенката 2.3.* за CAPM, Fama и MacBeth ја предложија следнава стохастичка генерализација:

$$\hat{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_{i,t-1} + \gamma_{2t}\beta_{i,t-1}^2 + \hat{\gamma}_{3t}s_{i,t-1}(\bar{\varepsilon}_{it}) + \hat{\eta}_{it} \dots \dots (5.7)$$

$\hat{R}_{it}$ е процентен принос на хартија од вредност i за еден заокружен (конкретен) инвестиционен период (на пример 1 година) од $t-1$ до t . $\beta_{i,t-1}$ е проценетиот бета-коэффициент од првиот чекор објаснет во претходното поглавје. $\beta_{i,t-1}^2$ едноставно е бета проценката на квадрат и $s_{i,t-1}(\bar{\varepsilon}_{it})$ е стандардна девијација на резидуалите, добиени од секоја временска серија на податоци при естимирањето на бета-коэффициентите. Долната ознака $t-1$ значи дека моделот вклучува претходни вредности на во споредба со приносите. Поради тоа, бетите се обновуваат на годишно ниво. Импликациите што може да се тестираат се:

C1 – Позитивен trade-off на очекуваниот принос-ризик

$$H_0 : E(\hat{\gamma}_{1t}) = E(\hat{R}_{mt}) - E(\hat{R}_{0t}) = 0 \quad H_1 : E(\hat{\gamma}_{1t}) = E(\hat{R}_{mt}) - E(\hat{R}_{0t}) > 0$$

C2 - Линеарност

$$H_0 : E(\hat{\gamma}_{2t}) = 0 \quad H_1 : E(\hat{\gamma}_{2t}) \neq 0$$

C3 - β е комплетна мерка за ризикот на хартија од вредност i

$$H_0 : E(\hat{\gamma}_{3t}) = 0 \quad H_1 : E(\hat{\gamma}_{3t}) \neq 0$$

Sharpe-Lintner Хипотеза

$$H_0 : E(\hat{\gamma}_{0t}) - R_f = 0 \quad H_1 : E(\hat{\gamma}_{0t}) - R_f \neq 0$$

Меѓутоа, равенката дозволува $\hat{\gamma}_{0t}, \hat{\gamma}_{1t}, \hat{\gamma}_{2t}, \hat{\gamma}_{3t}$ да варираат стохастички од период во период. Случајната грешка $\hat{\eta}_{it}$ се претпоставува дека има нула просек и е независна од сите други променливи во равенката. Во дво-параметарскиот модел, дадено $E(\hat{\gamma}_{2t}) = E(\hat{\gamma}_{3t}) = E(\hat{\eta}_{it}) = 0$, тогаш според Sharpe-Lintner CAPM, $E(\hat{\gamma}_{0t})$ е само $E(\hat{R}_{ft})$, кога се вклучуваат неограничени безризични позајмици и кредити.

Како што Fama и MacBeth изјавуваат, ако C2 и C3 не држат, пазарните приноси не го отсликуваат обидот на инвеститорите да поседуваат ефикасни портфолија: некои средства систематично се потценети или преценети релативно од тоа што вклучува очекуваниот принос-ризик од равенката за ефикасност (горната равенка).

Процедурата на Fama и MacBeth се состои од три чекори (вклучувајќи го и бета-проценувањето). Тестирањето на дво-параметарскиот модел се соочува со проблем наречен грешка-во-променливата (*error-in-variable problem*), види *Поглавје 3*, кој може да се реши по пат на групирање на акциите во портфолија, што всушност претставува втор чекор во Fama-MacBeth процедурата. Меѓутоа, малиот број акции на Македонската берза не дозволува овој пристап да се примени. За среќа, Litzenberger and Ramaswamy (1979) и Shanaken (1992), понудија експлицитно прилагодување на стандардните грешки со цел да се корегира пристрасноста, која е резултат од грешка-во-променливата. Предноста на овој пристап е што не доведува до загуба на податоци како во случајот кога се групираат акциите во портфолија, но од друга старана пак, не ја елиминира можноста дека дополнително вклучени променливи (β^2

и стандардна девијација на резидуалите) може да влезат сомнително (spuriously) во моделот, како резултат на неможност да се опсервира вистинската бета (Campbell *et al.*, 1997). Деталите на корекција се презентирани по елаборација на третиот чекор од процедурата.

Во третиот чекор на Fama-MacBeth процедурата се прават месец-по-месец вкрстени регресии на *Равенката* 5.7. Меѓутоа, нашиот примерок на податоци за третиот чекор од процедурата е краток (Јануари 2004 – Септември 2007) и бетите се калкулираат на двегодишни неделни приноси, па затоа овој труд ќе користи недела-по-недела вкрстени регресии. Со цел да се тестира Sharpe-Lintner хипотезата ги користиме простите приноси наместо “вишокот” приноси.

По извршувањето на недела-по-недела вкрстени регресии, се добиваат временски серии од коефициентите $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_{1t}, \hat{\gamma}_{2t}, \hat{\gamma}_{3t}$. Со цел да се тестираат хипотезите, дадени временските серии од $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_{1t}, \hat{\gamma}_{2t}, \hat{\gamma}_{3t}$, поединец може да ги тестира импликациите користејќи го вообичаениот t-тест. Затоа, прво просечни вредности од проценетите временски серии се калкулирани за секоја променлива посебно

$$\hat{\gamma}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}, j=0, 1, 2, 3 \dots \dots (5.8.1)$$

$$\text{каде } \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2 = \frac{1}{T(T-1)} \sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_j)^2 \dots \dots (5.8.2)$$

Корекцијата предложена од Shanaken (1992), поедноставно претставена во Campbell *et al.* (1997), предлага множење на $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2$ со факторот за прилагодување

$$\text{коригиран } \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2 = \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2 \left[1 + \frac{(\hat{\mu}_m - \hat{\gamma}_0)^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \dots \dots (5.9)$$

каде, $\hat{\mu}_m$ е средна вредност на “вишокот” принос на пазарното портфолио низ периодот на истражување и $\hat{\sigma}_m^2 = E[(R_m - \mu_m)^2]$ е неговата варијанса. Затоа, земајќи ја предвид средната вредност за секоја променлива следува

$$t - \text{стат} = \frac{\hat{\gamma}_j}{\text{коригирана } \hat{\sigma}_{\gamma_j}} \dots \dots (5.9.1)$$

Распоредот на t-стат е Студентова t со $(T-1)$ степени на слобода²⁵ и асимптотично стандардно нормален.

Трите Клучни Хипотези за CAPM тестирани на Македонската берза

Првите клучни тестови за импликациите на дво-параметарскиот модел се приложени во Табела 9. Резултатите се презентирани за пет периоди: целокупниот период 2004-2007 и четири подпериоди, 2004, 2005, 2006 и три тримесечја за 2007. Овој труд го испитува **ограничениот модел**, каде реализираните приноси се регресирани на проценетите бети, како и **неограничениот модел**, оригинално претставен со Равенката 5.²⁶ Затоа, Табела 9 ги прикажува следниве елементи на стохастичкиот модел за секој анализиран период: $\hat{\gamma}_j$, просек од проценетите коефициенти од недела-по-недела регресиите, $\hat{\gamma}_{jt}$, - *колона 1 и 2*; $\hat{\sigma}_{\gamma j}^2$, варијанса на просечната вредност на проценетите коефициенти од недела-по-недела регресиите, $\hat{\gamma}_j$ - *колона 3 и 4*; факторот за прилагодување воведен од Shanken (1992) – *колона 4 и 5*; коригирана $\hat{\sigma}_{\gamma j}^2$, калкулирана со множење на $\hat{\sigma}_{\gamma j}^2$ со корективниот фактор – *колона 6 и 7*; потоа t-статистиката е добиена со користење на коригираната варијанса – *колона 8 и 9*.

Што се однесува до виталната хипотеза, позитивен очекуван trade-off на ризик-принос ($\hat{\gamma}_1 > 0$), резултатите генерално посочуваат дека истиот е нееднаков помеѓу различните периоди на анализа, но истовремено е статистички незначаен. Дополнително, набљудувајќи ја апсолутната големина на проценетите коефициенти добиени од различните подпериоди, trade-off вредностите се зголемуваат како поминува времето. Ова може да се објасни со зголемената шпекулативна природа на инвеститорите на Македонската берза. Алтернативното објаснување произлегува од претпоставката дека за време на долгиот период на приватизација, цените на акциите на одредени компании беа потценети. Анализирајќи ги резултатите од Табела 9 за целиот период на анализа, позитивниот очекуван trade-off помеѓу ризикот и

²⁵ Не да се доведе до забуна читателот со степените на слобода што обично се калкулираат и е број на опсервации намалени за бројот на варијабли во равенката, бидејќи ова е t-стат за средната вредност, па затоа замо една информација се губи.

²⁶ Види Прилог 5 за временски серии на коефициентите добиени од недела-по-недела вкрстните регреси за неограничениот модел. Спротивно, истите не се прикажани за ограничениот модел, бидејќи тие се агрепирани од временските серии на коефициентите добиени од моделот на Pettengill et al. model. Затоа, тие временски-серии на коефициенти се прикажани во истиот прилог.

приносот е 13.4% за единица β во период од една недела (види *колона 2*), така што во просек, преземањето ризик носи значително висока позитивна награда. Варијабилноста на $\hat{\gamma}_{1t}$ е доста висока. Во овој период стандардната девијација ($\hat{\gamma}_1$) е 26.4% неделно (квадратен корен од коригираната варијанса, *колона 7*). Ова е многу важно, бидејќи последниов податок ја разоткрива ризичноста и високата варијабилност на приносите, една од карактеристиките препишани на пазарите во развој (emerging markets) и дава јасна слика за високата варијабилност на наградите за ризик за периодот од 2004 до 2007.

Кога целокупниот период го поделивме на четири подпериоди, позитивно очекуваниот trade-off на принос-ризик, сугериран од CAPM, сега е поддржан но во ограничен размер. Иако повеќето од знаците се точни, ниту една од проценките не е значајна. Знакот е неточен во 2007; негативниот ризик-принос trade-off изнесува 64.6%, неделно во просек, по единица β , сугерирајќи дека дополнителниот ризик е казнет со понизок принос. Стандардната девијација е 81.3% повторно рефлектирајќи ја високата варијабилност на наградата за ризик во 2007. Овие резултати најавуваат постоење на пазар каде инвеститорот е љубител на ризикот (risk-lover), спротивно од претпоставката за ризично-аверзен инвеститор (risk-averse investor) што е цврст темел на теоријата за CAPM.

Периодите 2004, 2005 и 2006 ја поддржуваат валидноста на CAPM од аспект на позитивна врска меѓу ризикот приносот, бидејќи знаците се како *a priori* очекуваните. Во просек, *ceteris paribus*, дополнителна единица ризик, β , е наградена со зголемен принос од 15.3% во 2004, 23.2% во 2005 и 60.4% во 2006. Така високите цени за ризик се проследени со висока варијабилност на паричните награди низ времето. Стандардната девијација на цената за ризикот е висока, поточно во 2004 изнесува 17.1%, во 2005 е 47% и 64.2% изнесува во 2006. Овие многу високи податоци за стандардната девијација се очекувани веднаш штом ќе се погледнат цените на акциите на индивидуално ниво. На пример, цената на една акција на Фершпед на почетокот од Јуни 2005 изнесуваше 22,600.00 денари, додека во август 2007 истата беше 406.00 денари. Просто пресметаниот принос за помалку од две и пол години изнесува 1,692%. Ова е еден од екстремните ситуации на Македонската берза. Спротивен екстреман пример е Силекс, каде што просто пресметаниот принос речиси за целокупниот период на анализа 2004-2007 е само 0.016%.

Табела 9 Резиме на резултатите од регресијата на модифицираниот неусловен ограничен Fama-MacBeth

$$R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_i + \eta_{it}$$

	$\hat{\gamma}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}$		$\frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_j)^2}{T(T-1)}$		Корективен Фактор	коригирана $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2$ $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2 \cdot \text{кор. фак.}$		$t - \text{стат}$ $\frac{\hat{\gamma}_j}{\text{коригирана } \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2}$	
Коефициенти	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$1 + \frac{(\hat{\mu}_m - \hat{\gamma}_0)^2}{\hat{\sigma}_m^2}$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$
Колона	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)
Период Целосен примерок 2004-2007	0.7812	0.1344	0.0316	0.0699	1.000351	0.0317	0.0699	4.3909	0.5082
Период 1 2004	-0.0588	0.1539	0.0157	0.0293	1.000828	0.0157	0.0293	-0.4695	0.8988
Период 2 2005	0.6421	0.2319	0.0418	0.2073	1.065850	0.0445	0.2209	3.0424	0.4935
Период 3 2006	0.3528	0.6043	0.0695	0.4081	1.009403	0.0702	0.4119	1.3319	0.9416
Период 4 2007	2.6541	-0.6456	0.4509	0.6032	1.094892	0.4936	0.6605	3.7775	-0.7944

Треба да се нагласи дека иако повеќето од $\hat{\gamma}_1$ процените даваат поддршка на CAPM, со оглед на точноста на знаците (освен за 2007), сепак тие сите се незначајни според едностраниот тест (знаејќи дека алтернативната хипотеза е $\hat{\gamma}_1 > 0^{27}$), сугерирајќи дека бета не е способна да ги објасни разликите во приносите на акциите.

Тестирањето на валидноста на CAPM продолжува со оригиналниот стохастички модел Равенка 5.7. Резултатите се презентирани во Табела 10, следејќи го форматот и содржината од Табела 9. Резултатите презентирани во колона 16 од Табела 10, сугерираат недоволно докази да се одбие хипотезата, на сите конвенционални нивоа на значајност, дека врската помеѓу очекуваниот принос и β во просек е линеарна. Овој позитивен доказ за валидноста на CAPM произлезе од тестирањето како на целокупниот период така и на подпериодите за 2004, 2006 и 2007. Меѓутоа, во 2005 t-стат за $\hat{\gamma}_2$ е 1.98; ова е блиску да биде значајно на 5% ниво на значајност. Слично, резултатите во колона 17 од Табела 10 сугерираат недоволно докази да се одбие втората хипотеза на 1% ниво на значајност, дека ниту една мерка на ризик, освен β ,

²⁷ Thus, the estimates suffer from vagueness, since t-statistics are very small. This is logical result coming from the greater variance of $\hat{\gamma}_1$ which is consequence of lower variation in the estimated β -coefficients.

систематски влијае на очекуваните приноси. Оваа хипотеза не е одбиена во сите тестирани периоди (целокупниот и сите подпериоди).

Генерално, нашите емпириски резултати го поддржуваат дво-параметарскиот модел за безусловен CAPM кога се разгледуваат хипотезите за линеарност и вреднувањето на несистематскиот ризик. Меѓутоа, како што Fama и MacBeth изјавија сето ова е за ништо, ако критичниот услов за позитивен trade-off на ризик-принос е одбиен. Ограничениот модел наговестува дека повисок ризик (бета) се поврзува со повисок принос во сите анализирани (под)периоди, освен во 2007, но од статистичка перспектива резултатите се непрецизни. Исто така, и при тестирањето на неограничениот модел, вредностите пред β , *колона 15 од Табела 10*, се статистички незначајни на сите конвенционални нивоа на значајност. Затоа, во двата модела нултата хипотеза за позитивна врска помеѓу ризикот и приносот е одбиен во полза на алтернативната, *непостоење* на позитивен ризик-принос trade-off.

Спротивно, кога се споредуваат знаците на проценките од неограничениот модел со *a priori* очекуваните (позитивни) знаци, тие не се совпаѓаат, *колона 2 од Табела 10*. Всушност, за целокупниот период како и за 2005 и 2007, позитивната врска меѓу ризикот и приносот е отсутна, бидејќи знаците на проценките се негативни. Меѓутоа, во 2004 и 2006 знаците на проценетите коефициенти пред β се позитивни, давајќи своевидна поддршка на безусловниот CAPM.

Табела 10 Сумарни резаултати за модифицираната неусловена неограничена Fama-MacBeth регресија

$$R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_i + \hat{\gamma}_{2t}\hat{\beta}_i^2 + \hat{\gamma}_{3t}se(\hat{\varepsilon}_i) + \eta_{it}$$

	$\hat{\gamma}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}$				$\hat{\sigma}_y^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_j)^2}{T(T-1)}$				Корективен фактор	корегирана $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2 = \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2 * \text{кор.фак}$				$t - \text{стат} = \frac{\hat{\gamma}_j}{\text{корегирана } \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2}$			
Коефициенти	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	$\frac{1+(\hat{\mu}_m - \hat{\gamma}_0)^2}{\hat{\sigma}_m^2}$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$
Колона	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)	(XIII)	(XIV)	(XV)	(XVI)	(XVII)
Период																	
Целокупен период 2004-2007	0.6230	-0.1859	0.4636	0.0142	0.0377	0.1940	0.1359	0.0005	1.000485	0.0377	0.1941	0.1359	0.0005	2.3884	-0.4219	1.2575	0.6553
Период 1 2004	-0.1763	0.1383	0.0563	0.0119	0.0336	0.0193	0.0436	0.0012	1.005371	0.0338	0.0194	0.0439	0.0012	-0.9590	0.9940	0.2688	0.3428
Период 2 2005	0.5607	-0.3253	0.9748	-0.0083	0.0604	0.3585	0.2312	0.0012	1.048455	0.0634	0.3758	0.2424	0.0013	2.2276	-0.5306	1.9802	-0.2339
Период 3 2006	0.1610	0.5651	0.0373	0.0265	0.1110	0.4923	0.2953	0.0012	1.018911	0.1130	0.5016	0.3009	0.0012	0.4787	0.7979	0.0679	0.7728
Период 4 2007	2.3862	-1.4370	0.9065	0.0302	0.4769	3.3031	2.4016	0.0055	1.064839	0.5079	3.5173	2.5573	0.0059	3.3484	-0.7662	0.5669	0.3943

Меѓутоа, испитувањето на знакот и големината на коефициентите пред β на овој едноставен начин е сомнителен, и посочува на претпазливост бидејќи овој модел е квадратна функција (поради β^2). Квадратните функции често се користат во применетата економија за да се опфатат опаѓачките и растечките маргинални ефекти (Wooldridge, 2006), но истите се надвор од интерес на овој труд. Wooldridge изјавува

$$\Delta \hat{R}_{it} \approx (\hat{\gamma}_1 + 2\hat{\gamma}_2\beta)\Delta\beta \Rightarrow \frac{\hat{R}_{it}}{\Delta\beta} \approx \hat{\gamma}_1 + 2\hat{\gamma}_2\beta \dots\dots (5.10)$$

Со цел да поедностави интерпретацијата, средната вредност на β (од примерокот) може да се инкорпорира во горната равенка. Во Табела 11 се претставени средните вредности што може да се земат предвид при интерпретирањето на ризик-принос trade-off, во просек. Детална интерпретације е изоставена, од причина што истата беше претходно понудена. Меѓутоа, калкулираните проценки се поклопуваат со проценките на $\hat{\gamma}_1$ анализирани изолирано (колона 2 од Табела 10), од перспектива на *a priori* очекуван знак, но се помали, бидејќи двете $\hat{\gamma}_2$ и $\bar{\beta}$ се поголеми од нула.

Табела 11 β -ефекти во квадратна функција

Период	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\bar{\beta}$	$\hat{\gamma}_1 + 2\hat{\gamma}_2\bar{\beta}$
Целокупен примерок 2004-2007	-0.1859	0.4636	0.0857	-0.1064
Период 1 2004	0.1383	0.0563	0.0304	0.1417
Период 2 2005	-0.3253	0.9748	0.0429	-0.2417
Период 3 2006	0.5651	0.0373	0.0855	0.5715
Период 4 2007	-1.4370	0.9065	0.1699	-1.1291

Хипотезата на Sharpe и Lintner тестирана на Македонска берза

Во дополнување на трите главни хипотези, дво-параметарскиот неусловен модел за пазарна рамнотежа на Sharpe и Lintner ја предвидува и хипотезата дека $\hat{\gamma}_{0t} = R_{ft}$. Оваа хипотеза е тестирана со t-статистиката за две популации, претпоставувајќи еднаква и нееднаква варијанса на $\hat{\gamma}_{0t}$ и R_{ft} . Резултатите се прикажани во Табела 12, за ограничениот и неограничениот модел на Fama-MacBeth.

