بررسي هاي حسابداري و حسابرسي، سال ۱۴، شماره ٤٧، بهار ۱۳۸٦، از صفحه ۳ تا ۳۸

بررسي روش هاي مختلف تخمين بتا در بورس اوراق بهادار تهران

شاپور محمدي*[۱]، حسين عباسي نژاد[۲]، سيد روح اله ميرصانعي[۳]

[۱]. استاديار دانشكده مديريت دانشگاه تهران، ايران
[۲]. دانشيار دانشكده اقتصاد دانشگاه تهران، ايران
[۳]. كارشناس ارشد اقتصاد از دانشگاه تهران، ايران

(تاريخ دريافت مقاله: ۱۳۸۵/۱۱/۲۴، تاريخ تصويب: ۱۳۸۶/۲/۱۲)

چكيده
در ادبيات مالي، مدل قيمت‌گذاري دارائي‌هاي سرمايه‌اي، رابطه بين ريسک سيستماتيک يا بتا با بازده مورد انتظار هر دارايي را نشان مي دهد. يكي از مشكلات اساسي كه مديران پرتفوي و سرمايه‌گذاران براي بدست آوردن بازده مورد انتظار هر پرتفوي با آن مواجه هستند، تخمين بتا است. براي تخمين بتا معمولا از رگرسيون سري‌هاي زماني استفاده مي‌شود و اين امر به انتخاب دوره زماني محاسبه بازده و روش تخمين، نياز دارد. اين مقاله، دوره‌هاي بازده، مدل‌هاي تخمين و روش‌هاي مختلف اقتصادسنجي (حداقل مربعات معمولي، حداكثر درست‌نمايي، گشتاورهاي تعميم يافته، حداقل قدر مطلق خطاها و رگرسيون ناپارامتري) را براي تخمين بتا بررسي مي‌نمايد. نتايج نشان مي‌دهد كه بازده هاي ماهانه و روش رگرسيون ناپارامتري مديران را براي بدست آوردن بتاي بهتر ياري مي‌كند. تفاوت نسبتا" زيادي در نتايج به دست آمده با استفاده از روش‌هاي مختلف تخمين بتا وجود دارد. بنابراين به نظر مي‌رسد استفاده از بتا در مسائل كاربردي و نظري بايستي با احتياط و مبتني بر چند روش صورت گيرد. البته براي رتبه‌بندي از نظر معيار ريسک اين اشكال چندان جدي بنظر نمي‌رسد. زيرا اگر تورشي وجود داشته باشد در تخمين بتاي تمامي شركت‌ها وجود خواهد داشت. تفاوت مدل شارپ و بلک چندان قابل توجه نيست.

واژه‌هاي كليدي: بتا، ريسك سيستماتيك، روش حداقل مربعات تعميم يافته، روش حداكثر درست‌نمايي، روش گشتاورهاي تعميم يافته، رگرسيون ناپارمتري، رگرسيون حداقل قدرمطلق خطاها.

* نويسنده مسئول: Email: shmohammadi@gmail.com

مقدمه

یکي از مهم‌ترین تصمیماتي که مدیران مالي با آن روبرو هستند، بودجه‌بندي سرمایه‌اي است. فرآیندي که در آن طرح‌هاي سرمایه‌گذاري بلند مدت، تشخیص و شناسایي، ارزیابي و تعیین مطلوبیت و نهایتاً انتخاب مي‌شوند. یك تکنیك معمول براي ارزیابي طرح‌هاي سرمایه‌اي، روش ارزش فعلي خالص مي‌باشد. اگر کل جریان‌هاي نقدي خروجي که همان مجموع سرمایه‌گذاري در پروژه مي‌باشد بصورت وام تأمین نشده باشد، آنگاه اطلاعات ورودي به روش ارزش فعلي خالص، به یك تخمین دقیق از میانگین وزني هزینه سرمایه نیاز دارد. مدیران مالي براي تخمین میانگین وزني هزینه سرمایه باید هزینه بدهي و هزینه سهام را محاسبه کنند. که اصلي‌ترین مشکل، محاسبة هزینه سهام است. یك روش محاسبة هزینة سهام، مدل قیمت‌گذاري دارائي‌هاي سرمایه‌اي است. فرض اساسي مدل قیمت‌گذاري دارائي‌هاي سرمایه‌اي این است که ریسك سهام به دو بخش تقسیم مي‌شود:

بخش اول ریسك سیستماتیك است که به کل بازار مرتبط است.

بخش دوم ریسك غیرسیستماتیك است که به شرایط خاص هر سهم بستگي دارد.

مدل قیمت‌گذاري دارائي‌هاي سرمایه‌اي، بازده مورد انتظار براي یك سهم را با بتاي آن سهم مرتبط مي‌سازد، که بتا همان ریسك سیستماتیك است. مدیران مالي براي بدست آوردن هزینه سهام باید بتا را تخمین بزنند. از نقطه نظر دیگر، با توجه به این که، ارزیابي دارایي‌هاي ریسکي یکي از وظایف اصلي تحقیق در اقتصاد مالي مي‌باشد، در عمل برآوردهاي بتا به عنوان معیاري براي ریسك مورد استفاده قرار گرفته‌اند. این برآوردها به انجام تحقیقات کاربردي وسیعي مثل آزمون نظریه‌هاي قیمت‌گذاري دارائي‌ها، برآورد هزینه سرمایه و ارزیابي عملکرد پرتفوي کمك کرده است. بنابراین بتا یکي از پرکاربردترین و پذیرفته‌ترین ابزار اقتصاددانان مالي و متخصصان بازار، براي سنجش و مدیریت ریسك هستند. ولز اهمیت ضریب بتا را به زیبایي در یك جمله خلاصه مي‌کند: «این یکي از معدود ضرایب رگرسیون است که به شکل ساده یا در هر قالب دیگري، مردم عملاً در ازاي آن پول مي‌پردازند».

با توجه به موارد فوق مي‌توان دریافت که دقت سنجش بتا مي‌تواند موضوع بسیار مهمي باشد. موضوعي که در ایران هنوز پژوهش‌هاي زیادي بر روي آن صورت نگرفته و بازار سرمایه ایران و بالاخص بازیگران عمدة این بازار از کمبود آن رنج مي‌برند. معمولاً بتا از روش‌هاي ساده آماري و اقتصادسنجي محاسبه شده است. بتاي حاصله از این روش‌ها خالي

از اشكال نيست. در اين مقاله بتا با استفاده از روش هاي مختلف اقتصادسنجي تخمين زده مي‌شود و بتاي حاصل از روش‌هاي گوناگون با يكديگر مورد مقايسه قرار مي‌گيرد.

مباني نظري مدل قيمت‌گذاري دارائي‌هاي سرمايه‌اي

ماركويتز پايه و اساس *CAPM* را بنا نهاد. او در بازدة مورد انتظار و واريانس آن را در پرتفوليوي سرمايه‌گذاران انتخابي بدست آورد. ماركويتز بيان كرد كه سرمايه‌گذاران به طور مطلوب يك پرتفوليوي كاراي ميانگين واريانس[1] را نگهداري مي‌كنند. پرتفوليوي كاراي ميانگين واريانس يك پرتفوليو با بالاترين بازده مورد انتظار براي يك سطح مشخص از واريانس مي‌باشد[۱۲].

شارپ [۱۷] و لينتنر [۱۱] كار ماركويتز را توسعه دادند. آنها نشان دادند كه اگر سرمايه‌گذاران انتظارات يكسان داشته باشند و بطور مطلوب پرتفوليوي كاراي ميانگين واريانس را نگهداري كنند آنگاه بدون وجود اختلاف نظر در بازار و بين سرمايه‌گذاران، همة منابع سرمايه‌گذاري شده يا پرتفوليوي بازار، همان پرتفوليوي كارا خواهد بود. معادلة مرسوم مدل قيمت‌گذاري دارايي‌هاي سرمايه‌اي اشاره مستقيم بر كارايي پرتفوي بازار دارد. اشتقاق شارپ و لينتنر از مدل فرض مي‌كند كه امكان قرض گرفتن و قرض دادن با نرخ بهرة بدون ريسك وجود دارد. در چنين حالتي براي بازده مورد انتظار دارايي i داريم:

$$E[R_i] = R_f + \beta_{im}\left(E[R_m] - R_f\right) \quad (۱)$$

$$\beta_{im} = \frac{Cov[R_i, R_m]}{Var[R_m]} \quad (۲)$$

كه R_m، بازده پرتفوليوي بازار است و R_f بازده دارايي بدون ريسك است. در نسخة شارپ- لينتنر مقدار بازدهي كه بيشتر از نرخ بدون ريسك مي‌باشد، بصورت بازده اضافي[2] بيان مي‌شود. اگر Z_i نشان‌دهندة مقدار بازدة بيشتر از نرخ بدون ريسك i امين دارايي باشد، آنگاه:

$$Z_i \equiv R_i - R_f$$

[1]. Mean- variance efficient porlfolio
[2]. Excess return

بنابراين براي *CAPM* شارپ لينتنر داريم:

$$E[Z_i] = \beta_{im} E[Z_m] \quad (٣)$$

$$\beta_{im} = \frac{Cov[Z_i, Z_m]}{Var[Z_m]} \quad (٤)$$

که Z_m بازده اضافي پرتفوليوي بازار دارايي‌ها مي‌باشد. معادلات (٢) و (٤) معادل هم هستند زيرا نرخ بهره بصورت تصادفي مي‌باشد. در دنياي تجربي جانشين‌هاي نرخ بدون ريسك، تصادفي هستند و بنابراين بتاها مي‌توانند فرق داشته باشند. مهمترين کار تجربي نسخة شارپ- لينتنر بکار گرفتن بازدة اضافي و بنابراين استفاده از معادلة (٤) مي‌باشد.