Во 1970, Friend и Blume приложија докази против S-L хипотезата. Понатаму, Black, Jensen и Scholes (1972) изјавија дека хипотезата не е поддржана од податоците. Дополнително, Fama и MacBeth (1973) ја одбија S-L хипотезата, иако квадратниот модел ја поддржува истата, бидејќи не се јасни ефектите од вклучувањето на β^2 и стандардната девијација на $\hat{\varepsilon}_{it}$ кога оваа хипотеза е ставена на тест.

Резултатите од Табела 12, т.е. Панел А (колони 4 и 5 од Табела 12) каде се презентирани резултатите од ограничениот модел, а за квадратниот модел во Панел В (колони 9 и 10 од Табела 12), за целокупниот период (2004-2007), сугерираат одбивање на хипотезата на сите конвенционални нивоа на значајност, дека, просечната безризична стапка (каматната стапка на благајничките записи) е еднаква со просечната вредност на проценетиот пресечок ($\hat{\gamma}_0$). Што се однесува до подпериодите, резултатите се разнолики. На пример, во 2005 и 2007 според ограничениот модел, нултата хипотеза е одбиена во полза на алтернативната на сите конвенционални нивоа на значајност. Понатаму, ограничениот модел навестува недоволно докази за одбивање на нултата хипотеза во 2004 и 2006 на 1% ниво на значајност. Од друга страна пак, резултатите од неограничениот модел индицираат поддршка на S-L хипотезата за 2005 и 2006. Дополнително, неограничениот модел ја одбива хипотезата за 2007, на сите конвенционални нивоа на значајност, како што тоа е случај и со ограничениот модел. На крај, во 2005 еднаквост помеѓу просечната безризична стапка и просечната вредност на пресечокот е одбиена на 10% ниво на значајност кога во прашање е квадратниот модел.

Табела 12 S-L Хипотеза: Ограничен и Неограничен модел

Период	Панел А: Ограничен Неусловен CAPM					Панел В: Неограничен Неусловен CAPM				
	$\hat{\gamma}_0$	$\bar{R}_f$	$\hat{\gamma}_0 - \bar{R}_f$	две-популации	две-популации	$\hat{\gamma}_0$	$\bar{R}_f$	$\hat{\gamma}_0 - \bar{R}_f$	две-популации	две-популации
				t-стат	t-стат				t-стат	t-стат
				$\hat{\gamma}_0 - \bar{R}_f = 0$	$\hat{\gamma}_0 - \bar{R}_f = 0$				$\hat{\gamma}_0 - \bar{R}_f = 0$	$\hat{\gamma}_0 - \bar{R}_f = 0$
				еднаква	нееднаква				еднаква	нееднаква
				варијанса	варијанса				варијанса	варијанса
Целокупен примерок 2004-2007	0.7812	0.1341	0.6471	3.6377	3.6377	0.6230	0.1341	0.4889	2.5193	2.5193
Период 1 2004	-0.0588	0.1432	-0.2020	-1.6160	-1.6160	-0.1763	0.1432	-0.3195	-1.7436	-1.7436
Период 2 2005	0.6421	0.1742	0.4679	2.2850	2.2850	0.5607	0.1742	0.3865	1.5892	1.5892
Период 3 2006	0.3528	0.1125	0.2403	0.9118	0.9118	0.1609	0.1125	0.0484	0.1456	0.1456
Период 4 2007	2.6541	0.0970	2.5570	3.8083	3.8083	2.3862	0.0970	2.2892	3.3149	3.3149

На кратко, и со доза на резерва, поради статистичката незначајност на резултатите за, во просек, позитивниот ризик-принос trade-off, не може *комплетно* да се одбие хипотезата дека вреднувањето на хартиите од вредност е во согласност со импликациите од дво-параметарскиот безусловен модел за очекувани приноси, бидејќи постојат докази за: (1) *линеарен* ризик-принос trade-off и (2) несистематскиот ризик *не* се наградува. Даден дво-параметарскиот модел, резултатите не се сосема конзистентни со ефикасен пазар на капитал. Што се однесува до S-L хипотезата, резултатите се двосмислени; делумно ги подржуваат негативните заклучоци во литературата.

УСЛОВНИОТ CAPM - PETTENGILL et al. (1995) ***(Методологија и Резултати)***

Pettengill *et al.* (1995) предложи нова димензија во емпириското тестирање на CAPM. Тие изјавуваат дека студиите што се фокусираат на врската меѓу приносот и бетата треба да го земат предвид фактот дека *ex post* приносите се користени во тестовите, а не *ex ante* приносите (како што е предвидено со теоријата). Затоа, условната врска врска меѓу бета и приносите треба да постои кога реализираните приноси се користат, од причина што мора да постои некоја веројатност, инвеститорите да очекуваат, реализираниот принос на портфолио со ниска бета дека може да биде повисок од приносот на портфолио со висока бета. Ако ова не е случај, ниту еден инвеститор нема да држи портфолио со ниска бета. Pettengill *et al.* претпоставуваат дека ова се случува кога пазарниот принос е понизок од безризичниот принос, што како претпоставка ја вклучуваат во моделот на вишок пазарни приноси. Импликацијата која произлегува е дека треба да постои позитивна врска меѓу бета и приносот кога разликата меѓу приносот на пазарното портфолио и безризичната стапка е позитивна (*positive excess market returns*), $R_{mt} - R_{ft} > 0$, и негативна врска кога разликата меѓу приносот на пазарното портфолио и безризичната стапка е негативна (*negative excess market returns*), $R_{mt} - R_{ft} < 0$. Со цел да се поедностави терминологијата, авторот предлага (*positive excess market returns*), $R_{mt} - R_{ft} > 0$ да се именуваат како ***надпросечни пазарни приноси*** и ***подпросечни пазарни приноси*** за (*negative excess market returns*), $R_{mt} - R_{ft} < 0$

Процедурата за тестирање на Pettengill *et al.* има три чекори, исто како и Fama-MacBeth процедурата. Првите два чекора се исти, само третниот се разликува, каде недела-по-недела вкрстени регресии се прават, а моделот е

$$\hat{R}_{it} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_{1t}\beta_{i,t-1} + \varepsilon_t \dots \dots (5.11)$$

каде, $\hat{R}_{it}$ е принос на акција во време t .

$\hat{\beta}_{i,t-1}$ е проценетата бета на конкретна акција во претходниот период и ε_t е случајна грешка.

Оваа равенка без воведување на некои ограничувања е всушност безусловниот тест на CAPM. За да се тестира условениот CAPM како што е предложено од Pettengill *et al.* треба да се процени следниов модел:

$$\hat{R}_{it} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_{1t} * \delta * \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} * (1 - \delta) * \beta_i + \varepsilon_t \dots \dots (5.12)$$

каде, $\delta = 1$, ако $(\hat{R}_{mt} - \hat{R}_{ft}) > 0$, кога имаме надпросечни пазарни приноси (нагорен пазар, т.е. up-market) и $\delta = 0$, ако $(\hat{R}_{mt} - \hat{R}_{ft}) < 0$, кога имаме подпросечни пазарни приноси (надолен пазар, т.е. down-market).

За да се тестира условената врска, потребно е анализираниот сет на податоци да се подели на недели кога пазарот е нагорен и на недели кога пазарот е надолен. Ова е еквивалентно со поделба на временската серија од коефициентите, $\hat{\gamma}_{1t}$, во два подпримерока. За да се разликуваат овие подпримероци, $\hat{\gamma}_{1t}$ е дефиниран како неделни проценки за ризичната премия во недели на нагорен пазар, а $\hat{\gamma}_{2t}$ како проценки за ризичната премия во неделите на надолен пазар. По пресметката на просечната вредност од временските серии создадени како резултат на добиените коефициенти од недела-по-недела регресиите за секоја променлива поодделно и по корелирањето за EIV проблемот (опишан погоре), хипотезите проследени за тестирање, предложени од Pettengill *et al.*, се:

$$H_0 : \hat{\gamma}_1 = 0 \qquad H_1 : \hat{\gamma}_1 > 0$$

Бидејќи $\hat{\gamma}_1$ е проценет во недели со надпросечни пазарни приноси, се очекува позитивен предзнак за овој коефициент.

$$H_0 : \hat{\gamma}_2 = 0 \qquad H_1 : \hat{\gamma}_2 < 0$$

Бидејќи $\hat{\gamma}_2$ е проценет во недели со подпросечни неделни приноси, се очекува коефициентот да има негативен предзнак. Двете последни хипотези се тестираат со едностран t-статистика.

Тие потенцираат дека горенаведената условена врска не е сама по себе гарант за позитивен ризик-принос tradeoff, бидејќи два услова се неопходни: (1) во просек треба да има надпросечни пазарни приноси и (2) ризичната премија во нагорниот пазар и надолниот пазар треба да биде симетрична. Последниов услов е тестиран како што следува:

$$H_0 : \hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_2 = 0 \qquad H_1 : \hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_2 \neq 0$$

Горната хипотеза може да се тестира со t-тест за две популации, но предзнакот на $\hat{\gamma}_2$ коефициентите треба да се промени, бидејќи очекуваните предзнаци на истите се разликуваат и директна компарација на низните просечни вредности би била несоодветна. Потоа, просечната вредност одново се калкулира.

Со цел да се испита условениот CAPM за Македонска берза целиот примерок со податоци е поделен според условот дали разликата на приносите од пазарното портфолио и безризичната стапка е позитивна или негативна. Табела 13 го презентира бројот на месеци кои припаѓаат во нагорен и надолен пазар за секој анализиран подпериод.

Табела 13 Статистички преглед на податоците според припадноста на нагорен и надолен пазар

	2004-2007	2004	2005	2006	2007
Нагорен пазар ($R_{mt} - R_{ft} > 0$)	122	31	29	29	27
Надолен пазар ($R_{mt} - R_{ft} < 0$)	72	21	22	22	12
Вкупно	194	52	51	51	39

Панелите А и Б од Табела 14 ги презентираат резултатите од условените вкрстени регресии помеѓу портфолио приносите и бетите за целокупниот период 2004-2007 како и за подпериодите 2004, 2005, 2006, 2007²⁸. Едностран тест се користи при тестирање на хипотезите ($\hat{\gamma}_1 > 0$ и $\hat{\gamma}_2 < 0$). Испитувањето на проценетите регресиони коефициенти даваат јака поддршка за систематска но условена врска помеѓу бета и реализираните приноси за целокупниот период. $\hat{\gamma}_1$ е проценет во секој од 122 месеци, кога има надпросечни пазарни приноси. Во овие периоди, акциите со

²⁸ Временски-серији од проценетите коефициенти при вкрстените регресии се достапни во Прилог 5.

висока бета треба да ги надминат со приносите акциите со ниска бета. Ова очекување е потврдено со средната вредност за $\hat{\gamma}_1$ од 0,8311, *колона 2 од табела 14*, која вредност е статистички различна од нула на сите конвенционални нивоа на значајност (*колона 9 од Табела 14*). Овој резултат покажува дека акции со висока бета добиваат позитивна ризична премија за време на нагорните пазари. $\hat{\gamma}_2$ е проценет за 72 месеца за 2004-2007, месеци кога намало подпросечни пазарни приноси. Очекуваната негативна врска помеѓу реализираните приноси бета на акцијата треба да продуцира негативни вредности за $\hat{\gamma}_2$. Средната вредност од -1,0466 (*колона 11 од Табела 14*) е статистички различна од нула на 1% ниво на значајност (*колона 18*). Овој резултат го поткрепува очекуваното, дека акции со висока бета доживуваат понизок принос од акциите со ниска бета, за време на надолните пазари.

Табелата 14 исто така ги презентира резултатите за проценките на $\hat{\gamma}_1$ и $\hat{\gamma}_2$ за секој од четирите подпериоди. За разлика другите студии кои го користеле овој пристап, значајна врска помеѓу бета и приносите не е пронајдена за сите подпериоди. Како што покажуваат резултатите не сите од проценуваните подпериоди се во согласност со проценките од целокупниот период. За 2004, хипотезата за непостоење на врска помеѓу ризикот и приносите за време на надпросечните пазарни приноси и хипотезата за непостоење врска помеѓу ризикот и приносите за периоди на подпросечни пазарни приноси се одбиени во корист на алтернативните хипотези на сите конвенционални нивоа на значајност.

Табела 14 Сумарни резултати за условениот Pettengill et al модел

$$R_i = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} * \delta * \hat{\beta}_i + \hat{\gamma}_{2t} * (1 - \delta) * \hat{\beta}_i + \varepsilon_{it}$$

	$\hat{\gamma}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}$		$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_j)^2}{T(T-1)}$		Корективен фактор	корегирана $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2$ $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2 * \text{кор.фак}$	$t - \text{стат} = \frac{\hat{\gamma}_j}{\text{корегирана } \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2}$		$\hat{\gamma}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}$		$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_j)^2}{T(T-1)}$		Корективен фактор	corrected $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2$ $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2 * \text{adj. fac.}$		$t - \text{стат} = \frac{\hat{\gamma}_j}{\text{корегирана } \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2}$		Две-популации t-стат $\hat{\gamma}_0 - \hat{\gamma}_2 = 0$		
Коефициенти	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\frac{1+(\hat{\mu}_m - \hat{\gamma}_0)^2}{\hat{\sigma}_m^2}$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_2$	$\frac{1+(\hat{\mu}_m - \hat{\gamma}_0)^2}{\hat{\sigma}_m^2}$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_2$	Еднаква варијанса	Неснаква варијанса
Колона	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)	(XIII)	(XIV)	(XV)	(XVI)	(XVII)	(XVIII)	(XIX)	(XX)
Период																				
Целокупен период 2004-2007	1.3371	0.8311	0.0620	0.1110	1.026243	0.0637	0.1139	5.2989	2.4627	-0.1608	-1.0460	0.0327	0.1605	1.050168	0.0343	0.1685	-0.8679	-2.5481	0.4042	0.4126
Период 1 2004	0.0889	0.6139	0.0345	0.0493	1.000735	0.0346	0.0493	0.4780	2.7651	-0.2767	-0.5252	0.0184	0.0362	1.012385	0.0186	0.0367	-2.0279	-2.7427	-0.5127	-0.6050
Период 2 2005	1.1824	1.3227	0.0790	0.4217	1.248807	0.0987	0.5266	3.7639	1.8227	-0.0701	-1.2058	0.0493	0.2298	1.003924	0.0495	0.2307	-0.3153	-2.5106	-0.1366	-0.1447
Период 3 2006	0.5152	1.3160	0.0649	0.5550	1.003928	0.0652	0.5571	2.0182	1.7631	0.0186	-0.8608	0.3836	1.3515	1.028080	0.3944	1.3894	0.0297	-0.7303	-0.2682	-0.2656
Период 4 2007	4.0019	-0.0762	0.6810	0.7845	1.332721	0.9075	1.0455	4.2008	-0.0745	-0.3785	-1.9269	0.2329	2.3850	1.088029	0.2533	2.5949	-0.7521	-1.1962	-1.1029	-1.040

Резултатите за 2005, кои се однесуваат за предзнаците и статистичката значајност се слични на оние од 2004, но хипотезата за подпросечните пазарни приноси е одбиена на 5% ниво на значајност. Движејќи се низ времето и пристигнувајќи до сегашноста овие врски статистички ослабнуваат, бидејќи во 2006 нулата хипотеза ($\hat{\gamma}_1 = 0$) е одбиена на 5% и 10% ниво на значајност, но нема доволно докази за одбивање на втората нулта хипотеза ($\hat{\gamma}_2 = 0$) на 10% ниво на значајност. Набљудувајќи ги резултатите за 2007 дури предзнакот не е како *a priori* очекуваниот за нагорниот пазар и хипотезата за непостоење на на ризик-принос trade-off за периодите на надпросечни пазарни приноси не може да се одбие на сите конвенционални нивоа на значајност. Иако средната вредност на $\hat{\gamma}_2$ е негативна како што се очекува, од статистичка перспектива има недоволно докази за одбивање на нулата хипотеза на 10% ниво на значајност. Меѓутоа, резултатите од последно истражуваниот период се доведуваат во прашање бидејќи примероците за нагорниот и надолниот пазар се многу кратки.

Последните две колони од Табела 14 вклучуваат t-вредности за тестот дека $\hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_2 = 0$, односно врската помеѓу бета и приносот во нагорен и надолен пазар е симетрична. Нулата хипотеза не може да биде одбиена на сите конвенционални нивоа на значајност. Оваа сугестија важи за целокупниот период и за секој од подпериодите. Следствено, проценетите ризични премии во надолните пазари статистички се еднакви со оние во нагорните пазари. Ова е во согласност со еден од неопходните услови за позитивен ризик-принос trade-off. Понатаму, ова е конзистентно со Pettengill *et al.* (1995), кој пронајде дека врската е симетрична за приносите на акциите во САД. Важно е да се забележи дека предзнакот на $\hat{\gamma}_2$ за 2007 не е променет како што е претходно сугерирано во методологијата, бидејќи предзнаците за двете $\hat{\gamma}_1$ и $\hat{\gamma}_2$ се исти, односно негативни. Како последица, иако t-статистиката е прикажана во Табела 5, не може да се зборува за тестирање на симетричен ефект во овој период.

Споредувајќи ги резултатите добиени од условеното и безусловното тестирање на CAPM, може да се забележи дека условениот пристап на Pettengill *et al.* функционира значајно подобро од безусловниот пристап на Fama-MacBeth, кој неуспева да корелира за условената врска меѓу приносот и бета. Пристапот на Pettengill *et al.*'s дава попрецизни проценки за ризик-принос trade-off и во исто време обезбедува

поддршка за систематска но *условена* врска меѓу бетите на акциите и реализираните приноси. Последниот пристап предлага конзистентни врски меѓу бета и приносите²⁹.

СТАТИСТИЧКА ДИЈАГНОСТИКА

Статистичката дијагностика е појдовна точка и основа за едно емпириско тестирање, бидејќи нарушената дијагностика причинува сериозни проблеми во интерпретирањето на резултатите. Меѓутоа, истата не е презентирана ниту дискутирана во двата пристапа на тестирање бидејќи: (1) во знење на авторот нити еден публикуван труд не го дискутира ова прашање и (2) финалните проценки се резултат од изнаоѓање на просечна вредност од голем број на недела-по-недела вкрстени регресији. Нас не засега распоредот на просечната вредност повеќе, отколку на индивидуалните регресији. Тестовите користени во овој труд се потпираат на корегираниот *t*-стат, кои пак лежат на претпоставката за *нормалност* и Централната гранична теорема (*Central Limit Theorem*). Најважниот резултат за средната вредност на примерокот е Централната гранична теорема. Поедноставено, оваа теорема вели дека за доволно голем примерок *n*, распоредот на средната вредност на примерокот ќе достигне нормален распоред. Ова е точно за примерок со независно-случајни променливи од било кој распоред на популација, се додека популацијата има ограничена стандардна девијација. Меѓутоа, Fama (1965a) и Blume (1970) сугерираат дека распоредот на приносите од обичните акции се “со дебели опашки” (*thick-tailed*) во споредба со истите од нормалниот распоред и веројатно се повеќе слични со не-нормалниот симетричен стабилен распоред отколку со нормалниот³⁰. Премногу е копмплицирано и надвор од обемот на овој труд понатаму да се развива ова прашање за дијагностиката.

²⁹ Microfit софтверот е копиристен за ОНК проценките на β и за вкрстените регресији при тестирање на CAPM, додека тестирањето за ARCH-ефект и проценувањето на GARCH моделите е направено во EViews 5.

³⁰ Во овој контекст, Fama и MacBeth (1973) изјавуваат дека ако овие хипотези не може да се одбијат кога *t*-статистиката е интерпретирана под претпоставки на нормалност, хипотезите се на уште поцврста подлога кога се земаат предвид дебели опашки при дистрибуцијата на емпириските приноси. Хипотезата за позитивен очекуван *trade off* на ризик-принос е единствениот исклучок од оваа изјава, бидејќи присутна е веројатноста за надолна пристрасност.