آزمون هاي تجربي نسخة شارپ- لينتنر از مدل قيمت‌گذاري دارايي‌هاي سرمايه‌اي بر سه مفهوم ضمني معادلة (٣) تمرکز دارد:

١. عرض از مبدأ صفر است.
٢. بتا بطور کامل متغير مقطعي بازده اضافي مورد انتظار را تابع خود مي‌کند.
٣. صرف ريسك بازار $(E(Z_m))$ مثبت مي‌باشد.

در غياب دارايي بدون ريسك، بلاك يك نسخة معمولي‌تر از مدل را مطرح کرد. در اين نسخه، مقدار بازده مورد انتظار دارايي *i* که بيشتر از بازدة با بتاي صفر است، رابطة خطي با بتاي آن دارايي دارد[٣]. بطور خاص براي بازده مورد انتظار دارايي *i* داريم:

$$E[R_i] = E[R_{0m}] + \beta_{im}\left(E[R_m] - E[R_{0m}]\right) \quad (٥)$$

R_m بازدة پرتفوليوي بازار است و R_{0m} بازده پرتفوليوي با بتاي صفر مرتبط با *m* است. اين پرتفوليو چنين تعريف شده است: پرتفوليويي که حداقل واريانس را از بين همة پرتفوليوهاي ناهمبسته با *m* داشته باشد. (هر پرتفوليوي ناهمبستة ديگري ممکن است که بازدة مورد انتظار مشابهي داشته باشد اما يك واريانس بزرگتري دارد). براي مدل بلاك بازده‌ها معمولاً نسبت به تعديلات تورم ثابت شده‌اند و β_{im} با بازده‌هاي واقعي[١] تعريف

[١] Real returns

شده است.

$$\beta_{im} = \frac{Cov[R_i, R_m]}{Var[R_m]} \quad (٦)$$

پيشينه تحقيق

کمپبل، آندرو و مکينلي در کتابي تحت عنوان «اقتصادسنجي بازارهاي مالي» از مدل‌هاي شارپ- لينتنر و بلك به تخمين بتا مي‌پردازند[۴]. اگر فرض کنيم که سرمايه‌گذاران مي‌توانند با نرخ بهرة بدون ريسك وام بدهند و وام بگيرند آنگاه طبق نسخة شارپ- لينتنر، Z_t را به عنوان يك بردار$(N \times 1)$ از بازده اضافي N دارايي تعريف مي‌کنيم:

$$Z_t = \alpha + \beta Z_{mt} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (۸)$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \sum \quad (۹)$$

$$E(Z_{mt}) = \mu_m \quad , \quad E[(Z_{mt} - \mu_m)^2] = \sigma_m^2 \quad (۱۰)$$

$$Cov[Z_{mt}, \varepsilon_t] = 0 \quad (۱۱)$$

β برداري$(N \times 1)$ از بتاها مي‌باشد، Z_{mt} بازدة اضافي پرتفوليوي بازار در دورة زماني t، و α و ε_t بردارهاي $(N \times 1)$ از عرض از مبدأ و جزء اخلال مي‌باشند. استنباط نسخة شارپ- لينتنر از (۷) اين است که همة عناصر بردار α صفر هستند. اين استنباط از قياس اميد رياضي غيرشرطي (۷) با (۳) بدست مي‌آيد.

در اين کتاب از روش حداکثر راستنمايي براي تخمين بتا استفاده شده است. تخمين‌زنهاي حداکثر راستنمايي، سازگار و به طور مجانبي کارا و نرمال هستند، از اين جهت مطلوب مي‌باشند. براي تعريف کردن تخمين‌زن حداکثر راستنمايي، از تابع لگاريتم راستنمايي که همان لگاريتم تابع چگالي احتمال مشترك است و تابعي از α و β و Σ مي‌باشد استفاده شده است و بالاخره نتايج زير حاصل مي‌شود:

$$\hat{\alpha} = \hat{\mu} - \hat{\beta}\hat{\mu}_m \quad (۱۲)$$

$$\hat{\beta}=\frac{\sum_{t=1}^{T}(Z_t-\hat{\mu})(Z_{mt}-\hat{\mu}_m)}{\sum_{t=1}^{T}(Z_{mt}-\hat{\mu}_m)^2} \qquad (۱۳)$$

$$\hat{\Sigma}=\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(Z_t-\hat{\alpha}-\hat{\beta}Z_{mt})(Z_t-\hat{\alpha}-\hat{\beta}Z_{mt})' \qquad (۱٤)$$

توزیع‌هاي تخمین‌زنهاي شرطي حداكثر راستنمايي براي بازدة اضافي بازار، Z_{m1}، Z_{m2} و... و Z_{mt}، از فرض نرمال بودن و بطور مستقل و يكسان توزيع شدن[1] (*iid*) بازده‌هاي اضافي پيروي مي‌كنند.

با حذف فرض توانايي سرمايه‌گذاران به گرفتن و دادن وام با نرخ بهرة بدون ريسك و در غياب دارايي بدون ريسك به نسخة بلك از *CAPM* پرداخته شده است. در اين نسخه از *CAPM* بازدة مورد انتظار پرتفوليوي با بتاي صفر به عنوان يك مورد غيرقابل مشاهده مطرح مي‌شود از اينرو يك پارامتر ناشناختة مدل مي‌باشد. اگر بازدة مورد انتظار پرتفوليوي با بتاي صفر را با γ تعريف كنيم آنگاه نسخة بلك چنين است:

$$E(R_t)=\gamma+\beta(E[R_{mt}]-\gamma)=(1-\beta)\gamma+\beta E[R_{mt}] \qquad (۱۵)$$

مدل غيرمقيد بلك، مدل واقعي بازار مي‌باشد. اگر R_t به عنوان يك بردار$(N\times 1)$ از بازدة واقعي N دارايي باشد مدل بازده واقعي بازار چنين است:

$$R_t=\alpha+\beta R_{mt}+\varepsilon_t \qquad (۱٦)$$

$$E[\varepsilon_t]=0 \qquad (۱۷)$$

$$E[\varepsilon_t\,\varepsilon_t']=\sum \qquad (۱۸)$$

$$E[R_{mt}]=\mu_m \quad , \quad E[(R_{mt}-\mu_m)^2]=\sigma_m^2 \qquad (۱۹)$$

$$Cov[R_{mt},\varepsilon_t]=0 \qquad (۲۰)$$

[1]. Identically and Independently distributed

β يك بردار $(N \times 1)$ از بتاي دارايي‌هاست، R_{mt} بازدة پرتفوي بازار در دورة زماني t مي‌باشد و α و ε_t بردارهاي $(N \times 1)$ عرض از مبدأ و جزء اخلال هستند.

استنباط قابل آزمون نسخة بلك از قياس انتظار غيرشرطي (١٥) و (١٦) چنين حاصل مي‌شود:

$$\alpha = (1-\beta)\gamma$$

اين نتيجه براي آزمون كردن، بسيار پيچيده‌تر از محدوديت عرض از مبدأ صفر در نسخة شارپ- لينتنر مي‌باشد چراكه پارامترهاي β و γ در يك تركيب غيرخطي وارد مي‌شوند.

با فرض *iid* و نرمال بودن بازده‌ها، كمپبل در نسخة بلك نيز روش حداكثر راستنمايي را براي تخمين β پيشنهاد مي‌كند. تخمين‌زن حداكثر راستنمايي مدل غيرمقيد كه همان مدل بازده واقعي بازار (١٦) مي‌باشد مثل تخمين‌زن مدل بازده اضافي بازار مي‌باشد به استثناي اينكه بازدة واقعي با بازدة اضافي عوض شده است. تخمين‌زنها در نسخة بلك و روش حداكثر راستنمايي چنين هستند:

$$\hat{\alpha} = \hat{\mu} - \hat{\beta}\hat{\mu}_m \qquad (٢١)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^{T}(R_t - \hat{\mu})(R_{mt} - \hat{\mu}_m)}{\sum_{t=1}^{T}(R_{mt} - \hat{\mu}_m)^2} \qquad (٢٢)$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(R_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}R_{mt})(R_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}R_{mt})' \qquad (٢٣)$$

داوز، ايرهارد وكانكل [١٣] پيرامون دو عامل مهم براي تخمين بتا كه همان بازه زماني بازدهي[1] و دورة تخمين مي‌باشد پژوهش دقيقي را انجام دادند. آنها چهار بازه زماني بازدهي به ترتيب روزانه، هفتگي، دوهفته‌اي و ماهيانه و هشت دورة تخمين يكساله تا هشت ساله از سال ١٩٨٢ تا ١٩٨٩ را مورد آزمايش قرار دادند.