СЕНЗИТИВНА АНАЛИЗА

Овој дел е кратка анализа на алтернативниот сет на податоци, со цел да се провери дали оригинално дефинираниот примерок (користен погоре) има главна улога во добивањето на конкретните резултати или пак модифицираниот примерок ќе доведе до добивање на различни резултати. Сетот на податоци користен во овој дел се разликува од горекористениот по бројот на акциите користени во недела-по-недела вкрстените регреси. Исклучени од примерокот се оние акции што не се тргувани или имале нула реализирани приноси за време на периодот на анализирање.

Резултатите од ограничениот и неограничениот безусловен пристап на Fama-MacBeth се дадени во Табела 15 и Табела 16, респективно. Резултатите од Табела 15 се во согласност со оние од Табела 9 и резултатите од Табела 16 се многу слични со оние од Табела 10 од аспект на предзнаците и големината на проценките и нивната статистичка (не)значајност. Понатаму, во Табела 16 како и во Табела 10, хипотезите за линеарност, и бета како единствена објаснувачка променлива не може да се одбијат за сите периоди на проценка.

Во просек, моделот на Pettengill *et al.* дава многу слични резултати при емпириско тестирање на двата различни сета на податоци (Табела 14, Панел А и В спореди со Табела 17, Панел А и В). Резултатите од Табела 17 споредувајќи ги со истите од Табела 14 се многу слични од аспект на предзнак и големина на проценките како и нивната прецизност³¹. На крај, последните две колони од Табела 17 вклучуваат t-вредности од t-тестот на две популации за симетрична врска меѓу бета и приносот во нагорен и надолен пазар. Резултатите се конзистентни со оние од Табела 14, сугерирајќи симетрична врска.

Да резимираме, сензитивната анализа покажа дека резултатите се многу слични споредени со оние добиени во претходниот дел од трудот, сугерирајќи дека нашите резултати се издржани (јаки, т.е. robust), односно тестирањето на валидноста на CAPM на Македонската берза не зависи од селекцијата на примерокот. Меѓутоа, ова може да не биде случај, доколку поригорозни критериуми се инкорпорираат. Carroll and Wei (1988), во третиот чекор вклучуваат само портфолија што се тргувани за сите 12 месеци од периодот на тестирање, иако индивидуалните бети се проценети за

³¹ Треба да се забележи дека големината на сите сврзани парови на коефициенти, споредени погоре, може да се тестираат со t-тест на две популации (не е прикажан во трудот).

хартии од вредност за кои недостасувале помалку од 24 податоци за приносите од вкупно 60 (бетите се проценети за период од 60 месеци).

Пософистицирана здрава техника може да се пронајде во Knez и Ready, 1997. Тие инкорпорираат издјана регресиона техника во процедурата на Fama-MacBeth што не е прекумерно осетлива на вредностите кои се оддалечени од другите (*outliers*) или леверидж точките и ги споредуваат резултатите со оние добиено по ОНК. Оваа техника наречена најмали мудри квадрати (least trimmed squares-LTS) ја ублажува пропорцијата влијателни опсервации користејќи ОНК³². Меѓутоа, критериумот на Carroll и Wei скоро да е невозможен да се примени во овој труд, бидејќи ќе останат само мал број на податоци, поради тоа што Македонска берза е тесен пазар (thin market) со само мал број акции фреквентно тргувани и секое емпириско тестирање постанува проблематично, знаејќи дека мали примероци се карактеризирани со неефикасни процени и големи варијанси на примерокот. Меѓутоа, посософистицираните поснажни техники се оставени за понатамошни истражувања.

³² Забележи, дека оние вредности кои се многу оддалечени од останатите (*outliers*) идентификувани со LTS процедурата не се прифатени как “загадувачи” што ќе се отстранат за да може соодветна интерпретација да се изврши.

Табела 15 Сумарни резултати од модифицираниот неусловен и ограничен модел на Fama-MacBeth

$$R_i = \hat{\gamma}_{ot} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_i + \varepsilon_{it}$$

каде примерокот податоци е ограничен за акции што не се тргувани во период на тестирање на CAPM, но тоа не е случај во периодот на естимација на β

Формули	$\hat{\gamma}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}$		$\hat{\sigma}_y^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_j)^2}{T(T-1)}$		Корективен Фактор	коригирана $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2 = \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2 \cdot \text{корек. фак}$		$t - \text{стат} = \frac{\hat{\gamma}_j}{\text{коригирана } \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2}$	
Коефициенти	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\frac{1 + (\hat{\mu}_m - \hat{\gamma}_0)^2}{\hat{\sigma}_m^2}$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$
Колона Период	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)
Целокупен примерок 2004-2007	0.9296	0.1223	0.0499	0.1186	1.003249	0.0501	0.1189	4.1554	0.3546
Период 1 2004	-0.1112	0.2620	0.0369	0.2356	1.002366	0.0370	0.2361	-0.5785	0.5392
Период 2 2005	0.9026	0.2465	0.4148	0.5274	1.139410	0.4726	0.6009	1.3129	0.3179
Период 3 2006	0.4395	0.5497	0.2186	0.9212	1.006187	0.2200	0.9269	0.9371	0.5710
Период 4 2007	3.0063	-0.7963	1.8563	1.1324	1.143099	2.1219	1.2945	2.0638	-0.6999

Табела 16 Сумарни резултати од модифицираниот неограничен модел на Fama-MacBeth

$$R_i = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_i + \hat{\gamma}_{2t}\hat{\beta}_i^2 + \hat{\gamma}_{3t}se(\hat{\varepsilon}_i) + \eta_{it}$$

каде примерокот е намален за акции што не се тргувани во периодот на CAPM тестирање, но тоа не било случај во периодот на естимација на β

	$\hat{\gamma}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}$				$\hat{\sigma}_{\hat{\gamma}}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_j)^2}{T(T-1)}$				Корективен Фактор	Коригирана $\hat{\sigma}_{\hat{\gamma}_j}^2 = \hat{\sigma}_{\hat{\gamma}_j}^2 \cdot \text{кор.фак.}$				$t - stat = \frac{\hat{\gamma}_j}{\text{corrected } \hat{\sigma}_{\hat{\gamma}_j}^2}$			
Коефициенти	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	$\frac{1+(\hat{\mu}_m - \hat{\gamma}_0)^2}{\hat{\sigma}_m^2}$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$
Колона Период	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)	(XIII)	(XIV)	(XV)	(XVI)	(XVII)
Целокупен примерок 2004-2007	0.7831	-0.1581	0.3315	0.0102	0.0658	0.2795	0.1782	0.0009	1.000370	0.0658	0.2796	0.1783	0.0009	1.2924	-0.2991	0.7852	0.3333
Период 1 2004	-0.2531	0.1945	-0.0023	0.0199	0.1076	0.7770	0.3352	0.0040	1.010471	0.1088	0.7851	0.3387	0.0040	-0.7673	0.2196	-0.0040	0.3147
Период 2 2005	0.8940	-0.3056	0.8424	-0.0237	0.1854	0.5632	0.4797	0.0044	1.136557	0.2107	0.6401	0.5452	0.0050	1.9476	-0.3819	1.1409	-0.3361
Период 3 2006	0.2568	0.5375	-0.0320	0.0247	0.2325	0.5761	0.3203	0.0017	1.013752	0.2357	0.5840	0.3247	0.0017	0.5289	0.7033	-0.0562	0.5947
Период 4 2007	2.7213	-1.3631	0.5933	0.0225	0.5875	3.6110	2.4849	0.0061	1.103330	0.6482	3.9842	2.7417	0.0067	3.3801	-0.6829	0.3583	0.2751

Table 17 Сумарни резултати за Pettengil et al моделот

$$R_i = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} * \delta * \hat{\beta}_i + \hat{\gamma}_{2t} * (1 - \delta) * \hat{\beta}_i + \varepsilon_{it}$$

Каде примерокот е намален за оние акции кои не се тргувани во периодот на CAPM тестирањето, но тоа не било случај во периодот на естимација на β

Панел А: НАГОРЕН ПАЗАР (UP Markets) $(R_{mt} - R_{ft}) > 0$										Панел В: НАДОЛЕН ПАЗАР (DOWN Markets) $(R_{mt} - R_{ft}) < 0$										t-стат за две популации $\hat{\gamma}_0 - \hat{\gamma}_2 = 0$	
$\hat{\gamma}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}$	$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_j)^2}{T(T-1)}$		Корективен Фактор	корегпирана $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2$ $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2$ * кор. фак.	$t - стат = \frac{\hat{\gamma}_j}{корегпирана \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2}$		$\hat{\gamma}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}$	$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_j)^2}{T(T-1)}$		Корективен фактор	корегпирана $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2$ $\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2$ * adj. fac.	$t - стат = \frac{\hat{\gamma}_j}{корегпирана \hat{\sigma}_{\gamma_j}^2}$									
Коефициенти	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\frac{1+(\hat{\mu}_m - \hat{\gamma}_0)^2}{\hat{\sigma}_m^2}$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_2$	$\frac{1+(\hat{\mu}_m - \hat{\gamma}_0)^2}{\hat{\sigma}_m^2}$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_2$	Еднаква варијанса	Нес еднаква варијанса	
Колона	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)	(XIII)	(XIV)	(XV)	(XVI)	(XVII)	(XVIII)	(XIX)	(XX)	
Период																					
Целокупен примерок 2004-2007	1.5714	0.8562	0.0838	0.1312	1.049451	0.0880	0.1377	5.2976	2.3075	-0.1579	-1.1213	0.0540	0.1735	1.049826	0.0567	0.1821	-0.6630	-2.6273	-0.4652	-0.4803	
Период 1 2004	0.0192	0.9229	0.0857	0.1884	1.000001	0.0857	0.1884	0.0655	2.1264	-0.3038	-0.7136	0.0395	0.1049	1.014767	0.0401	0.1064	-1.5174	-2.1876	-0.5117	-0.5136	
Период 2 2005	1.6783	1.3928	0.1542	0.0505	1.519898	0.2344	0.0768	3.4667	5.0274	-0.1198	-1.2646	0.0964	0.2545	1.007209	0.0971	0.2563	-0.3846	-2.4980	0.1426	0.1511	

Период 3 2006	0.6670	1.2339	0.1150	0.6210	1.071690	0.1233	0.6656	1.8997	1.5125	-0.0287	-0.8589	0.6462	1.3730	1.031533	0.6666	1.4163	-0.0352	-0.7217	0.2689	0.2656
Период 4 2007	4.4114	-0.2864	0.8185	0.8486	1.433606	1.1733	1.2166	4.0725	-0.2596	-0.1553	-1.9437	0.2915	2.5651	1.063592	0.3100	2.7282	-0.2789	-1.1768	0.9506	0.8970

Поглавје Шест

ПОНАТАМОШНА ДИСКУСИЈА

(Пазари во развој, Можни недостатоци, Препораки за идни истражувања)

“Јас, не доживеав неуспех. Само пронајдов 10,000 начини што нема да функционираат”

- Thomas Alva Edison

Откако емпириски е тестиран CAPM за Македонија и поседувајќи резултати што делумно ја поддржуваат теоријата, се чини оправдано, на кратко, да се презентираат и компарираат емпириските студии од другите пазари во развој (emerging markets). Ова поглавје продолжува со посочување на можните недостатоци на овој труд и препораки за понатамошни истражувања.

ДАЛИ МАКЕДОНИЈА ГИ СЛЕДИ ДРУГИТЕ ПАЗАРИ ВО РАЗВОЈ?

Бројни емпириски студии се фокусирани на развиените пазари, особено САД, Јапонија и Велика Британија, како на одредени европски пазари. Меѓутоа, денес вниманието е насочено кон валидноста на CAPM на пазарите во развој; *Табела 18* претставува своевидно резиме за пронајдоците од неколку студии.

Студиите што го користат условениот пристап на Pettengill *et al.* даваат резултати што го поддржуваат CAPM, како и што е случајот со Македонија. Од друга стана, употребувајќи го пристапот на Fama-MacBeth, тестовите обично сугерираат неуспех на CAPM, повторно во линија со нашите резултати.

ПОТЕНЦИЈАЛНИ НЕДОСТАТОЦИ И ПРЕПОРАКА ЗА ИДНИ ИСТРАЖУВАЊА

Бидејќи тестирањето на CAPM е сензитивно на изборот на пазарно портфолио и безризичната стапка, недостатоци може да се адресираат од овој аспект. Теоретски пазарното портфолио треба да го агрегира целокупниот пазар, затоа некои студии го користат Светскиот пазарен индекс (World Market Index). Меѓутоа, овој труд ги користи MBI-5 and MBI-10 бидејќи на резидентите сè уште не им е дозволено да

продаваат и купуваат акции надвор од границите на земјата³³. Што се однесува до благајничките записи, истите се проблематични, бидејќи резидентите не може да тргуваат со нив. Државните записи, кои се порепрезентативни како безризична стапка, за прв пат се издадени по стартниот период на нашата анализа.

Понатаму, калкулираните приноси не се коригирани за дивидендите, што има соодветни влијанија на кумулативните приноси во инвестирачкиот хоризонт од неколку години (Brooks, 2002). Исто така, игнорирањето на дивидендите ќе подразбере дека “растечки” акции, со големи капитални добивки ќе се преферираат над приходните акции (“зрели” индустрии) што плаќаат високи дивиденди. Ограничената можност да се дојде до информации за дивидендните плаќања е главната причина за некорегирање на приносите во овој труд.

Друга можна забелешка е селекцијата на податоците. Емпириските трудови за CAPM обично вклучуваат компании чии акции се фреквентно тргувани. Меѓутоа, од причина што Македонска берза е карактеризирана како т.н. тенок пазар и нефреквентно тргувани акции вклучени; инаку емпириското тестирање не би можело да се изведе. Исто така, за време на периодот на анализа одредени компании отидоа во стечај. Меѓутоа, со годишното обновување на бетите, компаниите кои веќе не се тргуваат на ниту еден од сегментите на Македонската берза се исклучени од анализата, додека оние што се новопојавени се вклучуваат во сетот податоци. Поради тоа, по мислење на авторот овој проблем е надминат. Уште повеќе сензитивната анализа вклучува поригорозни критериуми на селекција и контрола за гореспоменатиот тип на компании.

Scholes и Williams (1977), Dimson (1979) и други покажаа дека ОНК бетите од тесно тргуваните акции се надолно пристрасни (*downward-biased*) додека за фреквентно тргуваните акции истите се нагорно пристрасни (*upward-biased*). Нефреквентното тргување е типично за пазарите во развој, каде одредени акции имаат долги периоди на нула приноси, при што е показано дека ОНК бетите се пристрасни, неконзистентни и неефикасни. Бидејќи ова важи за Македонскиот пазар на капитал, постои причина за употреба на моделот на Dimson (1979) за проценка на бета³⁴.

³³ По пазарната либерализација, треба да се користи пошироко пазарно портфолио или пак барем само да се вклучат за споредбени цели.

³⁴ Приносот на хартија од вредност i во време t , R_{it} , е функција на приносот на пазарното портфолио m во време t , R_{mt} , приносот на пазарното портфолио m до k времесни претходни вредности, $t-k$, и приносот на пазарното портфолио m до k временски идни вредности, $t+k$.

Иако постојат неколку забелешки што може да ги ослабнат резултатите, авторот верува дека со самото воведувањето на GARCH моделите резултатите се подобри. Се разбира, многу повеќе може да се прогледува темата за вреднување на капиталните средства, но овој магистерски труд е ограничен во фокус и амбиција поради ограничувања во зборови и време.

Препораките за идни истражувања се насочени кон посоефицицирани техники на проценка и повеќекфакторски модели што може да се користат за попрецизно тестирање на CAPM. На пример, за да се открие линијата на движење на пазарниот ризик (β), може да се употреби Калман филтер и *state-space* моделите (кои тежат кон долгорочна рамнотежа)³⁵. Исто така, Bodie, Kane и Marcus (1996), предлагаат трансформација на бета коефициентите во Бајесови проценки. Мотивот за прилагодување на бета коефициентите е резултат од истражувањата на пазарите на капитал во САД, кои покажаа дека во просек бетите конвертираат кон единица.

Во однос на CAPM тестирањето, може да се користи три-факторскиот модел на Fama и French базиран на микро променливи како и теоријата за арбитражно вреднување (APT) ползувајќи дополнителни фактори како што се макроекономските показатели. Испитувањето на овие модели ќе даде придонес за прашањето дали други фактори освен бета ги објаснуваат приносите и како статистичката моќ на бета се менува³⁶.

Што се однесува до економетрискиот модел, еден може да ги следи Bollerslev, Engle и Wooldridge (1988) и да го процени мултирегресивни GARCH-M модели за приноси на записи, обврзници и акции каде очекуваниот принос е пропорционален со **условената** коваријанса на секој од овие приноси, со оној од потполно диверзифицираното или пазарното портфолио. Пронајдено е дека условените коваријанси прилично варираат низ време и се значајна детерминанта на времено-варирачката премија за ризик. Вклучените бети се исто така времено-варирачки и предвидливи.

Овој дел завршува во духот на поглавјето за дебатата за CAPM дебатата, предлагајќи процедура за идни истражувања што даде позитивни резултати за валидноста на

³⁵ За детали види Harvey (1989), Hamilton (1994) и Koopman, Shephard и Doornik (1999) за проценка на техниката максимум-веројатност имплементирана во EViews5.

³⁶ Двата модели се споменати во поглавјето посветено на дебатата за CAPM.

CAPM. Burmeister и McElroy (1988) предлагаат нелинеарна процедура на тристепени најмали квадрати (a Non-Linear Three Stage Least Squares-NL3SLS) што дозволува пазарното портфолио да биде ендогена променлива. Clare, Priestley и Thomas (1997) ја испитуваа валидноста на CAPM за Велика Британија користејќи ја NL3SLS процедура и двочекорната процедура на Fama-MacBeth. Естимациите од NL3SLS, каде тие дозволуваат за корелации помеѓу индивидуалните карактеристични (*idiosyncratic*) приноси, достасуваат статистички и економски значајни награди за изложеноста на ризик. Тие изјавуваат дека нивните резултати имаат важни импликации на дебатата “Дали бета е мртва?”.

Табела 18 Докази за валидноста на CAPM кај пазарите во развој

<i>Author</i>	<i>Emerging Markets</i>	<i>Model</i>	<i>Findings</i>
Harvey (1995)	Аргентина, Бразил, Чиле, Колумбија, Мексико, Венецуела, Индонезија, Кореја, Малезија, Пакистан, Филипини, Тајван, Тајланд, Грција, Португалија, Турција, Јордан, Нигерија, Зимбабве	Sharpe-Linter спецификација -единечен фактор Adler и Dumas (1983) спецификација – два фактора	Бетите не се способни ни делумно да ја објаснат вкрстената варијација во очекуваните приноси
Claessens, Dasgupta, Glen (1995)	Бразил, Чиле, Колумбија, Грција, Индија, Индонезија, Јордан, Кореја, Малезија, Мексико, Нигерија, Пакистан, Филипини, Тајван, Тајланд, Турција, Венецуела и Зимбабве.	FMB пристап APT модел (Black верзија на CAPM)	- дванаесет од деветнаесет земји имаат незначајни коефициенти за пресечеците и само девет β коефициенти се значајни - во дополнително на β , неколку фактори (големина, обем на тргување, дивиденден принос, earnings-price показателот и девизниот ризик) имаат значајна објаснувачка моќ.
Zhang и Wahlborg (2004)	Кипар, Чешка, Грција, Унгарија, Полска, Русија и Турција.	FMB пристап Pettengill <i>et al.</i>	- значајна условена врска помеѓу бета и приносите на домашните пазари, и позитивна безусловна врска само на два интернационални пазари in two international markets only. Чешка и Русија, кои се поинтегрирани со светските пазари.
Sandoval и Saens (2004)	Аргентина, Бразил, Чиле и Мексико	FMB пристап Pettengill <i>et al.</i> (панел е користен, наместо период-по-период вкрстена регресија)	- условениот тест сугерира значајна и позитивна врска бета-ризик премијата за време на нагорни пазари и значајна но негативна врска на бета-ризик премијата за периоди на надолан пазар - дополнителни фактори за ризик како големина на фирма, книговодствена/пазарна вредност, и степенот на пазарна интеграција, сите се статистички незначајни
Michailidis, Tsopoglou, Papanastasiou, Mariola (2006)	Грција	FMB пристап Black верзија	- пресечеците не се статистички различни од нула - повисок ризик (бета) не е асоцијација за повисок принос. - очекуваната врска на принос-бета е линеарна - резидуалниот ризик нема ефект на очекуваните приноси на портфолија
Andor, Ormos и Szabo (1999)	Унгарија	FMB пристап	- позитивната врска помеѓу бета и приносот е пронајдена - очекуваната врска принос-бета не е линеарна - резидуалниот ризик има ефект на очекуваните приноси на портфолијата

3 ЗАКЛУЧОЦИ

SARМ нуди моќни и интуитивно атрактивни предвидувања за тоа како да се мери ризикот и воедно врската меѓу очекуваниот принос и ризик. Неговата атрактивност и широка употреба, повеќе од четириесет години, го зграпчи вниманието на овој труд. Понатаму, проучувајќи ги емпириските студии на оваа тема, ваква конкретна работа за вреднување на средставата во Македонија претходно не е направена. Со цел да се пополни оваа празнина, трудот е посветен на некои од можните методи за проценка на бета (што е мерка за ризикот и инпут во вкрстеното тестирање на SARМ) и на тестирањето на SARМ во Македонија.

Следствено, прво бета коефициентите на акциите индивидуално се проценети со методот на ОНК на неделна основа за две години при тоа обновувани на годишно ниво за периодот 2002-2006. GARCH(1,1), TGARCH(1,1) и EGARCH(1,1) се употребени каде се нарушени Gauss-Markov-ите карактеристики со цел да се корегира за нелинеарности. Бета проценките се во опсег од -1.6 до 1.9 за време на различни периоди на проценка. Ова посочува дека на Македонската берза егзистираат двете одбранбени хартии од вредност (оние што одговараат малку на промените во економијата) и агресивни хартии од вредност (оние што значајно одговараат на промените во економијата). Резултатите од направените GARCH-тип модели се разнолики. Некои од нив се во линија со очекуваниот леверидж ефект; тенденција волатилноста да расте повеќе во случај на голем пад на цените на акциите отколку кога има пораст на истите со ист интензитет. Меѓутоа, има акции каде овој леверидж ефект работи во спротивна дирекција, т.е. повисока волатилност се јавува кога цената на акцијата оди нагоре. Дополнително, ниту еден од споменатите ефекти може да се пронајде кај одреден број на акции. На кратко, тешко е да се препише конкретен начин на однесување на ценовните движења на акциите на Македонската берза.

Трудот продолжува со тестирањето на SARМ. Два пристапа се користени, безусловниот Fama-MacBeth и условниот Pettengill *et al.* Пристап. Двата пристапа се модифицирани имајќи ги предвид карактеристиките на Македонска берза. Модификацијата е резултат на фактот дека Македонска берза е тенок маркет, нудејќи

на наше располагање мал број на акции. Поради тоа, CAPM е тестиран на индивидуални бети, наместо нивно групирање во портфолија, соодветно користејќи ја корективната процедура на Shanaken (1992), со цел да се избегне проблемот грешка-во-варијабла.

Емпириските резултати од CAPM тестовите во одредена мера се во согласност со претходни трудови на оваа тема. Попрецизно, според ограничениот безусловен Fama-MacBeth пристап, констатиран е *a priori* очекуваниот позитивен trade-off на ризик-принос, но ниеден од коефициентите не е статистички различен од нула, навестувајќи неуспех на CAPM. Кога дополнителни променливи се вклучени за да контролираат за линеарност и за бета како единствена објаснувачка моќ, сите коефициенти се статистички незначајни. Понатаму, позитивната врска е редуцирана во некои од анализираните периоди, па дури во некои станува негативна. Овие резултати препорачуваат дека CAPM не е способен да ги објасни разликите во вкрстените приноси (the cross-sectional returns).

Спротивно, иако постојат стохастични нелинеарности од период во период, не може да се одбие хипотезата дека во просек нивните ефекти се нула. Поради тоа, не може да се одбие хипотезата дека во донесувањето на одлуките за портфолио, еден инвеститор треба да претпостави дека врската помеѓу ризикот на конкретна акција и нејзиниот очекуван принос е линеарен, како што е предвидено со CAPM. Исто така, не може да се одбие хипотезата на дво-параметрскиот модел дека ниту една мерка за ризикот, во дополнување на ризикот на акцијата (бета), систематски влијае на просечните приноси. На крај, разгледувајќи го предвидувањето во Sharpe и Lintner верзијата на CAPM, дека средната вредност на временските серии на коефициенти на пресечоците во вкрстените регресии е еднаква на просечната безризична стапка, резултатите парцијално ги поддржуваат вообичаените пронаоѓања во емпириската литература, дека пресечокот е повисок од безризичната стапка.

Кога должината на примерокот беше поделен на периоди на надпросечни пазарни приноси и подпросечни пазарни приноси, постоеше значајна (но не за сите подпериоди) позитивна врска помеѓу бета и приносот во периоди на надпросечен пазарен принос, и сигнификантна (но не за сите подпериоди) негативна врска помеѓу бета и принос во периоди на подпросечен пазарен принос. Понатаму, условената врска помеѓу бета и приносот во недели на нагорен пазар и надолен

пазар е симетрична, како што предвидува Pettengill *et al.* (1995); условот на позитивен trade-off на ризик и принос. Целокупните резултати се конзистентни со истите на Pettengill *et al.*, сугерирајќи фокусирање насочено кон условената врска помеѓу бета и приносот. Поради тоа, резултатите од трудов навистина предлагаат дека пазарната бета сè уште игра улога за портфолио менаџерите, но употребениот модел има влијание.

Сензитивната анализа беше направена со цел да се истражи дали селекцијата на конкретните податоци е клучна. Резултатите посочуваат дека тоа не е случај и истите се издржани, бидејќи слични резултати се добиени кога се исклучени од анализата акциите што имаат нула принос и/или не се фреквентно тргувани. Меѓутоа, постојат софистицирани техники за снажност (*robustness*), но поради одредени ограничувања истите не се применети.

Бидејќи ова е прв емпириски труд за Македонија што ја разгледува валидноста на CAPM, целта не е да се преценат пронајдоците на овој труд, туку да охрабри повеќе студии да се прават во овој дух, искористувајќи ги најново предложените модели за вреднување на средствата, како и користејќи пософистицирани економетриски техники. Последните зборови на Pancho Villa се:

“Не дозволувајте да заврши на овој начин. Кажете им дека јас реков нешто.”

Нека овој познат цитат предизвика понатамошни истражувања на оваа позната финансиска теорија.

*Р*ЕФЕРЕНЦИ

Andor, Gy., Ormos, M., and Szabo, B., (1999), Empirical tests of capital asset pricing model (CAPM) in the Hungarian capital market. *Periodica Polytechnica, Humanities and Social Sciences*, Vol. 41 , No. 1, pp. 47-64., 1999.

Banz, R., (1981), The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9. 3-18.

Basu, S., (1977), Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *Journal of Finance* 32:663-82.

Berndt, E. R., (1991), The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary. *Reading, MA: Addison- Wesley*.

Berndt, E., Hall, B., Hall, R., and Hausman, J., (1974), Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models. *Annals of Social Measurement*, Vol. 3, 653-665

Bhandari, L., C., (1988), Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. *Journal of Finance*. 43:2, pp. 507-28.

Black, F., (1972), Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *Journal of Business*. 444-455.

Black, F., Jensen, M. C. and Scholes, M., (1972), The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York pp. 79-121.

Blume, M., (1970), Portfolio Theory: A Step Towards its Practical Application. *Journal of Business*. 43:2, pp. 1.52-74.

Blume, M., (1971), On The Assessment of Risk. *Journal of Finance*, 6, No. 1, pp. 1-10.

Blume, M., (1975), Betas and Their Regression Tendencies. *Journal of Finance*, 10, No. 3, pp. 785-795.

Blume, M., (1979), Betas and Their Regression Tendencies: Some Further Evidence. *Journal of Finance, American Finance Association*, vol. 34(1), pages 265-67

Blume, M. and Friend I., (1973), A New Look at the Capital Asset Pricing Model. *Journal of Finance*. 28:1, pp. 19-33.

Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A.J., (1996), Investments, 3rd ed. Irwin McGraw-Hill, Chicago.

Bollerslev, T.P., (1986), Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, 307-327.

Bollerslev, T., Engle, R. F., and Wooldridge, J. M., (1988), A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of Political Economy* 96, 116-131.

Brooks, C., (2002), Introductory econometrics for finance. *Cambridge University Press, Cambridge*.

Brooks, C., Burke, S.P. and Persaud, G., (2001), Benchmarks and the Accuracy of GARCH models Estimation, *International Journal of Forecasting* 17, 46-46

Burmeister, E. and McElroy M.B., (1988), Joint estimation of factor sensitivities and risk premia for the arbitrage pricing theory. *Journal of Finance* 43, 721-33.

Campbell, J.Y., Lo, A.W. & MacKinlay, C., (1997), The Econometrics of Financial Markets *Princeton University Press*, 1st edition.

Capaul, C., Rowley, I. and Sharpe, W., (1993), International Value and Growth Stock Returns. *Financial Analysts Journal*. 49, pp. 27-36.

Carroll, C. and Wei, K. C. J., (1988), Risk, return, and equilibrium: An extension. *Journal of Business* 61, 485-499.

- Chan, K. C. L., Hamao, Y. and Lakonishok, J., (1991), Fundamentals and Stock Returns in Japan. *Journal of Finance* 46: 1739–1764.
- Chen, NF., Roll, R., and Ross, S., (1986), Economic forces and the stock market. *Journal of Business* 59, 383–403.
- Claessens, S., Dasgupta, S. and Glen, J., (1995), Return Behaviour in Emerging Stock Markets”, *World Bank Economic Review* 9(1):131-151.
- Clarkson, P.M. and Thompson, R., (1990), The Empirical Estimates of Beta when Investors Face Estimation Risk. *Journal of Finance*, 45 (2, 1990), 431-453
- Cochrane, J., (2001), Asset Pricing, *Princeton University Press, Princeton, NJ*
- DeBondt, W. and Thaler, R. H., (1987), Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality. *Journal of Finance*. 42:3, pp. 557-81.
- Dimson, E., (1979), Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics*, 7:197-206.
- Engle, R. F., (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50, 987-1007.
- Engle (2001), R. F., Financial Econometrics - A New Discipline With New Methods. *Journal of Econometrics*, 100 pp53-56
- Fabozzi, F. and Francis, J., (1978), Beta as a Random Coefficient. *J. Financial and Quantitative Analysis*, 13 (March 1978), 101-116.
- Fama, E., (1965a), The behaviour of stock market prices. *Journal of Business*. Vol. 38, 34-105
- Fama, E. and French, K.R., (1992), The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*. 47:2, pp. 427-65.

Fama, E. and French, K. R., (1995), Size and Book to Market Factors in Earnings and Returns. *Journal of Finance*. 50:1, pp. 131—55.

Fama, E. and French, K.R., (1996), Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*. 51:1, pp. 55-S4.

Fama, E. and French, K.R., (1998), Value Versus Growth: The International Evidence. *Journal of Finance*. 53:6, pp. 1975-999.

Fama, E. and French, K.R., (2004), The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence, *Journal of Economic Perspectives* 18, 25-46

Fama, E. F. and MacBeth, J. D., (1973), Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests." *Journal of Political Economy*. 81:3, pp. 607-36.

Friend, I. and Blume, M., (1970), Measurement of Portfolio Performance under Uncertainty. *American Economic review*. 60:4, pp. 607-36.

Gibbons, M., (1982), Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach. *Journal of Financial Economics*. 10:1, pp. 3-27.

Glosten, L. R., Jagannathan, R. and Runkle, D. E., (1993), Relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48, 1779-1801

Hamilton, J. D., (1994), Time Series Analysis. *Princeton, NJ: Princeton University Press*.

Harvey, C., (1989), Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing models. *Journal of Financial Economics* 24, 289-317.

Harvey, C., (1995), Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. *Review of Financial Studies, Oxford University Press for Society for Financial Studies*, vol. 8(3), pages 773-816.

Haugen, R. A., (1995), The New Finance: The Case against Efficient Markets. *Englewood Cliffs, Prentice Hall*.

Jensen, M., (1968), The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *Journal of Finance*. 23:2, pp. 389-416,

Knez, P. J. and Ready, M. J., (1997), On the Robustness of Size and Book-to-market in Cross-sectional Regressions. *Journal of Finance*, 52, 1355-1382

Koopman, S. J., Shephard, N. and Doornik, J. A., (1999), - Statistical algorithms for models in state space using SsfPack 2.2. *Econometrics Journal, Royal Economic Society*, vol. 2(1), pages 107-160.

Kothari, S. P., Shanken, J. and Sloan, R. G., (1995), Another Look at the (Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*. 50:1, pp. 185-224.

Lakonishok, J. and Shapiro, A., (1986), Systematic Risk, Total Risk, and Size as Determinants of Stock Market Returns. *Journal of Banking and Finance*. 10:1, pp. 115-32.

Lakonishok, J., Shleifer, A. and Vishny, R. W., (1994), Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. *Journal of Finance*. 49:5, pp. 1541-578.

Lintner, J., (1965), The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*. 47:1, pp. 13-37.

Litzenberger, R. H. and Ramaswamy, K., (1979), The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices. *Journal of Financial Economics*, Vol. 7 No.2, pp.163-95

Markowitz, H., (1952), Portfolio Selection. *Journal of Finance*. 7 (1), 77-91.

Markowitz, H., (1959), Portfolio Selection: Efficient Diversification of investments. *Combes Foundation Monograph No. 16. New York: John Wiley & Sons, Inc.*

Merton R., (1973), - An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*. 41:5, pp. 867-87.

Michailidis, G., Tsopoglou, S., Papanastasiou, D. and Mariola, E. (2006), - Testing the Capital Asset Pricing Model (CAPM): The Case of the Emerging Greek Securities Market. *International Research Journal of Finance and Economics* 4: 78-91.

Miller, M. H. and Scholes, M., (1972), Rates of Return in Relation to Risk: A Re-examination of Some Recent Findings. *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: pp, 47-78.

Mossin, J., (1966), - Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34 (1966), 768-783.

Nelson, D.B., (1991), Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59, 347-370.

Pagan, A. R. and Schwert, G. W., (1990a), Testing for covariance stationarity in stock market data. *Economics Letters* 33, 165-170.

Pagan, A.R, (1996), The Econometrics of Financial Markets. *Journal of Empirical Finance*, 3,15-102.

Pettengill, G., Sundaram, S. and Mathur, I., (1995), The Conditional relation between beta and returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, pp. 101-116.

Press, W. H., Teukolsky, S. A., Vetterling, W. T. and Flannery, B. P., (1992), Numerical Recipes in C: the art of scientific computing. *Second Edition, Cambridge University Press*.

Rabemananjara, R. and Zakoian, J. M., (1993), - Threshold ARCH Models and Asymmetries in Volatility. *Journal of Applied Econometrics* (31-49)

Reinganum, M. R., (1981), A New Empirical Perspective on the CAPM. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 16:4, pp. 439-62.

- Roll, R., (1977), A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests. *Journal of Financial Economics*, 4, 129-76.
- Rosenberg, B., Reid, K. and Lanstein, R., (1985), Persuasive Evidence of Market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*. 11. pp. 9-17.
- Ross, S. A., (1976), The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*. 13:3. pp, 341-60.
- Ross, S. A., (1977), The Capital Asset Pricing Model (CAPM), Short-Sale Restrictions and Related Issues. *The Journal of Finance*, Vol. 32, No. 1. pp. 177-183.
- Sandoval, E. and Saens, R., (2004), The Conditional relationship between portfolio beta and return: evidence from Latin America. *Cuadernos de Economia*, vol. 41 (Abril), pp. 65-89.
- Scholes, M. and Williams, J., (1977), Estimating Betas from Nonsynchronous Data. *Journal of Financial Economics*. Vol. 5, pp. 309-327
- Schwarz, G., (1978), Estimating the dimension of a model. *Ann. Statist.*, 6, 461-464.
- Shanken, J., (1992), On the Estimation of Beta-Pricing Models. *Review of Financial Studies*, Oxford University Press for Society for Financial Studies, vol. 5(1), pages 1-33
- Sharpe, W. F., (1964), Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19:425-442
- Sharpe, W. and Gordon, A., (1990), Investments (Fourth Edition), *Prentice-Hall International, Inc.*
- Stambaugh, R.F., (1982), On The Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model: A Sensitivity Analysis. *Journal of Financial Economics*. 10:3, pp, 237-68,
- Stattman, D., (1980), Book Values and Stock Returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*. 4, pp, 2.5-45,

Taylor, J., (1986), *Modelling Financial Time Series*. Wiley, New York.

Tobin, J., (1958), Liquidity Preference as Behaviour Toward Risk. *Review of Economic Studies*. 25:2, pp, 65-86,

Wooldridge, J., (2006), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Thomson South-Western.

Zhang, J. and Wihlborg, C., (2004), Unconditional and conditional CAPM: evidence from European emerging markets. *Working Paper, Department of Finance Copenhagen Business School*.

www.mse.org.mk – Македонска берза

www.nbrm.gov.mk – Народна Банка на Република Македонија

ПРИЛОЗИ

ПРИЛОГ 1

Прозорец 2 Прецизност на β проценките според фреквентноста на податоците

Види ја *Равенката 3.1* каде r_{it} ги означува “вишокот” приноси на поединечна акција или пак пазарен принос

$$r_{it} = \alpha_{im} + \beta_{im} r_{mt} + \varepsilon_{it} \dots (1)$$

Претпостави дека $r_{mt} = \mu + v_{mt}$, каде μ е просечниот принос на пазарот и каде v_{mt} е случајна компонента на тој принос во време t . Ако случајната компонента на приносите (ε_{it} and v_{mt}) се независно и идентично распоредени (*iid*) тогаш имаат нула очекувања, без корелација и константни варијанси:

$$E(v_{mt}) = E(\varepsilon_{it}) = 0 \dots (1.1)$$

$$E[(v_{mt})^2] = \sigma_m^2 \dots (1.2)$$

$$E[(\varepsilon_{it})^2] = \sigma_i^2 \dots (1.3)$$

$$E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{it-j}] = 0 \text{ за сите } j \text{ освен } j=0 \dots (1.4)$$

$$E[v_{it} v_{it-j}] = 0 \text{ за сите } j \text{ освен } j=0 \dots (1.5)$$

$$\beta \text{ естимација со ОНК, } \beta_{ОНК}, \text{ is: } \frac{\sum_{t=1}^T (r_{it} - \mu_i)(r_{mt} - \mu_m)}{\sum_{t=1}^T (r_{mt} - \mu_m)^2} \dots (2)$$

каде μ_i и μ_m се просеци на примерокот на дневните лог “вишок” приноси на средство i и пазарот.

Претпоставувајќи дека случајната компонента ε_{it} и v_{mt} се нормално распоредени, $\beta_{ОНК}$ е асимптотски нормално распоредени со средна вредност β и варијанса од $\frac{1}{T-2} \frac{\sigma_i^2}{\sigma_m^2}$, тоа е $\beta_{ОНК} \sim^a N\left[\beta, \frac{1}{T-2} \frac{\sigma_i^2}{\sigma_m^2}\right] \dots (2.1)$

T е вкупниот број на дневни опсервации од кои е β естимирана. Во конечни примероци естиматорот следи неусловна t дистрибуција.

Претпостави n периоди на приноси дека се формирани. На пример, земи се дневни податоци и месечните приноси се формираат со збир на 20 опсервации на дневни лог “вишок” приноси со цел да се добијат месечни лог “вишок” приноси. Ова ќе генерира $\frac{T}{n}$ опсервации. ОНК естимацијата се уште е непристрасна но ќе има поголема варијанса. Користејќи n агрегирани периоди се добива:

$$\beta_{OLS} \sim^a N\left[\beta, \frac{1}{\frac{T}{n}-2} \frac{\sigma_i^2}{\sigma_m^2}\right] \dots (2.2)$$

Ова укажува дека за доволно голем T , стандардната грешка на естимацијата ќе биде грубо $\sqrt{n}$ пати поголема отколку во случај кога се користат дневни податоци.