1. Return interval

مدلي كه در اين مقاله مورد استفاده قرار گرفته است به شرح زير مي‌باشد:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (٢٤)$$

كه R_{it} بازدهي سهام شركت i در زمان t، α_i عرض از مبدأ، R_{mt} بازده بازار در زمان t، β_i بتاي شركت i و ε_{it} خطاي شركت i در زمان t مي‌باشد.

از طريق معادله زير مي‌توان خطاي معيار[1] بتاي تخمين زده شده را بدست آورد:

$$S_\beta = \frac{1}{\sqrt{(T-1)}} \times \frac{S_\varepsilon}{S_m} \quad (٢٥)$$

كه S_m انحراف معيار[2] بازده‌هاي بازار و S_ε انحراف معيار خطاهاي تخمين مي‌باشد.

با فرض وجود مانايي[3]، مدل، با استفاده از بازده‌هاي روزانه در هر سال از دورة مورد مطالعه تخمين زده شد و S_ε هر رگرسيون ثبت شده و در نهايت ميانگين S_ε براي نمونه‌ها محاسبه شده. S_ε نيز براي هر سال بدست مي‌آيد. آنها براي بدست آوردن S_β براي دوره‌هاي مختلف تخمين و بازه‌هاي مختلف زماني بازده، ميانگين‌هاي S_ε و S_m را در طول دوره هاي هشت ساله استفاده كردند و با استفاده از S_β به اين نتايج دست يافتند:

۱. دوره‌هاي بازدهي كوتاه‌تر باعث بدست آمدن S_β كوچكتر يا دقت بالاتر در تخمين بتا مي‌شود. بنابراين بايد از داده‌هاي روزانه براي تخمين بتا استفاده شود.
۲. افزايش دورة تخمين از يك سال به سه سال كاهش اساسي در S_β داده يا دقت تخمين بتاها را افزايش مي‌دهد. در حقيقت بوسيلة افزايش دورة تخمين از يك سال به هشت سال، حداكثر كاهش قابل حصول در S_β بوجود مي‌آيد كه يك دورة تخمين سه ساله ۹۱ درصد از اين كاهش قابل حصول را پوشش مي‌دهد.

بنابراين توصيه شده است كه از دورة تخمين سه ساله براي بدست آوردن بتاها استفاده شود. اما اگر بتاها نامانا[4] باشند آنگاه نتايج نشان داده است كه دورة تخمين سه ساله حداكثر كاهش در خطاي معيار بتاي تخمين زده شده از دورة تخمين يك تا هشت ساله را

1. Standard error
2. Standard deviation
3. Stationarity
4. Non- stationarity

دربر مي‌گيرد به عبارت ديگر كمتر از ۵۰ درصد شركت‌ها در دوره‌هاي بالاتر از سه سال يك انتقال معني‌دار را در بتا تجربه مي‌كنند.

جاگاناتان و وانگ [۸] با استفاده از رگرسيون مقطعي به بررسي تخمين مدل‌هاي قيمت‌گذاري بتا پرداختند.

معمولاً مدل قيمت‌گذاري بتا بخوبي تصريح نمي‌شود. هنگامي كه بازدهي‌هاي انتظاري دقيقاً نسبت به بتاهاي عوامل خطي نيستند. همان‌طور كه در مدل‌هاي نظري تجويز مي‌شود، مدل خطي قيمت‌گذاري بتا دچار تصريح نادرست خواهد بود. براي مثال اگر بازدهي انتظاري تابعي خطي از كواريانس ميان‌بازدهي و نرخ رشد مصرف باشد همان‌طور كه در مدل قيمت‌گذاري مبتني بر مصرف بيان مي‌شود، نسخهٔ شارپ (۱۹٦٤) از اين مدل با بتاهاي نسبي و با بازدهٔ بازار، دچار تصريح نادرست خواهد بود. حتي هنگامي‌كه بازدهي‌هاي انتظاري دارايي‌ها نسبت به عوامل خطي باشند، تصريح اقتصادسنجي مي‌تواند در صورتي كه بعضي از عوامل غيرقابل مشاهده باشند و اقتصادسنج بطور دل‌بخواهي متغيرهاي قابل مشاهده را بجاي متغيرهاي غيرقابل مشاهده برگزيند، اشتباه باشد.

اما در مقاله مذكور، جاگاناتان و وانگ، ويژگي‌هاي آماري برآوردگرها در رگرسيون مقطعي را هنگامي كه مدل‌هاي خطي قيمت‌گذاري بتا دچار تصريح نادرست باشند، مورد بررسي قرار دادند. در آنجا نشان داده شد هنگامي كه مدلي اين‌گونه دچار تصريح نادرست است، روش رگرسيون مقطعي معمولاً برآوردهاي سازگاري از صرف مربوط به عوامل[1] بدست نمي‌دهد. تخمين‌زننده عوامل جانشين دلبخواهي انتخاب شده و نيز عوامل به‌خوبي تصريح و شناسايي شده، مي‌توانند اريب باشند.

در مطالعات تجربي، معمولاً محققان آماره‌هاي t مربوط به صرف ريسك عوامل را به منظور شناسايي عوامل قيمت‌گذاري شده در داده‌ها بكار مي‌برند. بتاهاي با مقدار t بزرگتر از ۲ يا بطور دقيق‌تر ضرايب با مقدار p كمتر از ۵ درصد براي گنجاندن در مدل برگزيده مي‌شوند و بتاهاي با مقدار t كوچك از مدل كنار گذاشته مي‌شوند. يك انتقاد از اين روش توسط كان و زانگ [۹] مطرح شده است. آنان دست به انجام يك شبيه‌سازي مي‌زنند كه در آن بازدهي‌هاي دارائي‌ها در يك مدل تك عاملي توليد مي‌شود اما آن عامل در رگرسيون مقطعي دومرحله‌اي به عنوان يك متغير تصادفي ناهمبسته با بازدهي‌هاي

[1]. Premiums of factors

دارائي‌ها، به خوبي تصريح نشده است. آنان از اين عامل بخوبي تصريح نشده با اصطلاح «عامل به بي‌فايده»[1] ياد مي‌كنند و نشان مي‌دهند مقدار t اين «عامل بي‌فايده»، در رگرسيون مقطعي به يك عدد بزرگ همگراست.

در مقاله جاگاناتن و وانگ، نشان داده مي‌شود كه در هر مدل خطي چندعاملي قيمت‌گذاري بتا هنگامي كه عوامل به خوبي تصريح نشده‌اند، حد احتمال مقدار t هر صرف ريسك مي‌تواند به بي‌نهايت ميل كند، حتي هنگامي كه صرف واقعي ريسك صفر باشد. اين وضعيت مي‌تواند حتي هنگامي كه عوامل بخوبي تصريح نشده با بازدهي‌ها هم بسته هستند، نيز حادث شود. بنابراين در غياب نظريه اقتصادي، عموماً تجربه استفاده از آمارهٔ t براي تشخيص قيمتهاي عوامل مي‌تواند به نتيجه‌گيري‌هاي نادرست منجر شود.

معمولاً ويژگي‌هاي بنگاه براي تشخيص خطاهاي ناشي از تصريح نادرست مورد استفاده قرار مي‌گيرند. اگر يك مدل خطي قيمت‌گذاري بتا درست باشد، متغيرهاي ويژگي‌هاي بنگاه كه به مدل افزوده شده‌اند نبايد تغييرات مقطعي بازدهي انتظاري را، پس از كنترل بتاهاي تجويز شده در مدل، توضيح دهند. در اين حالت بايد مقدار t مربوط به ويژگي‌هاي بنگاه معني‌دار نباشند. بنابراين يك مقدار t معنادار به معناي رد مدل خطي قيمت‌گذاري بتا تلقي مي‌شود.

در مقاله مذكور رفتار مقادير t مربوط به ويژگي‌هاي بنگاه؛ به دقت تحت‌نظر گرفته مي‌شود. هنگامي كه يك مدل خطي قيمت‌گذاري بتا برقرار است، اين مقدار t به يك توزيع نرمال با واريانس محدود و متناهي گرايش دارد. با اينحال هنگامي كه عوامل يا مدل‌ها بخوبي تصريح نشده‌اند، نشان مي‌دهند كه حد احتمال مقدار t مربوط به ويژگي‌هاي بنگاه، عموماً به بي‌نهايت ميل مي‌كند. بالاخص هنگامي كه يكي از ويژگي‌هاي بنگاه مثل اندازه، به يك مدل تك‌عاملي با يك عامل «به دردنخور» كه به خوبي تصريح نشده، افزوده شود، حد احتمال مقدار t آن ويژگي بنگاه، به بي‌نهايت ميل مي‌كند. بنابراين مقدار t بزرگ مربوط به ويژگي‌هاي بنگاه، اعتبار مدل قيمت‌گذاري خطي بتا را رد مي‌كند. اين نتايج، استفاده از ويژگي‌هاي بنگاه در رگرسيون مقطعي براي تشخيص تصريح نامناسب مدل را پشتيباني مي‌كنند.

نهايتاً مقاله مورد نظر استفاده از مقادير t براي تشخيص عوامل قيمت‌گذاري شده را به

[1]. Useless factor

چالش مي‌كشد. زيرا ممكن است يك عامل، صرفاً به خاطر تصريح نادرست مدل، مقدار t معناداري داشته باشد. با اين حال تصريح نادرست مدل را مي‌توان با استفاده از ويژگي‌هاي بنگاه تشخيص داد زيرا ممكن است حد احتمال مقادير t مربوط به آن ويژگي هاي بنگاه، در يك مدل بخوبي تصريح نشده به بي‌نهايت ميل كند.

ايسنبي، كايرمان و سملر [۷] در مقاله‌اي به تخمين بتا بر روي شركت هاي داخل بورس آلمان پرداختند. آن ها دريافتند كه روش حداقل مربعات معمولي فرض مي‌كند كه ضرايب ثابت‌اند و احتمالاً در شرايطي كه بتاها نسبت به زمان متغيرند، نتايج ناسازگاري بدست مي‌دهد. آنها با استفاده از يك تكنيك برآورد ناپارامتري، ضريب بتا را تابع تصريح نشده‌اي (نامشخص) از زمان قلمداد مي‌كنند. نتايج برآورد ناپارامتري مبتني بر مدل تعميم يافته بازار كه در اين پژوهش از آن استفاده شده است را تنها تا زماني مي‌توان مطمئن و قابل اتكا دانست كه پسماندها نه خود همبسته و نه واريانس ناهمسان باشند. در تحقيق حاضر هيچ نشانه‌اي از خود همبستگي وجود نداشت كه اين امر با آمارة دوربين واتسون هم تأييد شده ولي اعتبار فرض واريانس همساني قابل ترديد بوده كه از فرآيند معمول برآورد دو مرحله‌اي استفاده شده است. نتايج نشان مي‌دهد كه تخمينها مقدار ميانگين ريسك سيستماتيك براي كل دورة مورد بررسي را منعكس مي‌كنند. مقدار ميانگين ريسك سيستماتيك گروه هاي صنايع خودرو و بانك ها نزديك به يك و تلويحاً بيانگر اين است كه به طور متوسط اين گروه ها به اندازه كل متوسط بازار تحت تأثير اتفاقات و وقايع كلان اقتصادي قرار مي‌گيرند.

ضريب بتاهاي برآورد شده، از وضعيت ثبات در طول زمان بسيار فاصله دارند و به طور معناداري از مقادير ميانگين خود، بويژه طي دورة ۲۰۰۲- ۱۹۹۶ انحراف دارند.

شاليت و يتزاكي [۱۶] در سال ۲۰۰۱ اقدام به تخمين بتا كردند. آنها در مطالعاتشان از مدل قيمت گذاري و روش (OLS) معمولي براي تخمين بتا استفاده كردند. آنها ثابت كردند كه تخمين‌زننده ، ضريب بتا را نسبت به مشاهدات حدي و افراطي در بازة شاخص بازار شديداً حساس مي‌كند. اين حساسيت بتا به مشاهدات حدي به داده‌هايي منجر مي‌شود كه ما را به نتيجه‌گيري روابط خاصي سوق مي‌دهد. به نظر آن ها تركيب دو عامل مي‌تواند نشان از حساسيت بتا باشد:

۱. عدم سازگاري بين روش‌هاي استاندارد آماري و تئوري مالي به خصوص

تخمين‌زننده رگرسيون كه به رد فرضيه هاي نفرت از ريسك [1] منجر مي‌شود.

۲. احتمال توزيع بازدة بازار كه به داده‌هايي مرتبط است كه توزيع‌هاي نرمال را دنبال نمي‌كند.

بنابراين اين عوامل موجب مي‌شوند كه بتا نسبت به تغييرات بازار حساس شود و از اين رو *OLS* براي تخمين بتاها نامناسب شود.

در اين مقاله از بازده‌هي روزانه براي تخمين بتا استفاده شده است كه دلايل آن چنين عنوان شده است:

۱. بازده روزانه تعداد داده‌هاي زيادي را ايجاد مي‌كند و تأثيرات مشاهدات را در تخمين‌ها اعمال مي‌كند.

۲. بازده ماهيانه كه از بازده‌هاي روزانه بدست مي‌آيد عمدتاً كمتر از بازدة روزانه تأثيرگذار است.

در اين بررسي تخمين‌زننده جانشين *OLS*، كه مورد استفاده قرار گرفته، تخمين‌زننده *Gini* توسعه‌يافته مي‌باشد. اين تخمين‌زننده وزن پايين‌تر و كمتري از *OLS* به حركات رو به بالاي بازار مي‌دهد و از اين رو تخمينگر مناسبتري از نقطه‌نظر تئوريكي و بسيار قوي‌تر از تخمين‌زننده *OLS* مي‌باشد.

– كينكي [۱۵] با توجه به داده‌هاي لحظه‌اي [2] بازار بورس اقدام به تخمين بتا نموده است. در اين مقاله يك نمونه شش‌ساله، بطور مستمر از قيمت‌هاي ثبت شده براي هر ۳۰ سهم در ميانگين صنعتي داوجونز [3] (*DJIA*) مورد بررسي قرار گرفت. اين داده‌ها در افق‌هاي ۵ دقيقه‌اي استخراج و مورد استفاده قرار گرفته است.

در ادبيات مالي رگرسيونهاي ارائه شده توسط فاما و فرنچ مطرح است كه به روش‌هاي گروه‌بندي براي حداقل كردن خطاهاي تخمين بتاهاي بازار اشاره دارد. در اصل اين روش‌هاي سيستماتيك شركت ها را به گروه هايي طبقه‌بندي مي‌كند و سپس بتا را براي هر پرتفوليو (گروه) محاسبه مي‌كند. اين كار با استفاده از سريهاي زماني بازده پرتفوليوها انجام مي‌شود. بازده پرتفوليوها براي تخمين بتاي گروه ها استفاده مي‌شوند. در مقايسه با

1. Risk aversion
2. High-Frequency data
3. Dow Jones Industrial Average

روش فوق، تخمين‌زنهاي استفاده شده براي داده‌هاي لحظه‌اي در اين مقاله بوسيلة نمونه‌گيري عايدات لحظه‌اي، تخمين بتا به طور مستقيم از سهام انفرادي را بدست مي‌آورند بجاي اينكه بتاي گروه‌هاي همتراز را بدست آورند.

در اين مقاله ابتدا از مدل ساده (۱)*AR* براي تخمين بتاهاي فصلي و سنجش ميانگين مجذور خطا استفاده شده است. و نتايج نشان داد كه بتاهاي سهام انفرادي در طول زمان تغيير مي‌كند و اين نوع تخمين بتا، خطاي كوچكتري را نسبت به تخمين بتاي ثابت[1] نشان داد.

روش هاي (۱و۱) *ARMA* و (۱)*AR* و (۱)*MA* و بتاي ثابت براي پيش‌بيني بتاهاي ماهيانه در يك دورة ۱۸ ماهه به كار گرفته شد. و نتايج با ديگر روش‌ها قياس شد. نهايتاً نشان داده شد كه مدل (۱ و ۱)*ARMA* بهترين بتا را نسبت به خطاها و روش بتاي ثابت بدترين مدل مي‌باشد. بطور متوسط با استفاده از مدل(۱ و ۱)*ARMA* بجاي مدل بتاي ثابت، خطاي پيش‌بيني از ۰/۳۱۳۰ به ۰/۲۲۷۳ كاهش مي‌يابد.

روش تحقيق

جامعه اطلاعاتي اين تحقيق شركت هاي پذيرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتداي سال ۱۳۸۰ تا پايان سال ۱۳۸٤ بوده است. ۱۰ شركت از شركت‌هاي مذكور به طور گزينشي انتخاب شده است. براي گزينش شركت‌هاي فوق سعي شده به صنايع مختلف بورس، حجم معاملات، ميزان سرمايه و تعداد روزهاي معامله شده شركت در سال توجه شود. داده‌هاي مربوط به ۱۰ شركت مذكور بصورت روزانه به مدت ۳ سال منتهي به پايان سال ۱۳۸٤ و ماهيانه به مدت ۵ سال جمع‌آوري و محاسبه شده است. براي تخمين بتاي اين شركت‌ها از مدل ها و روش هاي تخمين زير استفاده شده است. همچنين یک دوره سه ماهه بعنوان دوره پيش بيني برون[2] نمونه اي هم به صورت روزانه و هم به صورت ماهانه مورد استفاده قرار گرفته است. اين داده ها در مدل استفاده نشده و فقط براي مقايسه خطاي پيش بيني مدل ها به كار گرفته خواهند شد.