ПРИЛОГ 2

Естимација на бета за Комерцијална Банка АД Скопје е претставена подолу, имено со помош на методот Обични Најмали Квадрати за периодот 2005-2006 пресметана е бета на неделна основа. Како што беше претходно напоменато, само една софтверски извештај е презентираан за илустрација; без посебна интенција е избрана споментата компанија (банка). Меѓутоа, оваа процедура е повторена за сите 306 акции за време на периодот на анализа.

```

                        Естимација на Обични Најмали Квадрати
*****
Зависна променлива е EKBASKW
103 опсервации искористени за естимација од 2 до 104
*****
Регресор                Коэффициент        Стандардна Грешка        Т-сооднос[Prob]
CON                      .16064          .46796          .34327[.732]
EMBIW                    1.3259          .091540         14.4848[.000]
*****
R-квадриран             .67504        Прилагоден R-квадриран    .67183
С.Г. на регресијата     4.6361        F-стат. F( 1, 101)    209.8104[.000]
Просек (зависна променлива) 1.6315        Станд. Дев. (завис.промен.) 8.0929
Резидуален збир на квадрати 2170.9        Равенка за Log-likelihood -303.1306
Акаике инфо критериум -305.1306        Schwarz Bayesian критериум -307.7653
DW-статистика           2.4966
*****

                        Тестови за дијагностиката
*****
*      Тест Статистика      *      LM Верзија      *      F Верзија      *
*****
*      *      *      *      *      *      *      *      *
*      *      *      *      *      *      *      *      *
* А:Автокорелација      *CHSQ( 1)= 6.4956[.011]*F( 1, 100)= 6.7309[.011]*
*      *      *      *      *      *      *      *      *
* В:Функционална форма*CHSQ( 1)= 3.8368[.050]*F( 1, 100)= 3.8692[.052]*
*      *      *      *      *      *      *      *      *
* С:Нормалност          *CHSQ( 2)= 16.3918[.000]*      Не примеливо      *
*      *      *      *      *      *      *      *      *
* D:Хетероскедастичност*CHSQ( 1)= 14.1320[.000]*F( 1, 101)= 16.0613[.000]*
*****
А:Lagrange multiplier - тест за сериска корелација на резидуалите
В:Ramsey's RESET test - користејќи ги квадрираните прилагидени вредности
С:Базиран на тест за сплоснатоста и издолженоста на резидуалите
D:Базиран на регресијата за квадрирани резидуали на квадрираните прилагидени вредности
```

Следно, презентирани се резултатите од тестирањето за “ARCH-ефект” за Комерцијална Банка АД Скопје, земајќи предвид 2, 3, 4 и 5 претходни вредности на квадрираниите резидуали.

КОМЕРЦИЈАЛНА БАНКА АД СКОПЈЕ

ARCH Test:

F-статистика	16.13878	Веројатност F(2,98)	0.000001
Бр. Опсервации*R-квадриран	25.02376	Веројатност $\chi^2(2)$	0.000004

Тест Равенка:

Зависна Променлива: RESID^2

Метод: Најмали квадрати

Примерок (прилагоден): 4 104

Вклучени опсервации: 101 после прилагодувања

Променлива	Коефициент	Станд. Грешка	t-статистика	Веројатност
C	10.97381	4.295658	2.554629	0.0122
RESID^2(-1)	0.510959	0.101015	5.058235	0.0000
RESID^2(-2)	-0.026819	0.101028	-0.265464	0.7912
R-квадриран	0.247760	Просек (зависна променлива)		21.36839
Прилагоден R-квадриран	0.232408	Станд. Девијација (завис. пром)		42.47643
Станд. Грешка на регресијата	37.21459	Akaike инфо критериум		10.10053
Збир на квадрираниите резидуали	135722.7	Schwarz инфо критериум		10.17821
Log likelihood	-507.0768	F-статистика		16.13878
Durbin-Watson статистика	2.005570	Веројатност (F-статистика)		0.000001

ARCH Test:

F-статистика	11.50723	Веројатност F(3,96)	0.000002
Бр. опсервации*R-квадриран	26.44900	Веројатност $\chi^2(3)$	0.000008

Тест Равенка:

Зависна Променлива: RESID^2

Методи: Најмали квадрати

Примерок (прилагоден): 5 104

Вклучени опсервации: 100 после прилагодувања

Променлива	Коефициент	Станд. грешка	t-статистика	Веројатност
C	12.86158	4.458430	2.884778	0.0048
RESID^2(-1)	0.506789	0.100846	5.025396	0.0000
RESID^2(-2)	0.048121	0.113215	0.425039	0.6718
RESID^2(-3)	-0.150698	0.100899	-1.493562	0.1386
R-квадриран	0.264490	Просек (зависна променлива)		21.56878
Прилагоден R-квадриран	0.241505	Станд. Девијација (завис. пром)		42.64241
Станд. Грешка на регресијата	37.13796	Akaike инфо критериум		10.10633
Збир на квадрираниите резидуали	132405.9	Schwarz инфо критериум		10.21054
Log likelihood	-501.3167	F-статистика		11.50723
Durbin-Watson статистика	1.924156	Веројатност (F-статистика)		0.000002

ARCH Тест:

F-статистика	8.843362	Веројатност F(5,92)	0.000001
Бр. опсервации*R-квадриран	31.81140	Веројатност χ^2 (5)	0.000006

Тест Равенка:

Зависна Променлива: RESID^2

Метод: Најмали квадрати

Примерок (прилагоден): 7 104

Вклучени опсервации: 98 после прилагодувања

Промелнива	Коефициент	Станд. грешка	t-статистика	Веројатност
C	11.27464	4.709363	2.394091	0.0187
RESID^2(-1)	0.579901	0.103137	5.622633	0.0000
RESID^2(-2)	-0.005165	0.114472	-0.045124	0.9641
RESID^2(-3)	-0.274811	0.110845	-2.479234	0.0150
RESID^2(-4)	0.332246	0.114594	2.899333	0.0047
RESID^2(-5)	-0.144490	0.103295	-1.398802	0.1652
R-квадриран	0.324606	Просек (зависна променлива)		21.95734
Прилагоден R-квадриран	0.287900	Станд. Девијација (завис. пром.)		42.99018
Стандардна грешка на регресијата	36.27770	Akaike инфо критериум		10.07955
Збир на квадрираните резидуали	121078.6	Schwarz инфо критериум		10.23782
Log likelihood	-487.8981	F-статистика		8.843362
Durbin-Watson статистика	2.025147	Веројатност (F-статистика)		0.000001

Бидејќи нема доказ да се одбие здружената (joint) нулта хипотеза(сите n претходни вредности се еднакви на нула), тогаш естимациите од GARCH-типот на модели за Комерцијална Банка АД Скопје за 2005-2006 се претставени во продолжение.

GARCH(1,1)Зависна Варијабла: **EKBSKW**

Метод: ML - ARCH (Marquardt) – Нормална дистрибуција

Примерок (прилагоден): 2 104

Вклучени опсервации: 103 после прилагодувања

Convergence achieved after 44 iterations

Bollerslev-Wooldrige моќни стандардни грешки & коваријанса

Variance backcast: Вклучено

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

	Коефициент	Станд. грешка	z-статистика	Веројатност
EMBIW	1.561468	0.118595	13.16643	0.0000
Равенка за варијансата				
C	7.751410	3.954496	1.960151	0.0500
RESID(-1)^2	0.585524	0.305429	1.917052	0.0552
GARCH(-1)	0.089073	0.175321	0.508057	0.6114
R-квадриран	0.653713	Просек (зависна променлива)		1.631507
Прилагоден R-квадриран	0.639579	Стандардна девијација (завис. пром.)		8.092892
Станд. грешка на регресијата	4.858574	Akaike инфо критериум		5.720122
Sum squared resid	2313.363	Schwarz критериум		5.848021
Log likelihood	-289.5863	F-статистика		46.25057
Durbin-Watson статистика	2.368168	Веројатност (F-статистика)		0.000000

TGARCH(1,1)Зависна Варијабла: **EKBSKW**

Метод: ML - ARCH (Marquardt) – Нормална дистрибуција

Примерок (прилагоден): 2 104

Вклучени опсервации: 103 после прилагодувања

Конвергенција постигната после 35 итерации

Bollerslev-Wooldrige моќни стандардни грешки & коваријанса

Variance backcast: Вклучено

$$\text{GARCH} = C(3) + C(4) * \text{RESID}(-1)^2 + C(5) * \text{RESID}(-1)^2 * (\text{RESID}(-1) < 0) + C(6) * \text{GARCH}(-1)$$

	Коефициент	Стандардна грешка	z-статистика	Веројатност
C	-0.315313	0.325857	-0.967641	0.3332
EMBIW	1.542534	0.110815	13.91990	0.0000
Равенка за варијансата				
C	7.358868	3.399168	2.164903	0.0304
RESID(-1)^2	0.368876	0.264998	1.391992	0.1639
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.497340	0.537519	0.925251	0.3548
GARCH(-1)	0.114589	0.144372	0.793703	0.4274
R-квадриран	0.656174	Просек (зависна променлива)		1.631507
Прилагоденан	0.638451	Стандардна девијација (завис. пром.)		8.092892
Станд. Грешка на регресијата	4.866168	Akaike инфо критериум		5.725274
Збир на квадирани резидуали	2296.921	Schwarz инфо критериум		5.878754
Log likelihood	-288.8516	F-статистика		37.02394
Durbin-Watson статистика	2.374677	Веројатност (F-статистика)		0.000000

EGARCH(1,1)Зависна Променлива: **EKBSKW**

Метод: ML - ARCH (Marquardt) – Нормална дистрибуција

Примерок (прилагоден): 2 104

Вклучени опсервации: 103 после прилагодувања

Конвергенцијата е постигната после 42 итерации

Bollerslev-Wooldrige моќни стандардни грешки & коваријанса

Variance backcast: Вклучено

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = C(3) + C(4) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)}) + C(5) * \text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)} + C(6) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

	Коефициент	Станд. грешка	z-статистика	Веројатност
C	-0.463990	0.417101	-1.112415	0.2660
EMBIW	1.547735	0.109752	14.10217	0.0000
Равенка за варијансата				
C(3)	0.934188	0.696628	1.341014	0.1799
C(4)	0.745273	0.267414	2.786964	0.0053
C(5)	-0.174091	0.231878	-0.750788	0.4528
C(6)	0.476635	0.192374	2.477653	0.0132
R-квадриран	0.653945	Просек (зависна променлива)		1.631507
Прилагоден R-квадриран	0.636108	Стандардна девијација (зав. пром)		8.092892
Станд. Грешка на регресијата	4.881916	Akaike инфо критериум		5.780691
Збир на квадирани резидуали	2311.811	Schwarz инфо критериум		5.934171
Log likelihood	-291.7056	F-статистика		36.66052
Durbin-Watson статистика	2.362087	Веројатност (F-статистика)		0.000000

ПРИЛОГ 3

Табела 1 Проценки за на β -коэффициентите за 2002-2003

Акција	ОНК β	ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)	Ho: Normality in residuals
Адинг	0.1268 (0.676)	X	X	X	X	X
Алкалоид	1.5040 (0.000)	✓*	✓**	✓**	✓**	✓*
Благој Ѓорев	0.0035 (0.993)	X	X	X	X	X
Витаминка	0.0792 (0.413)	X	X	X	X	X
Гранит	-0.1015 (0.569)	X	X	X	X	X
Европа	0.7476 (0.000)	X	X	X	X	X
Жито Лукс	-0.0640 (0.717)	X	X	X	X	X
ЗК Пелагонија	0.2240 (0.736)	X	✓***	✓***	✓*	X
Комерцијална Банка	1.9680 (0.000)	✓**	X	✓*	X	X
Млаз Богданци	-0.0487 (0.667)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Макпетрол	0.5512 (0.000)	✓***	✓***	✓***	✓***	✓*
Македонија Турист	-0.4404 (0.066)	✓**	✓*	X	X	X
Охридска Банка	0.8163 (0.011)	X	X	X	X	X
Раде Кончар	-0.0150 (0.914)	X	✓***	✓***	✓***	X
Реплекс	-0.3534 (0.042)	X	X	X	X	X
РЖ Економика	-0.2981 (0.369)	X	X	✓***	✓**	X
Стопанска Банка Битола	0.4537 (0.332)	X	X	X	X	X
Силекс	0.1461 (0.159)	X	✓***	✓***	✓***	X
Скопски Пазар	0.1270 (0.367)	X	X	X	X	X
Тетекс Тетово	0.1259 (0.883)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Технометал Вардар	0.0920 (0.883)	X	X	X	X	X
Тутунски Комбинат ПП	-0.2186 (0.171)	X	X	X	X	X
Топлификација	0.4369 (0.004)	X	X	X	X	X
Комерцијална Банка приор.	-0.9794 (0.082)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Тутунска Банка приоритени	-0.2929 (0.400)	X	X	X	X	X

<i>Акција</i>	<i>ОНКβ</i>	<i>ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)</i>	Но: Нормалност во резидуалите
Ангро-промет	0.1752	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Тиквешанка	(0.779)					
Алгрета Ресен	-0.3143	X	X	X	X	X
	(0.043)					
Рудници Бањани	-0.0089	✓***	✓***	✓***	✓***	X
	(0.887)					
ГТЦ Скопје	-0.1706	X	X	X	X	X
	(0.623)					
Жито Скопје	-0.2268	✓***	✓**	✓**	✓*	X
	(0.568)					
Јака Табак	-0.0032	✓*	X	X	X	X
Радовиш	(0.964)					
Караорман	-0.2753	X	X	X	X	X
	(0.373)					
Киро Дандаро	-0.4241	X	X	X	X	X
	(0.475)					
Пелагонија	-0.2400	X	X	X	X	X
Комерц	(0.507)					
Пелагонија Транс	0.0957	X	X	X	X	X
	(0.859)					
Тајмингте	-0.1465	X	X	X	X	X
	(0.888)					
Тутунска Банка	-0.1366	✓***	✓***	✓***	✓***	X
	(0.345)					
Стопанска Банка	-0.174	X	X	X	X	X
приор.	(0.568)					
Аутомакедонија	-0.1991	X	✓***	✓***	✓***	X
	(0.408)					
Бетон	1.4838	X	X	X	X	X
	(0.139)					
ЕМО Охрид	0.0102	X	X	X	X	X
	(0.501)					
Жито Вардар	0.0281	X	X	✓***	✓***	X
	(0.668)					
Инвестбанка	-0.4197	X	X	X	X	X
	(0.687)					
Лотарија	-0.2153	X	X	X	X	X
	(0.704)					
Макошпед	-1.6738	X	X	X	X	X
	(0.088)					
Фершпед	-0.0080	✓***	✓***	✓***	✓***	X
	(0.760)					
29 Ноември	0.0211	✓***	✓***	✓***	✓***	X
	(0.943)					
Агромеханика	-0.4577	X	X	X	X	X
	(0.315)					
Живина Фарма	0.0006	✓***	✓***	✓***	✓***	✓***
Белимбегово	(0.749)					
БИМ Св. Николе	-1.6677	X	X	X	X	X
	(0.018)					
Велес Табак	-0.0111	X	X	X	X	X
	(0.954)					
Галеб Охрид	0.0006	✓***	✓***	✓***	✓***	✓***
	(0.780)					
Гроза	-0.8997	X	X	X	X	X
	(0.834)					
ДЗСПП Гоце	-0.0530	X	X	X	X	X
Делчев	(0.793)					

<i>Акција</i>	<i>ОНКβ</i>	<i>ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)</i>	Но:Нормалност во резидуали
Жито Југ	-0.0759	X	X	X	X	X
Кавадарци	(0.707)					
Инекс Горица	0.2580	X	✓**	✓**	✓**	X
	(0.302)					
Македнска	0.0477	X	X	X	X	X
Банка	(0.660)					
Македонија	0.4623	✓*	✓*	✓*	✓**	X
Гостивар	(0.000)					
Металец	-0.0002	✓***	✓***	✓***	✓***	X
	(0.997)					
Рудници Демир	0.0006	✓***	✓***	✓***	✓***	✓***
Хисар	(0.749)					
Рениг	0.0054	X	X	X	X	X
	(0.974)					
Словинјугоктокта	-0.2117	X	X	X	X	X
	(0.654)					
Транскоп	0.0006	✓***	✓***	✓***	✓***	✓***
	(0.749)					
Текстил	0.0006	✓***	✓***	✓***	✓***	✓***
	(0.749)					
Трготекстил	0.1875	X	X	X	X	X
	(0.858)					
Фустеларко	0.0180	✓***	✓***	✓***	✓***	X
	(0.877)					
Југотутун	-0.0420	X	X	X	X	X
	(0.842)					

p-вредности во заградите

✓ - статистички сигнификантни на 1% ниво на значајност*

*✓** - статистички сигнификантни на 5% ниво на значајност*

*✓*** - статистички сигнификантни на 10% ниво на значајност*

Во периодот 2002-2003 опсегот на бетите се движи од минималната -1.6738 и максималната 1.9680. Очигледно е од Табела 1 дека 54 бети од вкупно 69 се статистички несигнификантни, додека 6 естимации на β -коэффициентот се сигнификантни на сите конвенционални нивоа на значајност. Само 4 и 3 бети се сигнификантни на 5% и 10% нивоа на значајност, респективно.

Табела 2 Естимации на β -коэффициентите за 2003-2004

Акција	ОНК β	ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)	Но: Нормалност во резидуали
Адинг	0.0145 (0.906)	X	X	✓*	✓*	X
Алкалоид	0.8889 (0.005)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Благој Ѓорев	0.0960 (0.798)	✓**	✓**	✓***	✓***	X
Витаминка	0.1020 (0.288)	X	X	X	X	X
Гранит	-0.0708 (0.684)	X	X	X	X	X
Европа	0.6202 (0.000)	X	X	X	X	X
Жито Лукс	0.4428 (0.018)	X	X	X	X	X
ЗК Пелагонија	-0.4742 (0.630)	X	✓***	✓***	✓***	X
Комерцијална Банка	1.9564 (0.000)	✓**	✓**	✓*	✓**	X
Млаз Богданци	-0.0465 (0.755)	✓***	✓***	✓***	✓**	X
Макпетрол	0.7563 (0.000)	✓*	X	X	X	X
Македонија Турист	-0.0537 (0.768)	X	X	X	X	X
Охридска Банка	0.3368 (0.380)	X	X	X	X	X
Раде Кончар	-0.0173 (0.954)	X	X	X	X	X
Реплек	0.2411 (0.220)	X	X	X	X	X
РЖ Економика	0.0049 (0.981)	✓**	✓*	X	X	X
Стопанска Банка Битола	1.2027 (0.005)	X	X	X	X	X
Силекс	-0.0277 (0.587)	X	X	X	X	X
Скопски Пазар	0.6335 (0.009)	X	X	X	X	X
Тетекс Тетово	-0.0406 (0.002)	X	X	X	✓***	X
Технометал Вардар	-0.1141 (0.399)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Тутунски Комбинат ПП	-0.148 (0.487)	X	X	X	X	X
Топлификација	0.3556 (0.010)	X	X	X	X	X
Комерцијална Банка приор.	0.1105 (0.496)	X	X	X	X	X
Тутунска Банка приор.	-0.0726 (0.863)	X	X	X	X	X
Бетон	-0.0380 (0.528)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Инвестбанка	-0.7457 (0.493)	X	X	X	X	X
Тетовска Банка	-0.1710 (0.236)	X	X	X	X	X

<i>Акција</i>	<i>ОНК β</i>	<i>ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)</i>	Но: Нормалност во резидуали
Алгрета	0.0467 (0.832)	X	X	X	X	X
Рудници Бањани	-0.0305 (0.756)	X	X	X	X	X
ГТЦ Скопје	-0.0494 (0.863)	X	X	X	X	X
Јака Табак Радовиш	-0.0224 (0.841)	X	X	X	X	X
Југотутун Скопје	0.0028 (0.987)	X	X	X	X	X
Караорман	-0.4389 (0.414)	X	X	X	X	X
Киро Дандаро	-0.5722 (0.287)	X	X	X	X	X
Пелагонија Комерц	-0.1028 (0.718)	X	X	X	✓***	X
Пелагонија Транс	0.0011 (0.444)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Тајминште	0.0011 (0.444)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Тутунска Банка	-0.0263 (0.936)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Фустеларко	-0.0197 (0.941)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Стопанска Банка приор.	-0.3041 (0.449)	X	X	X	X	X
Металец	-0.0022 (0.941)	X	X	X	X	X
Жито Прилеп	-0.0338 (0.827)	X	X	X	X	X
Жито Скопје	-0.1000 (0.220)	X	X	X	X	X
КЈУБИ	-0.2100 (0.567)	X	X	✓***	✓***	X
Жито Вардар	0.0371 (0.626)	X	✓*	✓***	✓***	X
Карпош	-0.0968 (0.175)	✓***	✓***	✓**	✓***	X
РЖ Траншпед	-0.422 (0.290)	X	X	X	X	X
РЖ Услуги	-0.2122 (0.559)	X	X	X	X	X
Фершпед	-0.0301 (0.823)	X	✓***	✓***	✓***	X
Стопанска Банка приор.	-0.5102 (0.193)	X	X	X	X	X
Инвестбанка приоритетни	0.0036 (0.973)	X	X	X	X	X
Тетовска Банка приор (кумул)	0.0848 (0.910)	X	X	X	X	X
29 Ноември	0.2456 (0.386)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Велес Табак	0.1468 (0.410)	X	X	X	X	X
Гроза	-0.3465 (0.562)	X	X	X	X	X
ДЗСПП Гоце Делчев	-0.0700 (0.733)	X	X	X	X	X

Акција	ОНК β	ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)	Но: Нормалност во резидуали
Жито Југ КВ	0.0018 (0.994)	X	X	X	X	X
Жито Полог	0.1312 (0.510)	X	X	✓***	✓***	X
Рудници Бањани	-0.0097 (0.490)	X	X	X	X	X
Исхрана	0.2171 (0.617)	X	X	X	✓***	X
Индекс Дрим	0.4126 (0.040)	X	X	X	X	X
С.Кука Јавор	0.1984 (0.742)	X	X	X	X	X
Рудник Д. Хисар	0.0065 (0.799)	X	X	X	X	X
Реинг	0.0130 (0.947)	X	X	X	X	X
ЗТД Сточарство	0.0971 (0.831)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Топлификација	-0.3065 (0.337)	X	X	X	X	X
Одржување	0.0011 (0.442)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Транскоп	-0.0566 (0.354)	X	X	✓***	✓***	X
Табак	-0.1218 (0.740)	X	X	X	X	X
Осигурување						
Текстил						

p-вредности во заградите

✓*** - статистички сигнификантни на 1% ниво на значајност

✓** - статистички сигнификантни на 5% ниво на значајност

✓*** - статистички сигнификантни на 10% ниво на значајност

Највисокиот естимиран β -коэффициент во 2003-2004 е сличен со истиот од претходниот период и изнесува 1.9654, додека најниската бета е доста повисока во овој период, -0.7457. Во овој период бројот на така наречените нула-бета средства е зголемен на 59 спротивно од 11 бети статистички сигнификантни на различни конвенционални нивоа на значајност.