---

1. Constant Beta
2. Out of Sample

مدل

مدل *CAPM* رابطة بين ريسك سيستماتيك يا بتا و بازده هر سهم يا دارايي را بيان مي‌كند. از اين رو براي تخمين بتا ناگزير بايد از مدل *CAPM* استفاده شود. اين مدل به صورت زير در ادبيات مالي و اقتصادسنجي مطرح شده است:

$$R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t \qquad (٢٦)$$

كه در آن R_t برداري $(N\times 1)$ از بازدة *N* دارايي، β برداري $(N\times 1)$ از بتاهاي *N* دارايي يا سهم، R_{mt} بازدة پرتفوليوي بازار در زمان *t*، و α و ε_t بردارهاي $(N\times 1)$ از عرض از مبدأ و جزء اخلال مي‌باشند. در مورد چگونگي اطلاعات ورودي به اين مدل و بعضي از فروض اين مدل اختلاف نظر وجود دارد طوري كه دو نسخه از آن بوجود آورده است كه در ادامه مورد بررسي قرار مي‌گيرند.

الف) نسخة شارپ- لينتنر

در اين نسخه فرض مي‌شود كه نرخ بازدة بدون ريسك وجود دارد و سرمايه‌گذار مي‌تواند با اين نرخ هم وام بگيرد و هم وام بدهد. در اين نسخه، R_t در معادلة (٢٦) بازدة اضافي دارايي مي‌باشد كه از تفاضل بازدة آن دارايي با نرخ بازدة بدون ريسك حاصل مي‌شود. به اين ترتيب R_{mt} نيز بازدة اضافي بازار مي‌باشد. نرخ بازده بدون ريسک در اين مدل نرخ بازده اوراق مشاركت منتشره توسط بانک مركزي در نظرگرفته شده است. در نسخة شارپ- لينتنر انتظار بر اين است كه همة عناصر بردار α صفر باشند.

ب) نسخة بلك

اين نسخه در غياب دارايي بدون ريسك ارائه شده است. بلك مفهوم ديگري با عنوان «بازدة مورد انتظار پرتفوليوي با بتاي صفر» را مطرح نمود كه البته غيرقابل مشاهده است و مانند نرخ بازده بدون ريسك مشخص نمي‌باشد بلكه بايد مانند β تخمين زده شود. اگر بازده مورد انتظار پرتفوليوي با بقاي صفر را γ بناميم آنگاه انتظار بر اين است كه α در معادلة (٢٦) چنين شود:

$$\alpha = (1-\beta)\gamma \qquad (٢٧)$$

نكته ديگر در اين نسخه اين است كه R_t و R_{mt} بازدة واقعي دارايي و بازار مي‌باشند

بدين معني كه از بازده دارايي يا بازار نرخ تورم كسر مي‌شود و بازدة واقعي حاصل مي‌شود.

روش‌هاي تخمين

روش‌هاي مختلفي براي تخمين مدل *CAPM* وجود دارد. ساده‌ترين روش اقتصادسنجي، *OLS* مي‌باشد كه بر فروضي استوار مي‌باشد. اين روش براي تخمين مدل مورد نظر كارايي ندارد و داراي ايرادات فراواني است. فروض اين روش با توجه به خاصيت اطلاعات و مدل مذكور نقض مي‌شود لذا در اينجا سعي مي‌شود از روش‌هاي ديگر اقتصادسنجي استفاده شود.

الف)حداكثر راستنمايي **(ML)**

يكي از روش‌هاي تخمين نقطه‌اي با بعضي خصوصيات نظري قويتر از روش *OLS*، روش حداكثر راستنمايي (*ML*) مي‌باشد. فرض كنيد مدل دو متغيره $z_t = \alpha + \beta z_{mt} + \varepsilon_t$ را داشته باشيم. با فرض توزيع نرمال و بطور مستقل z_t، تابع چگالي احتمال بازده اضافي را به شرط بازده اضافي بازار به شكل زير مي‌نويسيم:

$$f(Z_t \mid Z_{mt}) = (2\pi)^{\frac{-T}{2}} \mid \Sigma \mid^{\frac{-1}{2}} \times \exp[-\frac{1}{2}(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})'\Sigma^{-1}(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})] \quad (۲۸)$$

$$t = 1, 2, 3, \ldots, T$$

با توجه به اين كه بازده‌هاي اضافي *iid* مي‌باشند و *T* مشاهده وجود دارند، تابع چگالي احتمالي مشترك چنين است:

$$f(Z_1, Z_2, \ldots, Z_T \mid Z_{m1}, Z_{m2}, \ldots, Z_{mt}) = \prod_{t=1}^{T} (2\pi)^{\frac{-T}{2}} \mid \Sigma \mid^{\frac{-1}{2}} \quad (۲۹)$$

$$\times \exp[-\frac{1}{2}(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})'\Sigma^{-1}(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})]$$

براي تعريف تخمين‌زن حداكثر راستنمايي ما از تابع لگاريتم راستنمايي كه لگاريتم تابع چگالي احتمال مشترك است و از پارامترهاي مجهول α و β و Σ تشكيل شده، استفاده مي‌كنيم.

$$L(\alpha,\beta,\Sigma) = -\frac{T}{2}\log(2\pi) - \frac{T}{2}\log|\Sigma| - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})'\Sigma^{-1}(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt}) \quad (۳۰)$$

روش حداكثر راستنمايي عبارت است از تخمين پارامترهاي مجهول در حالتي كه احتمال مشاهده Z_t هاي مفروض در بالاترين حد (حداكثر) ممكن باشد. حال براي پيدا كردن تخمين‌زنها بايد از $L(\alpha,\beta,\Sigma)$ نسبت به α و β و Σ مشتق گرفته و برابر با صفر قرار دهيم.

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha} = \Sigma^{-1}\left[\sum_{t=1}^{T}(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})\right] \quad (۳۱)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = \Sigma^{-1}\left[\sum_{t=1}^{T}(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})Z_{mt}\right] \quad (۳۲)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \Sigma} = -\frac{T}{2}\Sigma^{-1} + \frac{1}{2}\Sigma^{-1}\left[\sum_{t=1}^{T}(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})(Z_t - \alpha - \beta Z_{mt})'\right]\Sigma^{-1} \quad (۳۳)$$

با برابر صفر قرار دادن (۳۱)، (۳۲) و (۳۳)، مي‌توانيم تخمين‌زنهاي حداكثر راستنمايي را به شكل زير محاسبه كنيم.

$$\hat{\alpha} = \hat{\mu} - \hat{\beta}\hat{\mu}_m \quad (۳٤)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^{T}(Z_t - \hat{\mu})(Z_{mt} - \hat{\mu}_m)}{\sum_{t=1}^{T}(Z_{mt} - \hat{\mu}_m)^2} \quad (۳۵)$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(Z_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}Z_{mt})(Z_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}Z_{mt})' \quad (۳٦)$$

كه در آن ها $\hat{\mu}$ و $\hat{\mu}_m$ چنين مي‌باشد:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} Z_t \quad \text{و} \quad \hat{\mu}_m = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} Z_{mt}$$

نكته اين كه، اين تخمين‌زنها شبيه تخمين‌زن *OLS* مي‌باشند. اگر خانوادة توزيع‌هاي خطاي ممكن خانواده‌اي از توزيعهاي نرمال با ميانگين صفر باشد، در اين صورت برآوردهاي حداكثر راستنمايي با برآوردهاي كمترين مربعات معمولي منطبق مي‌باشند. اگر فرض كنيم كه جامعه خطا توزيعي از نوع خاص دارد آنگاه برآورد حداكثر راستنمايي بكار برده مي‌شود. تخمين‌زن حداكثر راستنمايي σ^2، مساوي $\sum e_t^2/T$ است كه با تورش مي‌باشد. در حالي كه تخمين‌زن حداقل مربعاتي σ^2، مساوي $\sum e_t^2/(T-2)$ است كه بدون تورش است. با مقايسه اين دو تخمين‌زن σ^2 درمي‌يابيم كه هرچه حجم نمونه (*T*) مقدار بزرگتري بگيرد، دو تخمين زن σ^2، ميل به تساوي پيدا كنند. بنابراين بطور مجانبي، تخمين‌زن حداكثر راستنمايي σ^2، نيز بدون تورش مي‌شود. كمپبل براي تخمين بتا در بازار بورس اوراق بهادار از مدل *CAPM* و از روش حداكثر راستنمايي استفاده مي‌كند. بدليل ماهيت خاص داده‌ها در اين بازار و وجود داده‌هاي حدي و توزيع خاص خطاها به نظر مي‌رسد كه روش حداكثر راستنمايي روش خوبي باشد. از نظر كمپبل تخمين‌گرهاي حداكثر راستنمايي سازگار، به طور مجانبي كارا و نرمال مي‌باشند.

ب)حداقل مربعات تعميم يافته[۱] (*GLS*)

اين روش معمولاً زماني كه ما با خود همبستگي يا ناهمساني واريانس مواجه مي‌باشيم بكار مي‌رود. در حالت ايده‌آل مي‌خواهيم طرح تخمين را در چنان حالتي مورد استفاده قرار دهيم كه مشاهدات بدست آمده از جامعه‌اي با تغييرپذيري بيشتر داراي «وزني» كمتر از مشاهداتي باشند كه از جامعه‌اي با تغييرپذيري كمتر حاصل شده‌اند. متأسفانه روش *OLS* معمول از اين رويه پيروي نمي‌كند و در نتيجه از اطلاعاتي كه حاكي از تغييرپذيري نامساوي متغير مستقل هستند، استفاده نمي‌كند. اما روش تخمين *GLS* قادر است تخمين‌زني را بدست آورد كه بهترين تخمين‌زن خطي بدون تورش[۲] (*BLUE*) باشد.

1. Generalized Least Squares
2. Best Liner Unbiased Estimator

ج)روش گشتاورهاي تعميم يافته[۱] (GMM)

روش گشتاورهاي تعميم‌يافته، تعميم روش گشتاورهاست. براي درك بهتر روش گشتاورها و روش گشتاورهاي تعميم‌يافته و ارتباط آنها يك مثال را مطرح مي‌كنيم. فرض مي‌كنيم كه داده‌هاي $Y_1, Y_2, \cdots, Y_T$ با توزيع *t- student* و درجه آزادي ν توزيع شده‌اند و ما مي‌خواهيم ν را تخمين بزنيم. تابع چگالي زير را داريم:

$$f(Y_t, \nu) = \frac{\Gamma[(\nu+1)/2]}{(\pi\nu)^{\frac{1}{2}}\Gamma(\nu/2)}\left[1+(y_t^2/\nu)\right]^{\frac{-(\nu+1)}{2}} \qquad (۳۷)$$

براي تخمين ν تابع درستنمايي را حداكثر مي‌كنيم.

$$\hat{\nu} \equiv \arg\max \ln L_T(\theta) = \sum_{t=1}^{T} \ln f(y_t, \nu) \qquad (۳۸)$$

با استفاده از روش گشتاورها نيز مي‌توان گشتاور *r* ام نمونه را چنين بدست آوريم

$$\hat{\mu}_{r,T} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} Y_t^r$$

μ_r به طوركلي تابعي است از پارامترهاي مورد نظر براي تخمين طوري كه $\mu_r = \mu_r(\nu)$ بنابراين مي‌توانيم ν را از اين طريق بدست آوريم ولي مشكلي كه وجود دارد اين است كه براي مثال مي‌توانيم ν را هم از گشتاور دوم نمونه و هم از گشتاور چهارم نمونه بدست آورد و تخمين زد. براي برطرف كردن اين نقص از روش گشتاورهاي تعميم‌يافته استفاده مي‌شود.

اگر w_t برداري $h \times 1$ از مشاهدات و θ برداري $a \times 1$ از پارامترهايي باشد كه قصد تخمين زدن آنها وجود دارد و *r* تا تابع $h(\theta, w_t)$ موجود باشد. اگر فرض كنيد θ_0 مقدار واقعي θ و يا پارامترها باشد آنگاه

$$E[h(\theta_0, w_t)] = 0$$

اگر $y_t = (w'_1, w'_2, \ldots, w'_T)$ تمام مشاهدات باشد آنگاه ميانگين نمونه چنين است

[1]. Generalized method of moments

$$g(\theta, y_t) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} h(\theta, w_t) \qquad (۳۹)$$

θ چنان تعيين مي‌شود كه ميانگين نمونه $g(\theta, y_t)$ به سمت صفر ميل كند.

- اگر $a > r$ باشد آنگاه كمتر از حد تشخيص وجود دارد و نمي‌توان θ را تخمين زد.
- اگر $a = r$ باشد آنگاه قابليت شناسايي دقيق وجود دارد و مي‌توان با مساوي صفر قرار دادن $g(\theta, y_t)$، به تخمين از $\hat{\theta}$ دست يافت.
- اگر $r > a$ باشد آنگاه بيش از حد تشخيص وجود دارد. در اينصورت، تابع زير را مي‌بايست حداقل نماييم.

$$Q_t(\theta, y_t) = [g(\theta, y_t)]' A_T [g(\theta, y_t)] \qquad (٤٠)$$

A_T يك ماتريس وزني $r \times r$ است. براي اينكه واريانس تخمينها حداقل شوند بايد A_T را چنان انتخاب كنيم كه

$$A_T = S^{-1} \qquad (٤١)$$

كه در آن S چنين مي‌باشد:

۱. وقتي كه ناهمساني واريانس و همبستگي سريالي وجود نداشته باشد:

$$\hat{S}_T = \frac{1}{T}\sum_{t-1}^{T} [h(\theta_0, w_t)][h(\theta_0, w_t)]' \qquad (٤٢)$$

ولي در اين جا نيز مقدار θ_0 مشخص نيست. پس در ابتدا در تابع هدف بجاي S^{-1} ماتريس واحد قرار مي‌دهيم و سپس θ_0 را تخمين مي‌زنيم. آنگاه $\hat{\theta}$ را در تابع S_T^* به جاي θ_0 قرار مي‌دهيم و $\hat{S}_T$ را محاسبه مي‌كنيم اين عمل را تا جايي تكرار مي‌كنيم كه مقدار $\hat{\theta}_{(j)}$ نزديك به $\hat{\theta}_{(j+1)}$ باشد كه در اين صورت عمل تكرار خاتمه مي‌يابد.

۱. وقتي كه ناهمساني واريانس و همبستگي سريالي وجود داشته باشد:

$$\hat{S}_T = \hat{T}_{0,T} + \sum_{v=1}^{q}\left(1 - \frac{v}{1+q}\right)\left(\hat{T}_{v,T} + \hat{T}'_{v,T}\right) \qquad (٤٣)$$

كه در آن:

$$T_{v,T} = \frac{1}{T}\sum_{t=v+1}^{T} \left[h(\hat{\theta}_T, w_t)\right]\left[h(\hat{\theta}_T, w_{t-v})\right]'$$

q تعداد دوره‌هايي است که به خاطر وجود داده‌هاي مانا، اثر همبستگي سريالي از بين مي‌رود.

$\hat{S}_T$ در حالت وجود ناهمساني واريانس و همبستگي سريالي سازگار مي‌باشد.

حال اگر در روش *GMM* نمادگذاري كنيم طوري که فرض نماييم $\theta=\beta$ و $a=K$ و $w_t=(Y_t, X'_t)$ داريم:

$$X_t u_t = X_t(Y_t - X'_t\beta)$$

$$E(X_t u_t) = E[X_t(Y_t - X'_t\beta)] = 0$$

$$h(\theta, w_t) = X_t(Y_t - X'_t\beta)$$

$$g(\theta, y_t) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} X_t(Y_t - X'_t\beta) = 0$$

$$\sum_{t=1}^{T} X_t Y_t = \sum_{t=1}^{T} X_t X'_t \beta$$

$$\hat{\beta}_{GMM} = \left[\sum_{t=1}^{T} X_t X'_t\right]^{-1}\left[\sum_{t=1}^{T} X_t Y_t\right] = (X'X)^{-1}X'Y \qquad (٤٤)$$

مشخص است که تخمين‌زنهاي *OLS* و *GMM* با هم برابر هستند.