Табела 3 Естимации на β -коэффициентите за 2004-2005

Акција	ОНК β	ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)	Но: Нормалност во резидуалите
Адинг	-0.0455 (0.586)	X	X	X	X	X
Алкалоид	0.9997 (0.000)	X	X	X	X	X
Балагој Ѓорев	-0.0534 (0.712)	X	X	X	X	X
Гранит	1.142 (0.000)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Европа	0.5523 (0.003)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Жито Лукс	0.1832 (0.449)	X	X	X	X	X
ЗК Пелагонија	-0.2036 (0.678)	X	✓***	✓***	✓***	X
Комерцијална Банка	1.3358 (0.000)	✓***	✓**	✓**	✓**	✓***
Макпетрол	0.7957 (0.000)	✓**	✓***	✓***	✓***	X
Македонија Турист	0.447 (0.000)	✓**	✓*	✓*	X	X
Охридска Банка	0.497 (0.000)	X	X	X	X	X
Раде Кончар	0.0541 (0.829)	X	X	X	X	X
Реплекс	0.1471 (0.212)	X	X	X	X	X
РЖ Економика	0.1702 (0.012)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Стопанска Банка Битола	0.6663 (0.000)	✓*	X	X	X	X
Силекс	-0.0037 (0.782)	X	X	X	X	X
Скопски Пазар	0.042 (0.765)	X	X	X	X	X
Тетекс	-0.00674 (0.051)	X	X	X	X	X
Технометал Вардар	-0.1002 (0.336)	X	X	X	X	X
Тутунски Комбинат	0.0429 (0.393)	X	X	✓**	✓**	X
Топлификација	0.4049 (0.000)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Комерцијална Банка приоритет.	0.9232 (0.000)	X	X	✓*	X	X
Бетон	0.4673 (0.003)	✓**	✓*	X	X	X
Инвестбанка	-0.119 (0.796)	X	X	X	X	X
Тетовска Банка	0.0049 (0.970)	X	X	X	X	X
Алгрета	-0.0057 (0.655)	X	X	X	X	X
Рудници Бањани	-0.0093 (0.828)	X	X	X	X	X
ГТЦ Скопје	0.0016 (0.986)	X	✓***	✓***	✓**	X

<i>Акција</i>	<i>ОНК β</i>	<i>ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>Но:Нормалност во резидуалите</i>
Југотутун Скопје	-0.0100 (0.539)	X	X	X	X	X
Караорман	0.6953 (0.370)	X	X	X	X	X
Тајминште	-0.38E-04 (0.926)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Тутунска Банка	0.1193 (0.469)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Фустеларко	1.0389 (0.059)	X	X	X	X	X
Стопанска Банка	0.3390	X	X	X	X	X
СК приоритетни	(0.182)	X	X	X	X	X
Тутунска Банка	0.0018	X	X	X	X	X
приоритетни	(0.985)	X	X	X	X	X
Металец Битола	0.0046 (0.987)	X	X	X	X	X
КЈУБИ	0.6991 (0.005)	X	X	✓**	✓**	X
КИБ Куманово	-0.0792 (0.310)	X	X	✓***	✓***	X
Комуна	-0.0538 (0.142)	X	X	X	X	X
Хотели Метропол	0.0773 (0.519)	X	X	X	X	X
РЖ Траншпед	-0.1830 (0.100)	X	X	X	X	X
РЖ Услуги	0.0494 (0.736)	✓***	✓***	✓**	✓**	X
Фершпед	-0.1588 (0.249)	X	X	X	X	X
Стопанска Банка	-1.0810	X	X	X	X	X
БТ приоритетни	(0.770)	X	X	X	X	X
Охридска Банка	-0.1440	X	X	X	X	X
приоритетни	(0.235)	X	X	X	X	X
Жито Полог	-3.8E-05 (0.926)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
ЖАС Скопје	-3.8E-05 (0.926)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Митал Стил ХРМ	-0.0282 (0.789)	X	X	X	X	X
Митал Стил ЦРМ	-0.3946 (0.000)	X	X	X	X	X
Мермерен	0.3473	X	X	X	X	X
Комбинат	(0.069)	X	X	X	X	X
Просветно Дело	-0.0111 (0.927)	✓*	✓***	✓***	✓***	X
АДГ Пелагонија	-0.3739 (0.232)	X	X	X	X	X
Транскоп Битола	-0.0008 (0.908)	X	X	X	X	X
ГД Тиквеш	0.1146 (0.420)	X	X	X	X	X
Табак	-0.0130	X	X	X	✓***	X
Осигурување	(0.928)	X	X	X	✓***	X
Аутомакедонија	0.1166 (0.242)	X	X	X	X	X

<i>Акција</i>	<i>ОНК β</i>	<i>ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>Но:Нормалност во резидуалите</i>
ЕМО Охрид	-0.0993 (0.265)	X	X	X	X	X
Жито Вардар	-4E-05 (0.926)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Интернешенал Хотели	-0.0207 (0.424)	X	X	X	X	X
Киро Чучук	0.1084 (0.305)	X	X	X	X	X
Карпош	-0.0653 (0.863)	X	X	X	X	X
ОХИС	0.0829 (0.552)	X	X	✓**	✓**	X
РЖ Институт	-0.0272 (0.928)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
РЖ Техничка контрола	0.0063 (0.804)	X	X	X	X	X
Силекс Банка	0.0188 (0.692)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Инвестбанка приоритетни	-0.1353 (0.491)	X	X	X	X	X
Тетовска Банка приор. (кумулат.)	0.0238 (0.513)	X	✓***	✓***	✓***	X
Tetovsk Banka pref. (partic.)	-0.0570 (0.104)	X	X	X	X	X
Агролозар	-4E-05 (0.926)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Алкалоид Берово	0.0232 (0.383)	X	X	X	X	X
Ангро-Промет Тиквешанка	0.291 (0.312)	X	X	X	X	X
Велес Табак	0.0459 (0.589)	X	X	X	X	X
ИГМ Вратница	0.1025 (0.481)	X	X	X	X	X
Жито Прилеп	-0.0318 (0.724)	X	X	X	X	X
Интекс	-0.1626 (0.000)	X	X	X	X	X
Јака Табак	-0.2023 (0.035)	X	X	X	X	X
Ф-ка за кабли Неготино	-0.1716 (0.299)	X	X	X	X	X
Киро Дандаро	0.0119 (0.810)	X	X	X	X	X
Кораб	-4E-05 (0.926)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
АДУТ	0.1855 (0.420)	X	X	X	X	X
Македонија МЗТ Опрема за возила	-0.0022 (0.492)	X	X	X	X	X
Огражден	0.0620 (0.718)	X	X	X	X	X
Пролукс	-0.0040 (0.624)	X	X	X	X	X
Прилепска Пиварница	0.2107 (0.378)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Сигурносни Појаси СИПО	-4E-05 (0.926)	✓***	✓***	✓***	✓***	X

Акција	ОНК β	ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)	Но: Нормалност во резидуалите
Славеј	-0.0102 (0.022)	X	X	X	X	X
Стопанска Банка Скопје	0.7957 (0.000)	X	X	X	X	X
ЗТД Сточарство	0.0197 (0.929)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Текстил	-0.3193 (0.434)	X	X	X	X	X

p-вредности во заградите ✓*** - статистички значајни на 1% ниво на значајност ✓** - статистички сигнификантни на 5% ниво на значајност ✓*** - статистички сигнификантни на 10% ниво на значајност

Во 2004-2004 највисоко естимираната бета е пониска од истата во претходните два периода и изнесува 1.3358. Од друга страна, минималната естимирана β е -1.080. Овој период донесе највисок број на статистички сигнификантни бета естимации. Високо сигнификантни, на 1% ниво на значајност, се 15 бета естимации. Понатаму, 3 естимации се сигнификантни на 5% ниво на значајност, додека на 10% ниво на значајност само 4 бета естимации се сигнификантни. Уште еднаш, бројот на акции што се високо несигнификантни е висок; дури 67 бета естимации се несигнификантни.

Табела 3 Проценки на β -коэффициентите за 2005-2006

Акција	ОНК β	ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM effect (5 претходни вред. на резидуалите)	Но: Нормалност во резидуалите
Адинг	0.0111 (0.903)	X	X	X	X	X
Алкалоид	0.9959 (0.000)	X	X	X	X	X
Балгој Ѓорев	-0.0300 (0.808)	✓*	X	X	X	X
Гранит	1.1454 (0.000)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Европа	0.3458 (0.147)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Жито Лукс	0.2966 (0.598)	X	X	X	X	X
ЗК Пелагонија	0.1341 (0.449)	X	X	X	X	X
Комерцијална Банка	1.3259 (0.000)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Макпетрол	0.8815 (0.000)	X	✓***	✓***	✓***	X
Македонија Турист	0.4283 (0.000)	✓**	✓*	X	X	X
Охридска Банка	0.5581 (0.000)	X	X	X	X	X
Раде Кончар	0.1457 (0.557)	X	X	X	X	X
Реплек	0.1641 (0.176)	X	X	X	X	X
РЖ Економика	0.1279 (0.328)	X	X	X	X	X
Стопанска Банка Битола	0.7128 (0.000)	✓**	✓**	✓*	✓*	X
Силекс	-4E-05 (0.962)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Скопски Пазар	0.0616 (0.574)	X	X	X	X	X
Тетекс	-0.1052 (0.247)	X	✓***	✓***	✓***	X
Технометал Вардар	0.2136 (0.259)	X	X	X	✓**	X
Тутунски Комбинат	-0.1723 (0.460)	✓**	✓***	✓***	✓***	X
Топлификација	0.4322 (0.000)	X	X	X	X	X
Комерцијална Банка приоритетни	0.9994 (0.000)	X	X	✓**	✓*	X
Бетон	0.5878 (0.001)	✓*	X	X	X	X
Инвестбанка	0.1079 (0.459)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Алгрета	-0.0729 (0.248)	X	X	X	X	X
Рудници Бањани	-0.0202 (0.491)	X	X	X	X	X
ГТЦ Скопје	-0.1296 (0.242)	X	X	X	X	X
Караорман	0.6056 (0.436)	X	X	X	X	X

<i>Акција</i>	<i>ОНК β</i>	<i>ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)</i>	<i>Но: Нормалност во резидуалите</i>
Тајминште	4E-05 (0.962)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Тутунска Банка	0.1133 (0.352)	X	X	X	X	X
Фустеларко	0.8145 (0.206)	X	X	X	X	X
Стопанска Банка приоритетни	0.4819 (0.027)	X	✓***	✓***	✓**	X
Тутунска Банка приоритетни	-0.017 (0.870)	X	X	X	X	X
Металец	0.0017 (0.995)	X	X	X	X	X
КЈУБИ	0.582 (0.011)	X	X	X	X	X
КИБ Куманово	-0.2041 (0.253)	X	X	X	X	X
Комуна	0.0700 (0.591)	X	X	X	X	X
Хотели Метропол	0.1294 (0.669)	X	X	X	X	X
РЖ Траншпед	-0.039 (0.672)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
РЖ Услуги	0.1533 (0.402)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Фершпед	-0.0374 (0.793)	✓***	X	X	X	X
Стопанска Банка БТ приоритетни	0.2071 (0.081)	X	X	X	X	X
Охридска Банка приоритетни	-0.1387 (0.185)	X	X	X	X	X
Жигто Полог	-0.0051 (0.970)	X	X	✓***	✓**	X
ЖАС Скопје	-0.0006 (0.711)	X	X	X	X	X
Mittal Steel HRM	0.5455 (0.141)	✓*	X	X	✓**	X
Mittal Steel CRM	-0.2002 (0.698)	X	X	X	X	X
Мермерен Комбинат	0.3056 (0.001)	X	X	X	X	X
Просветно Дело	-0.0037 (0.978)	X	✓***	✓***	✓***	X
АДГ Пелагонија	-0.4814 (0.242)	X	X	X	X	X
Транскоп Битола	-0.1119 (0.314)	X	X	✓**	✓*	X
ГД Тиквеш	0.1425 (0.318)	X	X	X	X	X
Табак Осигурување	-0.0168 (0.900)	X	X	X	✓***	X
ЕМО Охрид	-0.0078 (0.972)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Жигто Вардар	-0.0525 (0.158)	X	X	X	X	X
Карпош	-0.0340 (0.936)	X	X	X	X	X
Логарија	-0.1970 (0.667)	X	✓***	✓***	✓**	X

Акција	ОНК β	ARCH-LM ефект (2 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (3 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (4 претходни вред. на резидуалите)	ARCH-LM ефект (5 претходни вред. на резидуалите)	Но: Нормалност во резидуали
ОХИС	0.2901 (0.373)	✓***	✓***	✓***	✓**	X
РЖ Институт	0.1062 (0.751)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
РЖ Макспиа	0.1200 (0.654)	X	X	X	X	X
Инвестбанка преференцијални	-0.0481 (0.814)	X	X	X	X	X
Алкалоид Берово	0.0189 (0.461)	X	X	X	X	X
ИГМ Вратница	0.4592 (0.180)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Ф-ка за кабли Неготино	-0.0319 (0.862)	X	X	X	X	X
Лозар-Пелистерка	0.0509 (0.651)	X	X	X	X	X
АДУТ Македонија	0.2083 (0.503)	X	X	X	X	X
ОКТА	0.0241 (0.853)	X	X	X	X	X
Прилепска Пиварница	0.0887 (0.580)	X	X	X	X	X
РЖ Техничка Контрола	0.2274 (0.341)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
РЖ КПОР	-0.0661 (0.194)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Сигурносни Појаси СИПО	-4E-05 (0.962)	✓***	✓***	✓***	✓***	X
Славеј	-0.0075 (0.210)	X	X	X	X	X
Струмица Табак	0.0100 (0.360)	X	X	X	X	X
Скопска Пивара	0.1542 (0.268)	X	X	X	X	X
Стоби Велес	0.032 (0.646)	X	X	X	X	X
Стопанска Банка Скопје	0.9322 (0.001)	X	X	X	X	X
Сигурносно стакло	-0.1670 (0.294)	X	X	X	X	X
Туртел	-0.0650 (0.401)	X	X	X	X	X
УСЈЕ	0.0497 (0.778)	X	X	X	X	X
УНИ Банка	0.1993 (0.706)	X	X	X	X	X

p-вредности во заградите ✓* - статистички значајно на 1% ниво на значајност ✓** - статистички сигнификантно на 5% ниво на значајност ✓*** - статистички сигнификантно на 10% ниво на значајност

Последниот период за естимација на β -коэффициентите резултира со -0.4814 минимална вредност на бета, досека максималниот β -коэффициент е во согласност со максималната бета естимација од претходниот период, 1.3259. во овој период 12 бета естимации се статистички сигнификантни на 1% ниво на значајност, само 2 бети се сигнификантни на 5% ниво на значајност и на 10% ниво на значајност само 1 бета е различна од нула. Повторно во 2004-2005 има 65 статистички несигнификантни естимации на β -коэффициентот.

APPENDIX 4

Прозорец 3 Проценување на GARCH модел

1. Соодветните равенки за средната вредност и варијансата треба да се специфицира – GARCH(1,1)

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_t^2) \dots\dots (4.1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 \dots\dots (4.2)$$

2. Лог-веројатност функцијата (*Log-Likelihood Function, LLF*) треба да се специфицира за да максимизира под претпоставка за нормалност на случајните грешки

$$L = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log(\sigma_t^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu - \phi y_{t-1})^2 / \sigma_t^2 \dots\dots (4.3)$$

3. Функцијата ќе се максимизира со помош на економетриски софтвер. Параметрите што ја максимизираат LLF ќе бидат генерирани и LLF ќе ги даде нивните стандардни грешки.

Максимизирањето на LLF вклучува заедничко минимизирање на $\sum_{t=1}^T \log(\sigma_t^2)$ и $\sum_{t=1}^T (y_t - \mu - \phi y_{t-1})^2 / \sigma_t^2$ исто така и минимизирање на грешката на варијансата.

Забелешка: EViews5 автоматски ги калкулира параметрите, после извршувањето на LLF, иницијалните почетни вредности за условната варијанса (вообичаените се нула, но може да се употребат и оние добиени од OLS) и критериумот за конвергирање (види EViews5 Прирачник).