مي‌توانيم از متغيرهاي ابزاري نيز در روش *GMM* استفاده کنيم. فرض كنيد که مدل زير را با متغيرهاي توضيحي Z_t داريم.

$$Y_t = Z'_t\beta + u_t$$

ممکن است بعضي از متغيرهاي توضيحي و نه همة آن ها با u_t همبستگي داشته باشند در اين حالت تخمين‌زنها ناسازگار مي‌شوند. آنگاه متغيرهايي مانند X_t که با u_t همبستگي نداشته باشند و در عين حال با متغيرهاي قبلي Z_t همبستگي شديدي داشته باشند را بکار مي‌بريم. در عمل مي‌توان از وقفة متغيرهاي Z_t به عنوان متغير ابزاري استفاده کرد. حال فرض کنيم که با وجود متغيرهاي ابزاري و فرض $E(X_t u_t)=0$ بخواهيم از روش *GMM* تخمين بزنيم:

$W_t = (Y_t, X'_t, Z'_t)$ و $a=K$ و $\theta=\phi$

$$h(\theta, w_t) = X_t(Y_t - Z_t'\beta)$$

$$E[h(\theta_0, W_t)] = E[X_t(Y_t - Z_t'\beta_0)] = 0$$

$$g(\theta, y_t) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} X_t(Y_t - Z_t'\beta) = 0$$

$$g(\theta, y_t) = 0$$

$$\sum_{t=1}^{T} X_t(Y_t - Z_t'\beta) = 0$$

$$\hat{\beta}_{GMM} = \left[\sum_{t=1}^{T} X_t Z_t'\right]^{-1}\left[\sum_{t=1}^{T} X_t Y_t\right] = (X'Z)^{-1}X'Y \qquad (٤٥)$$

مزيت روش *GMM* اين است كه علاوه بر حل مشكلات ناهمساني واريانس و خودهمبستگي، ديگر لازم نيست توزيع مشاهدات را بدانيم ولي در روش *ML* بايد توزيع مشاهدات را بدانيم. بنابراين روش *GMM* روش آسان‌تري است.

د) روش رگرسيون حداقل قدرمطلق انحرافات[۱] ***(LAD)***

در اين روش براي كاهش آثار مشاهدات دور افتاده از مجموع قدر مطلق انحرفات (پسماندها) بجاي مجموع مربعات پسماندها استفاده مي شود.

$$\min_{\beta\in R^k}\sum_{t=1}^{T}\left|Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_{2t} - \ldots - \beta_k X_{kt}\right| \qquad (٤٦)$$

رگرسيون حداقل قدر مطلق انحرافات حالت خاصي از رگرسيون چندک[۲] است بدنبال بررسي رفتار چند ک هاي متغير وابسته در مقابل تغييرات متغيرهاي مستقل است. شكل كلي رگرسيون چندک بصورت ذيل است:

$$\min_{\beta\in R^k}\sum_{t=1}^{T}\rho_\tau\left(Y_t - \xi(x_t, \beta)\right)$$

---

1. Least Absolute Deviation
2. Quantile regression

$$\xi_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_{2t} - \cdots - \beta_k X_{kt}$$

البته $\xi = f(x_{1t}, x_{2t}, \cdots, x_{kt}; \beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_k)$ مي تواند هر تابع دلخواه باشد. تابع $\rho_\tau(\cdot)$ يک تابع قدر مطلق با ويژگي ذيل است:

$$\rho_\tau(u) = u(\tau - 1(u < 0))$$

در تابع فوق وزنهاي نامتقارن به مقادير مثبت و منفي داده مي شود. براي حداقل کردن تابع فوق مي توان معادله را بصورت ذيل نيز نوشت:

$$Q_T = \min_{\xi \in R}\{\sum_{t:Y_t \geq \xi} \tau |Y_t - \xi| + \sum_{t:Y_t < \xi} (1-\tau)|Y_t - \xi|\} \quad (٤٧)$$

حداقل کردن تابع فوق مي تواند با استفاده از برنامه ريزي رياضي انجام شود. الگوريتم‌هاي مختلفي براي تخمين پارامترها در مساله فوق پيشنهاد شده است. که مهمترين آنها الگوريتم سيمپلکس بارودل و رابرت [١] و شکل تعديل شده همين روش کونکر و دي اوري [١٠] است[١].

ذ) رگرسيون ناپارامتري[٢] (*NP*)

در روش حداقل مربعات فرض بر اين است اجزاء اخلال از توزيع نرمال برخوردار است، در حاليکه در عمل ممکن است توزيع اجزاء اخلال نرمال نبوده و شکل توزيع نيز معلوم نباشد. در اين صورت استفاده از روش حداقل مربعات ويژگي هاي مطلوب را نخواهد داشت و استفاده از روش رگرسيون ناپارامتري مناسب تر بنظر مي‌رسد. روش‌هاي ناپارامتري اغلب به دو صورت تخمين تابع چگالي و تخمين معادله رگرسيوني انجام مي‌پذيرد. کاربرد اول استفاده‌هايي در مالي نيز دارد. بعنوان مثال مي‌توان با استفاده از تخمين تابع چگالي توزيع تجربي بازده را بدست آورده و ويژگي‌هايي مانند دم پهن بودن توزيع و يا ساير موارد را مشخص نمود. تخمين تابع چگالي به روش‌هاي مختلف امکانپذير

---

١. مي‌توان به نرم افزار هاي مختلف امکان تخمين رگرسيون چندک را فراهم مي کنند که از جمله آنها به Eviews و Stata9 اشاره نمود.

2. Non- Parametric

است که از جمله پرکاربردترين آنها مي توان به روش سنتي هيستوگرام[۱] و روش کرنل[۲] اشاره نمود. روش کرنل مزيت هاي قابل توجهي بر روش هيستوگرام دارد که پيوستگي و قابليت تعميم آن به ابعاد بالاتر از اين جمله است [۱۴]. کاربرد دوم به تخمين معادله رگرسيوني بدون فرضي درباره توزيع اجزاء اخلال مي پردازد. روش‌هاي مختلفي در اين زمينه پيشنهاد شده است که از جمله آنها مي توان به رگرسيون رتبه [۳] و رگرسيون نادارايا-واتسون[٤] اشاره نمود. در اين جا از رگرسيون رتبه استفاده خواهيم نمود. جهت رعايت اختصار از توضيح تخمين تابع چگالي و رگرسيون نادارايا- واتسون صرفنظر نموده و فقط به ارائه توضيحاتي در خصوص رگرسيون رتبه مي پردازيم.

در رگرسيون رتبه، ابتدا رتبه تخمين اجزاء اخلال را بدست آورده و ميانگين رتبه را که برابر با $T(T+1)/2$ است از آنها کم مي کنيم. که در اين عبارت T تعداد مشاهدات است. در اين روش براي تخمين پارامتر ها تابع ذيل حداقل مي شود:

$$\min \sum_{t=1}^{T}\left[\text{rank}\left(Y_t-\beta_1-\beta_2X_{2t}-\cdots-\beta_kX_{kt}\right)-T(T+1)/2\right]e_t \qquad (٤٨)$$

براي حل مساله مينيمم سازي فوق مي توان از روش هاي مختلف استفاده نمود. در اينجا با استفاده از الگوريتمي که در دوج و بيرکس [۲] رگرسيون ناپارامتري مورد برازش قرار گرفته است[۵]. فرم ماتريسي تابع فوق بصورت

$$\left(\text{rank}(e)-(T+1)/2\right)'e \qquad (٤٩)$$

است. که در عبارت فوق:

$$e=y-x\hat{\beta}$$

$$x=\left[x_2,x_3,\cdots,x_k\right];\hat{\beta}'=\left[\hat{\beta}_2,\cdots,\hat{\beta}_k\right]$$

در اين روش عرض از مبداء با استفاده از ميانه e تخمين زده مي شود. براي تخمين

1. Histogram
2. Kernel
3. Rank Regression
4. Nadaraia- Watson

۵. در اين آدرس http://ideas.repec.org/e/pmo194.html که توسط شاپور محمدي براي تخمين نوشته شده قابل دسترسي است.

سایر پارامترها تابع $f\left(\hat{\beta}\right)=\left(\text{rank}\left(y-x\hat{\beta}\right)-\left(T+1\right)/2\right)'\left(y-x\hat{\beta}\right)$ را که شکل دیگري از فرم ماتريسي معادله (49) است. با استفاده از روش حداقل مربعات تکراري مي توان تابع فوق را حداقل نمود. بعنوان مقدار اولیه بردار β نيز مي توان تخمين حداقل مربعات را استفاده نمود. بردار $\hat{\beta}^i=\hat{\beta}^0+pd$ به صورت تکراري محاسبه شده و این فرآیند تا جایي ادامه مي ابد که $\hat{\beta}^i-\hat{\beta}^{i-1}<\delta$ باشد. در این عبارت δ یک مقدار دلخواه کوچک به عنوان مثال $1e-6$ یا $1e-10$ است. محاسبه p و d بصورت ذیل است:

$$z=y-x\hat{\beta}^0;\ u^0=\text{rank}\left(z\right)-0.5\left(T+1\right);x_c=x-\overline{x}$$

$$d=\left(x_c'x_c\right)^{-1}x_c'u^0\ ;\ w=xd$$

پس از محاسبه w، عامل بروز رساني p مي تواند با استفاده از میانگین وزني $\left(z_i-z_j\right)/\left(w_i-w_j\right)$ با اوزان $\left|w_i-w_j\right|/\sum\left|w_i-w_j\right|$ محاسبه شود.

تجزیه و تحلیل نتایج

بتاي شرکت هاي نمونه در دوره هاي روزانه و ماهیانه، در مدل هاي بلک و شارپ، با روش هاي NP, GLS, ML, GMM و LAD تخمين زده شدو نتایج حاصل از تخمین به شرح نگاره‌هاي (۱) و (۲) مي باشد.