Оригинален извор: Brooks, 2002

ПРИЛОГ 5

Табела 5 Временски-серии на коефициенти од неограничениот FMB модел за 2004

Недела	$\hat{\gamma}_0$	С.Г.	$\hat{\gamma}_1$	С.Г.	$\hat{\gamma}_2$	С.Г.	$\hat{\gamma}_3$	С.Г.
Јануари 1	-0.2836	0.4685	-1.2654	0.5771	-1.6644	0.4875	0.0689	0.0471
Јануари 2	0.5664	0.3968	0.4204	0.4888	0.9299	0.4129	-0.0553	0.0399
Јануари 3	0.3097	0.4684	1.1761	0.5769	0.9186	0.4873	-0.0362	0.047
Јануари 4	0.8637	1.3143	-0.1758	1.6189	-0.3355	1.3675	0.0176	0.132
Февруари 1	1.135	0.4734	1.5933	0.5831	1.6497	0.4926	-0.0955	0.0475
Февруари 2	-1.6371	1.0157	-1.6155	1.2512	-1.3774	1.0569	0.0924	0.102
Февруари 3	0.919	1.0619	0.0756	1.3081	1.0948	1.1049	-0.1037	0.1067
Февруари 4	0.6841	0.7063	-0.7817	0.87	-1.001	0.7349	-0.005	0.0709
Март 1	0.3142	1.2409	0.95	1.5285	0.4411	1.2912	-0.0916	0.1246
Март 2	-5.1076	3.2788	-1.8137	4.0388	-4.5703	3.4116	1.0112	0.3293
Март 3	0.5536	0.6255	0.9323	0.7705	0.4832	0.6508	-0.0217	0.0628
Март 4	0.3574	0.5356	0.5931	0.6598	0.7799	0.5573	-0.0517	0.0538
Април 1	0.4531	0.8925	-0.505	1.0994	-1.2279	0.9287	0.0157	0.0896
Април 2	-1.8174	1.0337	-0.4481	1.2733	-0.4217	1.0755	0.0692	0.1038
Април 3	-0.4272	0.5856	-1.151	0.7213	-0.6262	0.6093	0.0062	0.0588
Април 4	3.9074	3.0226	2.2981	3.7232	5.1879	3.1451	-0.958	0.3036
Април 5	-0.7603	0.7555	-0.0403	0.9307	1.3032	0.7862	-0.0029	0.0759
Мај 1	0.8054	2.7817	-2.5791	3.4265	0.0371	2.8944	0.0825	0.2794
Мај 2	-0.7771	1.1509	-1.049	1.4177	-2.0483	1.1975	0.2539	0.1156
Мај 3	-1.1245	0.8037	-0.1331	0.99	0.6046	0.8363	-0.0051	0.0807
Мај 4	-1.6744	1.1382	1.2807	1.402	0.7535	1.1843	0.104	0.1143
Јуни 1	-1.2164	1.4418	1.4799	1.776	-1.5668	1.5002	0.2161	0.1448
Јуни 2	-1.6272	1.2575	0.0155	1.549	-0.6037	1.3084	0.1851	0.1263
Јуни 3	-2.6985	3.7129	1.1523	4.5735	-4.0885	3.8633	0.6559	0.3729
Јуни 4	-0.3456	0.39	-0.2482	0.4795	0.252	0.4053	0.0068	0.0391
Јули 1	0.5979	1.1567	-1.2189	1.4249	-0.0192	1.2036	-0.1803	0.1162
Јули 2	1.4047	3.5143	-0.6752	3.6567	4.3567	3.6567	-0.6008	0.353
Јули 3	0.0831	0.4349	0.3246	0.5357	0.6817	0.4525	-0.038	0.0437
Јули 4	-1.1413	0.8693	-0.8426	1.0707	-1.1732	0.9045	0.2526	0.0873
Јули 5	1.6307	0.8248	0.5406	1.016	1.1527	0.8583	-0.2664	0.0828
Август 1	0.6988	0.5128	0.4170	0.6316	0.2518	0.5336	-0.0438	0.0515
Август 2	-0.3428	2.0398	2.5238	2.5126	0.9515	2.1224	-0.1255	0.2049
Август 3	-0.4641	0.4673	0.1453	0.5757	0.0180	0.4863	0.0268	0.0469
Август 4	-0.5902	0.4039	-0.2389	0.4975	0.1012	0.42022	0.0082	0.0406
Септември 1	0.2369	0.3100	0.5411	0.3818	0.5429	0.3225	-0.0192	0.0311
Септември 2	-0.1253	0.3322	0.5583	0.4092	0.5096	0.3456	0.0016	0.0334
Септември 3	-0.1571	0.1469	0.0625	0.1809	0.0072	0.0148	0.0072	0.0148
Септември 4	0.0448	0.4268	0.5602	0.5257	1.0676	0.4441	-0.0207	0.0429
Септември 5	-0.1694	0.5383	-0.3245	0.6631	-0.7352	0.5601	0.0812	0.0541
Октомври 1	-1.0074	0.6923	0.3554	0.8528	0.4288	0.7204	0.0375	0.0695
Октомври 2	-0.0482	0.3441	0.9053	0.4239	0.0798	0.3581	0.042	0.0346
Октомври 3	-0.966	1.0597	-0.7313	1.3053	-0.3769	1.1026	0.0489	0.1064
Октомври 4	0.7467	0.5218	-0.7668	0.6428	-0.7476	0.5429	-0.0039	0.0524
Ноември 1	0.3285	0.3317	0.35	0.4085	-0.2435	0.3451	0.0037	0.0333
Ноември 2	0.1188	0.2892	0.4783	0.3562	0.447	0.3009	-0.0159	0.029
Ноември 3	-0.4152	0.4231	0.4379	0.5211	0.1737	0.4402	0.0201	0.0425
Ноември 4	-2.2072	1.6946	0.6447	2.0874	0.3349	1.7633	0.1281	0.1702
Декември 1	1.1166	1.0538	0.5575	1.2981	-0.1047	1.0965	-0.0089	0.1058
Декември 2	0.1164	0.4508	-0.2557	0.5553	-0.3643	0.4691	-0.0477	0.0453
Декември 3	-1.5508	2.1052	1.7696	2.5932	0.4457	2.1905	0.012	0.2114
Декември 4	-0.0145	1.3545	0.4318	1.6685	-0.1365	1.4094	1.8E-6	0.1360
Декември 5	1.5336	1.4811	0.4813	1.8244	0.3741	1.5411	-0.0403	0.1488
Просек	-0.1763		0.1383		0.0563		0.0119	

Табела 6 Временски серии на коефициенти од неограничениот FMB модел за 2005

Недела	$\hat{\gamma}_0$	Станд. грешка	$\hat{\gamma}_1$	Станд. грешка	$\hat{\gamma}_2$	Станд. грешка	$\hat{\gamma}_3$	Станд. грешка
Јануари 2*	-0.3861	2.1220	-4.1767	4.4863	0.9151	4.8707	0.2463	0.3698
Јануари 3	0.7771	0.9058	0.1981	1.9149	2.0175	2.0789	-0.0542	0.1578
Јануари 4	0.0562	0.7510	0.1889	1.5875	1.3188	1.7235	-0.1362	0.1309
Февруари 1	0.3066	0.5808	-0.5857	1.2278	0.0707	1.3330	0.0402	0.1012
Февруари 2	0.5264	0.3522	-0.243	0.7446	1.4268	0.8084	-0.1100	0.0614
Февруари 3	0.8701	0.5814	0.1077	1.2291	1.1991	1.3344	-0.1048	0.1013
Февруари 4	2.0283	2.3727	7.0722	5.0157	-1.6380	5.4454	0.2829	0.4134
Март 1	1.3642	1.2851	4.6135	2.7167	2.8418	2.9494	0.0137	0.2239
Март 2	-1.3096	3.6527	-2.871	7.7218	0.4896	8.3833	-0.1341	0.6365
Март 3	1.6460	1.3287	5.7392	2.8088	1.9001	3.0494	0.0331	0.2315
Март 4	5.8222	2.6895	0.2791	5.6856	2.3786	6.1727	-0.5143	0.4687
Март 5	4.5696	3.4060	4.1047	7.2003	1.0091	7.8171	0.0281	0.5935
Април 1	1.5493	1.2232	0.0433	2.5858	-1.8954	2.8073	0.0208	0.2132
Април 2	-1.6035	1.3665	-6.1417	2.8887	4.4594	3.1362	0.0780	0.2381
Април 3	-0.3149	0.8224	-8.3813	1.7384	6.5351	1.8874	-0.1179	0.1433
Април 4	-0.5432	2.8882	0.0218	6.1055	2.2684	6.6285	-0.2793	0.5033
Мај 1	-0.1748	0.5826	2.6158	1.2315	-1.6863	1.3370	0.0194	0.1015
Мај 2	-1.0310	3.6307	1.4412	7.6753	-7.6566	8.3328	0.6043	0.6327
Мај 3	-0.3143	0.9376	1.5678	1.9820	-2.2081	2.1518	0.0477	0.1634
Мај 4	0.4285	2.0282	-3.3330	4.2876	2.2876	4.6549	0.0554	0.3534
Јуни 1	-1.3747	1.0148	-0.7533	2.1453	-0.7549	2.3291	0.3981	0.1768
Јуни 2	0.7850	5.6277	8.1948	11.8969	-0.6615	12.9161	-0.5708	0.9807
Јуни 3	-2.1531	2.0908	3.3177	4.4199	-2.1688	4.7986	0.2776	0.3643
Јуни 4	2.3103	2.364	-3.4937	4.9975	0.4515	5.4257	-0.1874	0.4119
Јуни 5	-0.0296	1.2887	-2.7078	2.7243	1.4818	2.9576	0.0898	0.2246
Јули 1	0.0445	0.4772	0.1900	1.0088	-0.1558	1.0952	0.0366	0.0832
Јули 2	0.3445	0.3297	0.4846	0.6970	0.2865	0.7567	-0.0300	0.0575
Јули 3	-0.209	1.1544	2.6032	2.4405	-0.4407	2.6495	0.0176	0.2012
Јули 4	-0.0755	1.0490	0.1351	2.2175	1.0869	2.4075	0.1222	0.1828
Август 1	0.4370	0.3207	-1.6694	0.6779	-0.2842	0.7360	-0.1067	0.0559
Август 2	0.9401	1.0853	-1.6835	2.2943	1.9325	2.4908	-0.1447	0.1891
Август 3	0.0941	0.6397	1.2000	1.3523	-0.1885	1.4682	0.0576	0.1115
Август 4	0.6425	1.296	-2.066	2.7398	6.2317	2.9745	-0.1049	0.2258
Септември 1	0.5478	1.1223	3.7183	2.3725	0.2271	2.5758	0.1596	0.1956
Септември 2	0.2535	1.4331	-0.6251	3.0296	-0.2866	3.2891	-0.0813	0.2497
Септември 3	1.4093	1.3770	-2.1812	2.9109	4.0395	3.1603	-0.0262	0.2400
Септември 4	-0.4509	6.0643	-10.0291	12.8197	7.2962	13.918	0.3385	1.0567
Септември 5	-1.0761	1.8943	4.9646	4.0045	2.9343	4.3476	0.1819	0.3301
Октомври 1	0.1962	1.0883	3.3720	2.3007	-6.6837	2.4978	0.1215	0.1896
Октомври 2	8.1202	4.7250	-13.3601	9.9886	13.1372	10.8443	-0.9728	0.8236
Октомври 3	0.4537	0.8251	0.6408	1.7441	-1.0304	1.8936	0.1370	0.1438
Октомври 4	0.2252	0.7485	-1.2036	1.5822	0.8951	1.7178	-0.0246	0.1304
Ноември 1	-0.0549	1.6362	-1.1922	3.4589	0.5593	3.7552	0.0025	0.2851
Ноември 2	-0.4745	0.4085	-0.1112	0.8635	0.0463	0.9374	0.0973	0.0712
Ноември 3	-1.3829	2.1241	2.4906	4.4902	-3.3916	4.8749	0.4232	0.3701
Ноември 4	1.0009	1.8049	-11.2146	3.8155	8.0400	4.1424	-0.0505	0.3145
Декември 1	-0.1112	0.8574	-2.3963	1.8125	-1.2047	1.9678	-0.0543	0.1494
Декември 2	0.7957	0.7214	-1.8804	1.5250	1.2337	1.6556	-0.0708	0.1257
Декември 3	-0.1558	4.2632	3.4304	9.0124	-2.1181	9.7845	-0.2724	0.7429
Декември 4	0.4020	0.8983	-2.4024	1.8990	5.1197	2.0617	-0.1690	0.1565
Декември 5	2.8748	3.2699	5.3766	6.9126	-1.9461	7.5047	-0.0375	0.5698
Просек	0.56071		-0.3253		0.9748		-0.0083	

Забелешка: 1-ва-та недела во Јануари е исклучена (воведувањето на MBI-10 и да се избегне нереален приказ на приносот во таа недела)

Табела 7 Временски серии на коефициенти од неограничениот FMB модел за 2006

Недела	$\hat{\gamma}_0$	С.Г.	$\hat{\gamma}_1$	С.Г.	$\hat{\gamma}_2$	С.Г.	$\hat{\gamma}_3$	С.Г.
Јануари 1	-0.7834	1.2378	0.0132	3.2158	3.9912	3.3440	-0.0553	0.1384
Јануари 2	1.1856	1.2602	3.7829	3.2740	-1.1173	3.4045	0.0206	0.1409
Јануари 3	-5.8850	2.1626	6.7214	5.6184	-2.7355	5.8424	0.9091	0.2417
Јануари 4	2.5439	1.5798	-4.3058	4.1043	0.8375	4.2679	-0.4992	0.1766
Февруари 1	-1.0397	0.9033	3.3573	2.3469	-1.7740	2.4404	0.0461	0.101
Февруари 2	0.2358	0.3264	0.5868	0.8480	-0.5969	0.8818	0.0130	0.0365
Февруари 3	0.0057	0.7134	0.7577	1.8533	-0.3494	1.9272	-0.0384	0.0797
Февруари 4	-0.5442	0.8810	0.2652	2.2890	0.5574	2.3802	0.0925	0.0985
Март 1	-0.0576	0.7611	-0.0181	1.9773	-0.4427	2.0561	0.0067	0.0851
Март 2	0.5139	2.2343	-6.2271	5.8048	5.1486	6.0362	-0.0636	0.2497
Март 3	0.6247	2.1688	2.9014	5.6345	2.6794	5.8592	-0.2871	0.2424
Март 4	-3.5258	1.3696	9.5596	3.5583	-7.7155	3.7001	0.7089	0.1531
Март 5	2.2370	1.2816	-2.0344	3.3296	-0.8560	3.4624	-0.1885	0.1433
Април 1	0.2270	2.2983	-2.7704	5.9711	0.2194	6.2091	0.1427	0.2569
Април 2	0.3476	1.1489	0.8511	2.9847	1.3613	3.1037	-0.1604	0.1284
Април 3	-0.6257	0.9071	-0.3056	2.3567	0.7239	2.4506	-0.0471	0.1014
Април 4	0.1361	0.6387	-0.1642	1.6595	1.7098	1.7256	-0.1533	0.0714
Мај 1	-0.7801	0.5430	0.0639	1.4108	0.0524	1.4670	0.0381	0.0607
Мај 2	-2.1907	4.3411	7.0882	11.7279	6.0573	11.7279	0.5490	0.4852
Мај 3	-0.8228	0.8262	-0.2780	2.1463	5.7514	2.2319	0.1251	0.0923
Мај 4	-0.2532	0.5581	-1.9048	1.4500	-1.3789	1.5078	0.0184	0.0624
Јуни 1	0.3425	0.4196	-0.2804	1.0901	0.4116	1.1335	-0.0195	0.0469
Јуни 2	-1.5859	2.3536	15.8313	6.1146	-9.7721	6.3583	0.0866	0.2631
Јуни 3	-1.1491	3.1531	-5.9393	8.1917	9.7612	8.5182	-0.3144	0.3524
Јуни 4	0.2129	0.3893	0.3542	1.0114	-0.4277	1.0517	0.0510	0.0435
Јуни 5	0.6139	0.5768	1.0771	1.4986	-0.9005	1.5583	-0.0321	0.0645
Јули 1	-1.2212	1.4826	-1.2099	3.8517	-1.2106	4.0053	0.3287	0.1657
Јули 2	2.2739	2.1816	-5.1444	5.6677	-3.5211	5.8937	-0.2638	0.2484
Јули 3	3.7180	1.0409	-2.5544	2.7043	2.4392	2.8121	-0.4010	0.1163
Јули 4	0.1453	0.8231	2.5148	2.1385	-0.5745	2.2238	0.2106	0.0920
Август 1	0.9628	1.0651	4.8992	2.7671	1.9167	2.8774	0.1002	0.1190
Август 2	6.1845	3.4196	-15.8130	8.8842	10.5229	9.2384	-0.2644	0.3822
Август 3	0.5401	0.7781	-3.8905	2.0216	2.2529	2.1022	0.0461	0.0870
Август 4	1.1342	2.4212	6.6511	6.2904	-6.6141	6.5411	0.3189	0.2706
Септември 1	-1.6467	1.8673	9.8917	4.8511	-0.3673	5.0445	0.2134	0.2087
Септември 2	0.3994	1.5223	-6.7953	3.9549	-3.5215	4.1126	-0.2361	0.1702
Септември 3	2.5057	2.5908	-4.1998	6.7309	6.1252	6.9992	-0.0862	0.2896
Септември 4	1.5510	2.2589	-1.0034	5.8686	0.0714	6.1026	0.0503	0.2525
Септември 5	-0.2456	1.2941	0.3049	3.3621	1.3633	3.4961	0.1182	0.1446
Октомври 1	1.9106	1.4137	-1.7530	3.6727	-0.1883	3.8191	0.0658	0.1580
Октомври 2	1.7283	1.8339	7.0223	4.7646	-5.5092	4.9545	0.0462	0.2050
Октомври 3	6.3869	2.4027	1.2070	6.2421	-2.9926	6.4910	-0.1602	0.2686
Октомври 4	1.7163	2.5496	8.5267	6.6238	-6.7588	6.8879	0.2150	0.2850
Ноември 1	4.0742	1.8986	-0.4007	4.9325	-4.0539	5.1291	-0.1016	0.2122
Ноември 2	-1.7826	1.6653	-3.6085	4.3264	-3.4546	4.4989	0.0209	0.1861
Ноември 3	0.2243	1.0500	5.3196	2.7278	5.3543	2.8366	0.0131	0.1174
Ноември 4	1.4558	1.1223	-4.7384	2.9157	-1.2916	3.0320	-0.0170	0.1254
Декември 1	-4.4259	1.7802	0.7715	4.6249	-2.2031	4.8093	0.1081	0.1990
Декември 2	-0.3856	1.5543	-0.1036	4.0382	0.8080	4.1991	0.0124	0.1737
Декември 3	0.9684	1.1516	-0.2202	2.9919	0.5070	3.1112	-0.2012	0.1287
Декември 4	-2.9144	1.0726	2.3333	2.7867	-0.7099	2.8978	0.1682	0.1199
Декември 5	-6.8742	6.2512	2.3964	16.2407	2.3523	16.8881	0.1240	0.6987
Просек	0.1609		0.5651		0.0373		0.0265	

Табела 8 Временски сериј на коефициенти од неограничениот FMB модел за 2007

Недела	$\hat{\gamma}_0$	Станд. грешка	$\hat{\gamma}_1$	Станд. грешка	$\hat{\gamma}_2$	Станд. грешка	$\hat{\gamma}_3$	Станд. грешка
Јануари1	0.7931	1.1432	10.5236	3.7863	-6.2905	3.7427	-0.1840	0.0939
Јануари2	1.7871	4.4040	-4.5459	14.5866	3.0469	14.4186	0.1216	0.3619
Јануари3	0.0246	3.5468	-11.4887	11.7474	10.0148	11.6121	0.1489	0.2914
Јануари4	-4.2034	3.0151	-11.3308	9.9862	11.8131	9.8711	0.6596	0.2477
Февруари1	1.0524	1.3310	2.4323	4.4084	-2.5761	4.3577	0.1003	0.1094
Февруари2	1.6839	1.6426	-3.1681	5.4403	2.2544	5.3776	0.0536	0.1350
Февруари3	8.3851	6.4435	4.4974	21.3415	-15.0007	21.0957	0.0738	0.5294
Февруари4	3.7182	7.2225	-3.7750	23.9215	4.5306	23.6459	0.0889	0.5934
Март1	2.2278	4.9720	8.6708	16.4678	-4.9426	16.2781	0.2686	0.4085
Март2	5.7461	5.7772	-25.802	19.1345	24.4134	18.9141	0.9270	0.4747
Март3	6.5331	4.9652	-5.8550	16.445	0.2217	16.2556	-0.4020	0.4080
Март4	4.0728	3.2783	-29.3833	10.8582	19.6775	10.7331	0.6746	0.2694
Март5	8.0154	2.7150	7.3846	8.9922	-11.9291	8.8886	-0.1084	0.2231
Април1	0.7885	1.9125	19.1696	6.3344	-14.8538	6.2615	-0.2739	0.1571
Април2	0.6996	3.2454	-3.2064	10.7491	5.3186	10.6253	0.1643	0.2667
Април3	12.2105	5.4617	30.3941	18.0896	-27.9868	17.8812	-0.0609	0.4488
Април4	1.4899	3.8859	-12.0177	12.8703	12.6905	12.7221	1.0187	0.3193
Мај1	8.0299	3.9574	5.9046	13.1073	0.5166	12.9563	-0.3604	0.3252
Мај2	-3.0755	3.6892	-7.3965	12.2190	3.9413	12.0782	0.4202	0.3031
Мај3	2.8486	8.1248	5.5296	26.9100	-6.7126	26.6001	0.4492	0.6676
Мај4	-2.8579	5.0333	-5.9093	16.6706	5.8220	16.4786	0.1709	0.4136
Мај5	0.1831	2.4541	-7.6024	8.1282	6.7388	8.0345	-0.2244	0.2016
Јуни1	-2.7993	1.5220	9.8107	5.0409	-5.7830	4.9829	-0.1375	0.1251
Јуни2	1.3607	2.4094	-5.8321	7.9803	5.2543	7.8884	0.0623	0.1980
Јуни3	-2.0563	1.1972	5.6883	3.9653	-6.2374	3.9196	-0.0249	0.0984
Јуни4	-2.7087	2.7730	-7.0162	7.5427	7.9017	7.4558	0.1057	0.1871
Јули1	-0.5236	1.6209	14.2656	5.3687	-4.0045	5.3068	-0.1992	0.1332
Јули2	0.4853	1.4975	1.8703	4.9599	-3.6902	4.9028	-0.0806	0.1230
Јули3	0.3405	0.6564	2.3514	2.1740	0.6129	2.1489	-0.0156	0.0539
Јули4	-0.7069	2.8310	2.2499	9.3764	-0.1868	9.2684	0.1748	0.2326
Август1	4.8704	1.7883	-3.0356	5.9229	2.2804	5.8547	-0.0499	0.1469
Август2	2.2929	1.6440	-4.7830	5.4451	3.0659	5.3824	0.2762	0.1351
Август3	4.5075	1.8862	-3.8240	6.2473	0.0194	6.1754	-0.0438	0.1550
Август4	1.6075	1.3192	-13.4967	4.3692	10.7212	4.3188	0.0471	0.1084
Август5	7.1806	3.0795	-0.8961	10.1995	-2.5717	10.082	-0.3471	0.2530
Септември1	16.8329	6.3875	-21.8006	21.1561	13.5722	20.9124	-2.0018	0.5248
Септември2	0.663	1.2866	0.0353	4.2614	-0.9684	4.2123	-0.0887	0.1057
Септември3	2.2504	2.8737	6.7281	9.5179	-6.7849	9.4083	-0.1470	0.2361
Септември4	-0.6872	0.8350	-1.3851	2.7657	1.4448	2.7338	-0.0798	0.0686
Просек	2.3862		-1.4370		0.9065		0.0302	

**Табела 9 Временски серии на добиените коефициенти од Pettengill et al.
моделот за 2004**

НАГОРЕН ПАЗАР (UP MARKET)					НАДОЛЕН ПАЗАР (DOWN MARKET)				
<i>Недела</i>	$\hat{\gamma}_0$	<i>Станд. грешка</i>	$\hat{\gamma}_1$	<i>Станд. грешка</i>	<i>Недела</i>	$\hat{\gamma}_0$	<i>Станд. грешка</i>	$\hat{\gamma}_1$	<i>Станд. грешка</i>
<i>Јануари 2</i>	0.3658	0.2656	0.6738	0.4873	<i>Јануари1</i>	-0.1796	0.3282	-1.7190	0.6020
<i>Јануари3</i>	0.2681	0.3097	1.4264	0.5682	<i>Февруари2</i>	-1.2512	0.6627	-1.9908	1.2157
<i>Јануари4</i>	0.9159	0.8458	-0.2672	1.5518	<i>Февруари4</i>	0.3525	0.4634	-1.0545	0.8501
<i>Февруари1</i>	0.801	0.331	2.0427	0.6073	<i>Март1</i>	-0.3355	0.8017	1.0700	1.4707
<i>Февруари3</i>	0.3552	0.6902	0.3738	1.2661	<i>Април1</i>	0.2316	0.5833	-0.8397	1.0700
<i>Март2</i>	2.1525	2.2618	-3.0573	4.1495	<i>Април2</i>	-1.3519	0.6673	-0.5629	1.2242
<i>Март3</i>	0.5093	0.4041	1.0640	0.7414	<i>Април3</i>	-0.5558	0.3804	-1.3217	0.6979
<i>Март4</i>	0.1653	0.3502	0.8056	0.6424	<i>Мај2</i>	0.7857	0.7714	-1.6067	1.4152
<i>Април4</i>	-2.7221	2.0928	3.7102	3.8394	<i>Мај3</i>	-0.9929	0.5196	0.0317	0.9532
<i>Април5</i>	-0.4081	0.4993	0.315	0.9159	<i>Јуни1</i>	0.165	0.9448	1.0533	1.7332
<i>Мај1</i>	1.5161	1.7911	-2.5688	3.2859	<i>Јуни4</i>	-0.2148	0.2519	-0.1795	0.4622
<i>Мај4</i>	-0.5743	0.7454	1.4863	1.3676	<i>Јули1</i>	-0.9377	0.7624	-1.2245	1.3988
<i>Јуни2</i>	-0.2310	0.8230	-0.1487	1.5099	<i>Јули4</i>	0.6634	0.5952	-1.1619	1.0919
<i>Јуни3</i>	1.6860	2.4475	0.0393	4.4902	<i>Август3</i>	-0.2319	0.3017	0.1503	0.5535
<i>Јули2</i>	-2.4347	2.3154	0.5111	4.2478	<i>Август4</i>	-0.4914	0.2602	-0.2113	0.4773
<i>Јули3</i>	-0.0426	0.2848	0.5103	0.5225	<i>Септември5</i>	0.3074	0.3537	-0.5247	0.6489
<i>Јули5</i>	-0.2970	0.5727	0.8542	1.0506	<i>Октомври3</i>	-0.6598	0.6829	-0.8339	1.2529
<i>Август1</i>	0.3999	0.3318	0.4855	0.6086	<i>Октомври4</i>	0.4974	0.3425	-0.9706	0.6283
<i>Август2</i>	-1.1330	1.3164	2.7829	2.415	<i>Ноември3</i>	-0.1945	0.2737	0.4852	0.5021
<i>Септември1</i>	0.2307	0.2039	0.6890	0.3741	<i>Ноември4</i>	-1.0234	1.0983	0.7363	2.0150
<i>Септември2</i>	0.0354	0.2185	0.6972	0.4009	<i>Декември2</i>	-0.3939	0.2973	-0.3551	0.5455
<i>Септември3</i>	-0.0854	0.0949	0.0727	0.1741	Просек	-0.2767		-0.5252	
<i>Септември4</i>	0.1777	0.288	0.8511	0.5284					
<i>Октомври1</i>	-0.5652	0.4497	0.4724	0.8249					
<i>Октомври2</i>	0.3312	0.2254	0.9271	0.4135					
<i>Ноември1</i>	0.2897	0.2143	0.2836	0.3931					
<i>Ноември2</i>	0.1127	0.1893	0.6002	0.3473					
<i>Декември1</i>	1.0106	0.6781	0.5290	1.2439					
<i>Декември3</i>	-1.3201	1.3550	1.8911	2.4859					
<i>Декември4</i>	-0.0539	0.8714	0.3957	1.5987					
<i>Декември5</i>	1.2994	0.9535	0.5832	1.7492					
Просек	0.0889		0.6139						

**Табела 10 Временски серии на добиените коефициенти од Pettengill et al.
моделот за 2005**

НАГОРЕН ПАЗАР (UP MARKET)					НАДОЛЕН ПАЗАР (DOWN MARKET)				
<i>Недела</i>	$\hat{\gamma}_0$	<i>Станд. грешка</i>	$\hat{\gamma}_1$	<i>Станд. грешка</i>	<i>Недела</i>	$\hat{\gamma}_0$	<i>Станд. грешка</i>	$\hat{\gamma}_1$	<i>Станд. грешка</i>
<i>Јануари2</i>	1.1904	1.2066	-4.0758	2.9717	<i>Мај2</i>	-2.03	2.056	-2.3489	5.0635
<i>Јануари3</i>	0.7402	0.5143	1.4721	1.2667	<i>Април 2</i>	-0.5213	0.8029	-3.674	1.9773
<i>Јануари4</i>	-0.5601	0.4259	1.199	1.049	<i>Април3</i>	-0.0943	0.5224	-4.3562	1.2866
<i>Февруари1</i>	0.5529	0.3278	-0.6152	0.8072	<i>Април4</i>	-1.8686	1.6287	1.8387	4.0113
<i>Февруари2</i>	0.0789	0.2036	0.7842	0.5014	<i>Мај1</i>	-0.2964	0.3344	1.5966	0.8236
<i>Февруари3</i>	0.4215	0.3298	0.9927	0.8124	<i>Мај2</i>	1.4521	2.0583	-4.0954	5.0693
<i>Февруари4</i>	3.4627	1.3404	5.6173	3.3012	<i>Мај3</i>	-0.3423	0.5334	0.1938	1.3137
<i>Март1</i>	1.8423	0.7348	6.1494	1.8096	<i>Јуни1</i>	0.8605	0.6076	-1.8951	1.4965
<i>Март3</i>	2.1062	0.754	6.7910	1.8569	<i>Јуни3</i>	-0.8237	1.1816	1.5619	2.9102
<i>Март4</i>	3.1304	1.5310	2.5741	3.7706	<i>Јуни4</i>	1.2716	1.3334	-2.9001	3.2839
<i>Март5</i>	4.8761	1.9170	4.6447	4.7214	<i>Јули1</i>	0.2380	0.2690	0.0345	0.6625
<i>Април1</i>	1.4068	0.6922	-1.1006	1.7094	<i>Јули4</i>	0.4911	0.5922	-0.7150	1.4584
<i>Мај4</i>	1.0739	1.1480	-2.0941	2.8273	<i>Август1</i>	-0.2302	0.1941	-1.6475	0.4780
<i>Јуни2</i>	-2.6641	3.1857	8.8133	7.8459	<i>Септември2</i>	-0.2645	0.8083	-0.6495	1.9907
<i>Јуни5</i>	0.7055	0.7332	-2.0002	1.8057	<i>Октомври1</i>	-0.0240	0.6605	-0.7463	1.6268
<i>Јули2</i>	0.2079	0.1859	0.7049	0.4578	<i>Октомври3</i>	1.1155	0.4675	-0.2024	1.1514
<i>Јули3</i>	-0.1669	0.6496	2.3148	1.5999	<i>Октомври4</i>	0.2056	0.4222	-0.6374	1.0398
<i>Август2</i>	0.3594	0.6137	-0.2999	1.5115	<i>Ноември1</i>	0.0379	0.9209	-0.8698	2.2679
<i>Август3</i>	0.4067	0.361	0.9885	0.889	<i>Ноември2</i>	0.1044	0.2370	-0.2556	0.5837
<i>Август4</i>	0.8969	0.7657	1.7590	1.8859	<i>Ноември4</i>	1.8282	1.0687	-6.4291	2.6322
<i>Септември1</i>	1.5138	0.6393	3.5699	1.5744	<i>Декември1</i>	-0.5987	0.4888	-3.0045	1.2038
<i>Септември3</i>	1.8198	0.7925	0.2248	1.9518	<i>Декември3</i>	-2.0540	2.4099	2.6727	5.9353
<i>Септември4</i>	2.5599	3.4458	-6.3629	8.4864	Просек	-0.0701		-1.2058	
<i>Септември5</i>	0.4040	1.0879	6.3585	2.6793					
<i>Октомври2</i>	4.2362	2.6914	-3.9731	6.6286					
<i>Ноември3</i>	0.6314	1.2071	-0.2357	2.9729					
<i>Декември2</i>	0.5521	0.4076	-1.0352	1.0037					
<i>Декември4</i>	0.1243	0.5326	0.8858	1.3117					
<i>Декември5</i>	2.3819	1.8425	4.3059	4.5378					
Просек	1.1824		1.3227						

**Табела 11 Временски серии на добиените коефициенти од Pettengill et al.
моделот за 2006**

НАГОРЕН ПАЗАР (UP MARKET)					НАДОЛЕН ПАЗАР (DOWN MARKET)				
<i>Недела</i>	$\hat{\gamma}_0$	<i>Стандардна грешка</i>	$\hat{\gamma}_1$	<i>Стандардна грешка</i>	<i>Недела</i>	$\hat{\gamma}_0$	<i>Стандардна грешка</i>	$\hat{\gamma}_1$	<i>Стандардна грешка</i>
<i>Јануари1</i>	-0.8815	0.8734	2.2488	2.5640	<i>Јануари4</i>	-0.6452	1.1577	-4.9545	3.3983
<i>Јануари2</i>	1.2466	0.8824	3.1689	2.5903	<i>Февруари3</i>	-0.2665	0.5001	-1.0525	1.468
<i>Јануари3</i>	-0.1561	1.6358	7.1866	4.8018	<i>Март1</i>	-0.0433	0.5327	-0.2649	1.5637
<i>Февруари1</i>	-0.8563	0.6344	2.4129	1.8622	<i>Мај1</i>	-0.5291	0.3809	0.1822	1.1182
<i>Февруари2</i>	0.2812	0.2291	0.2633	0.6725	<i>Мај2</i>	1.7732	3.0719	11.9321	9.0174
<i>Февруари4</i>	0.0937	0.6205	0.8073	1.8214	<i>Мај4</i>	-0.2241	0.3925	-2.6789	1.1521
<i>Март2</i>	0.4372	1.5702	-3.3256	4.6091	<i>Јули1</i>	0.8355	1.0613	-1.1729	3.1155
<i>Март3</i>	-1.0655	1.5304	3.8291	4.4924	<i>Септември2</i>	-1.3655	1.0863	-9.4210	3.1888
<i>Март4</i>	0.5763	1.0778	6.6181	3.164	<i>Септември5</i>	0.6117	0.9110	1.3828	2.6741
<i>Март5</i>	0.9559	0.9076	-2.9732	2.6642	<i>Октомври2</i>	1.6677	1.2926	3.8673	3.7944
<i>Април1</i>	1.1685	1.6114	-2.3134	4.7303	<i>Октомври3</i>	5.1502	1.6885	-0.9315	4.9566
<i>Април2</i>	-0.606	0.8114	1.2890	2.3817	<i>Ноември1</i>	3.1489	1.337	-3.0330	3.9247
<i>Април3</i>	-0.8845	0.6357	0.0148	1.866	<i>Ноември2</i>	-1.8726	1.1693	-5.6053	3.4325
<i>Април4</i>	-0.7485	0.4596	0.4963	1.3491	<i>Ноември4</i>	2.1635	1.3068	-6.2914	3.0505
<i>Мај3</i>	0.3668	0.6134	3.4131	1.8005	<i>Декември1</i>	-3.8675	1.2487	-0.2846	3.6655
<i>Јуни1</i>	0.2426	0.2940	-0.0815	0.8631	<i>Декември3</i>	-0.3057	0.8175	-0.3813	2.3999
<i>Јуни2</i>	-1.6628	1.6696	10.2457	4.9011	<i>Декември5</i>	-5.9144	4.3759	4.0730	12.8455
<i>Јуни3</i>	-2.5533	2.2286	-0.8825	6.5420	Просек	0.0187		-0.8608	
<i>Јуни4</i>	0.5161	0.2746	0.2179	0.8062					
<i>Јуни5</i>	0.3461	0.4054	0.4704	1.1901					
<i>Јули2</i>	0.3290	1.5438	-7.8334	4.5318					
<i>Јули3</i>	1.2718	0.7776	-2.0300	2.2827					
<i>Јули4</i>	1.4763	0.5937	2.6576	1.7429					
<i>Август1</i>	1.7392	0.7518	6.2634	2.2069					
<i>Август2</i>	5.1549	2.4137	-10.1914	7.0854					
<i>Август3</i>	0.9875	0.5502	-2.4512	1.6151					
<i>Август4</i>	2.7737	1.7137	3.4673	5.0304					
<i>Септември1</i>	-0.2837	1.3148	10.1637	3.8596					
<i>Септември3</i>	2.3463	1.8211	-0.7719	5.3459					
<i>Септември4</i>	1.8828	1.5811	-0.8458	4.6411					
<i>Октомври1</i>	2.3256	0.9902	-1.7137	2.9067					
<i>Октомври4</i>	2.6712	1.7972	5.0192	5.2755					
<i>Ноември3</i>	0.6596	0.7513	8.5188	2.2055					
<i>Декември2</i>	-0.2521	1.088	0.4032	3.1937					
<i>Декември4</i>	-1.8679	0.7592	2.2987	2.2287					
Просек	0.5152		1.3160						

**Табела 12 Временски серии на добиените коефициенти од Pettengill et al.
моделот за 2007**

НАГОРЕН ПАЗАР (UP MARKET)					НАДОЛЕН ПАЗАР (DOWN MARKET)				
<i>Недела</i>	$\hat{\gamma}_0$	Стандардна грешка	$\hat{\gamma}_1$	Стандардна грешка	<i>Недела</i>	$\hat{\gamma}_0$	Стандардна грешка	$\hat{\gamma}_1$	Стандардна грешка
<i>Јануари1</i>	-0.8465	0.8143	4.6645	2.1225	<i>Февруари1</i>	1.9247	0.9160	0.5475	2.3875
<i>Јануари2</i>	2.8669	3.0105	-1.6127	7.8471	<i>Март3</i>	3.0014	3.4121	-6.8452	8.894
<i>Јануари3</i>	1.3686	2.438	-2.5828	6.3549	<i>Април1</i>	-1.6711	1.3787	5.8051	3.5938
<i>Јануари4</i>	1.6352	2.1716	0.5923	5.6605	<i>Мај2</i>	0.6312	2.5527	-2.8322	6.6538
<i>Февруари2</i>	2.1631	1.1241	-1.045	2.9301	<i>Мај4</i>	-1.3352	3.4437	-0.4848	8.9764
<i>Февруари3</i>	8.9799	4.4152	-7.9729	11.5086	<i>Мај5</i>	-1.7645	1.6970	-2.5606	4.4233
<i>Февруари4</i>	4.5159	4.9339	0.3172	12.8606	<i>Јуни3</i>	-2.2978	0.8314	0.3402	2.1671
<i>Март1</i>	4.5708	3.4069	5.2778	8.8803	<i>Јуни4</i>	-1.7521	1.5698	-0.0241	4.0919
<i>Март2</i>	13.969	4.0756	-4.9764	10.6235	<i>Септември1</i>	-0.7106	4.7715	-16.1872	12.4374
<i>Март4</i>	10.0712	2.3769	-10.7654	6.1955	<i>Септември2</i>	-0.1203	0.883	-1.0436	2.3015
<i>Март5</i>	7.0202	1.8787	-3.0216	4.8970	<i>Септември3</i>	0.9348	1.9741	0.5595	5.1456
<i>Април2</i>	2.1626	2.2254	1.7731	5.8007	<i>Септември4</i>	-1.383	0.5763	-0.397	1.5021
<i>Април3</i>	11.5753	3.7897	6.5467	9.8782	Просек	-0.3785		-1.9269	
<i>Април4</i>	10.4875	2.8424	1.6994	7.4089					
<i>Мај1</i>	4.8645	2.7241	5.2855	7.1007					
<i>Мај3</i>	6.7719	5.5669	1.1685	14.5106					
<i>Јуни1</i>	-4.0366	1.0568	4.5143	2.7547					
<i>Јуни2</i>	1.9266	1.6512	-1.2061	4.3040					
<i>Јули1</i>	-2.288	1.1272	10.2955	2.9381					
<i>Јули2</i>	-0.2358	1.0293	-1.4865	2.6830					
<i>Јули3</i>	0.2059	0.4487	2.8241	1.1696					
<i>Јули4</i>	0.8289	1.9403	2.6041	5.0577					
<i>Август1</i>	4.4396	1.2233	-1.2534	3.1886					
<i>Август2</i>	4.7313	1.1555	-1.3809	3.0119					
<i>Август3</i>	4.1223	1.2887	-3.936	3.3591					
<i>Август4</i>	2.0594	0.9378	-4.2916	2.4443					
<i>Август5</i>	4.1210	2.1297	-4.088	5.5512					
Просек	4.0019		-0.0762						