۱. دوره هاي بازدهي

نتايج تخمين نشان مي‌هد که بر اساس نگاره ۱ و ۲، تخمین بتا با استفاده از بازده‌هاي روزانه باعث بدست آوردن بتاهاي معني‌دارتري مي‌گردد. تعداد بیشتر ضریب بتاي معني‌دار با استفاده از بازده‌هاي روزانه در روش NP,GLS, GLS GMM و LAD نسبت به داده‌هاي ماهانه کاملاً مشخص مي‌باشد. در مدل‌هاي بلك و شارپ نيز اين امر مشخص مي‌باشد. ضریب تعیین در داده‌هاي ماهانه بیشتر از ضریب تعیین در داده‌هاي روزانه مي‌باشد. اين ضريب در روش NP,GLS, GLS GMM و LAD و همچنين مدل‌هاي بلك و شارپ در داده‌هاي ماهيانه نسبت به داده‌هاي روزانه بزرگتر مي‌باشد که اين امر بازگوكنندة آن است که در داده‌هاي ماهيانه بازده سهام تأثيرپذيري بيشتري از بازده شاخص دارد. بطور متوسط مقدار بتاها در دوره‌هاي بازدهي ماهانه تفاوت عمده‌اي با بتاهاي با دوره بازدهي روزانه ندارد. مجموع مجذورات پسماندها در داده‌هاي ماهانه بسيار بيشتر از مقدار آن در داده‌هاي

روزانه مي‌باشد. مجموع مجذورات پسماندها هر چه کمتر باشد نشان دهندة اين است که خط رگرسيون بهتري از ميان نقاط داده‌ها مي‌گذرد و بنابراين اجزاي اخلال کوچکتري داريم.

نگاره(١): تخمين بتا از مدل بلك در دوره هاي بازدهي مختلف

روش GLS با بازده هاي روزانه					روش GLS با بازده هاي ماهانه				
	Beta	t-statistic	R-squared	RSS		Beta	t-statistic	R-squared	RSS
ايران خودرو	١/٧٨٤٠	٣/١٣٠٠	٠/٢٩٣٩	٠/٠٥٩٩	ايران خودرو	١/٨٥٤٣	٤/٨٤٠٠	٠/٦٥٢١	٢/٦٦٤٠
سايپا	٠/٩٣٦٧	٢/٤٠٠٠	٠/١١٨٩	٠/٠٠٢٠	سايپا	٢/٤٠٥٠	٣/١٧٠٠	٠/٥٨١٦	٧/١٤٥٥
سيمان فارس و خوزستان	٢/٦٢١٥	٢/٦٦٠٠	٠/٢٧٤٢	٠/٢١٤٤	سيمان فارس و خوزستان	١/٥٢٦٥	٢/٦٠٠٠	٠/٢٨٧٦	٠/٨٦٥٨
سيمان تهران	١/٠٧٣٤	٦/٦٥٠٠	٠/١٧٣٨	٠/٠٠٠٩	سيمان تهران	١/٣٥٨٠	٣/٦٥٠٠	٠/٣٤٠٤	٠/٣٩٢٤
معادن روي	٠/٧٦٨١	٤/٢٩٠٠	٠/٠٥٥٩	٠/٠٩٢٣	معادن روي	٠/٧٠٠٣	١/٢٠٠٠	٠/٠٣٦٩	٠/٢٣٧٤
پتروشيمي اراک	١/٠١٨١	٢/٨٣٠٠	٠/١٣٨٨	٠/٠٠١١	پتروشيمي اراک	٠/٥٩٠٠	١/٣٢٠٠	٠/٠٨٢٢	٠/٥٤٥٣
پتروشيمي خارک	٠/٨٦٣٨	١/٩٧٠٠	٠/٠٨٤٧	٠/٠٠٢٤	پتروشيمي خارک	١/٢٠٧١	٤/٧٣٠٠	٠/٣٣٤١	٠/١٢٥٥
سرمايه گذاري غدير	١/٠٧٧٣	٥/٩٨٠٠	٠/١٩٦١	٠/٠٠٠٢	سرمايه گذاري غدير	٠/٢٣٩٠	٣/٧٠٠٠	٠/٢٩٥٨	٠/٠٤٠٠
سرمايه گذاري بانک ملي	١/١٤٤٥	٤/١٧٠٠	٠/١٧٤٤	٠/٠٠١٣	سرمايه گذاري بانک ملي	١/١١٥٧	٣/٧٠٠٠	٠/٢٦٨٣	٠/٠٣٦١
سرمايه گذاري ساختمان	٠/٤٩٨٤	٣/٢٩٠٠	٠/١١٦٢	٠/٠٣١٥	سرمايه گذاري ساختمان	٠/٨٩٧٧	٢/٨٢٠٠	٠/١١٠٦	٠/٠٩٥٢
روش ML با بازده هاي روزانه					روش ML با بازده هاي ماهانه				
	Beta	t-statistic	R-squared	RSS		Beta	t-statistic	R-squared	RSS
ايران خودرو	١/٦٧٥٥	١٦/٦٠٠٠	٠/٢٧٤٦	٠/٠٤٥٨	ايران خودرو	٠/٧٩٨١	٨/٤٠٠٠	٠/٥٤٠٦	٢/٤١٧١
سايپا	١/٠٢٤٤	٩/١٩٠٠	٠/١٠٤٢	٠/٠٠١٥	سايپا	٢/٣٩١٨	٨/٣١٠٠	٠/٥٣٥٣	٦/٨٥٠١
سيمان فارس و خوزستان	٢/٦٢١٥	١٦/٦٠٠٠	٠/٢٧٤٢	٠/٢١٤٤	سيمان فارس و خوزستان	١/٥٢٦٥	٤/٩٢٠٠	٠/٢٨٧٦	٠/٨٦٥٨
سيمان تهران	١/٠٤٦٩	١٠/٤٠٠٠	٠/١٢٨٨	٠/٠٠٠٦	سيمان تهران	١/٣٥٨٠	٥/٥٦٠٠	٠/٣٤٠٤	٠/٣٩٢٤
معادن روي	٠/٧٩٩٦	٤/٣٣٠٠	٠/٠٢٥١	٠/٠٩١٥	معادن روي	٠/٧٠٠٣	١/٥٢٠٠	٠/٠٣٦٩	٠/٢٣٧٤
پتروشيمي اراک	١/٠٧٥٧	٧/٨٤٠٠	٠/٠٧٨٠	٠/٠٠١٥	پتروشيمي اراک	٠/٦١٢٠	٢/٢٢٠٠	٠/٠٧٥٩	٠/٤٩٩٥
پتروشيمي خارک	٠/٨٦٣٨	٨/٢٠٠٠	٠/٠٨٤٧	٠/٠٠٢٤	پتروشيمي خارک	١/٢٠٧١	٥/٤٩٠٠	٠/٣٣٤١	٠/١٢٥٥
سرمايه گذاري غدير	١/٠٥٠٧	١١/٣٠٠٠	٠/١٤٨٨	٠/٠٠٠١	سرمايه گذاري غدير	٠/٩٧٧٥	٤/٧٩٠٠	٠/٢٧٧٠	٠/٠٠٧٩
سرمايه گذاري بانک ملي	١/١٣٤٨	١٠/٨٠٠٠	٠/١٣٧٨	٠/٠٠١٠	سرمايه گذاري بانک ملي	١/١١٥٧	٤/٦٩٠٠	٠/٢٦٨٣	٠/٠٣٦١
سرمايه گذاري ساختمان	٠/٧٣٢٨	٥/٨٩٠٠	٠/٠٤٥٦	٠/٠١٢٩	سرمايه گذاري ساختمان	٠/٨٩٧٧	٢/٧٣٠٠	٠/١١٠٦	٠/٠٩٥٣

ادامه نگاره (۱): تخمین بتا از مدل بلك در دوره هاي بازدهي مختلف

روش GMM با بازده هاي روزانه					روش GMM با بازده هاي ماهانه				
	Beta	t-statistic	R-squared	RSS		Beta	t-statistic	R-squared	RSS
ایران خودرو	۱/۸۹۰۵	٦/۰۳۰۰	۰/۲۸۰۱	۰/۰۷٦٦	ایران خودرو	۱/٤۹۳۸	۲/٥٦۰۰	۰/٥۱۸۳	۰/۹۷۲۷
سایپا	۲/٥٤٦۰	۳/۳۲۰۰	-۰/۱۰٦۰	۰/۱۹۸۰	سایپا	۲/۷٦۲٦	۳/۷۷۰۰	۰/٥۳۷٥	۱۱/۰۲٦۰
سیمان فارس و خوزستان	۱/٥٦۱٤	٥/٦٦۰۰	۰/۲۲۱۰	۰/۰۲٤۳	سیمان فارس و خوزستان	۲/۲۱۰۸	۳/۱۹۰۰	۰/۱۹۸۷	٤/۹۳٦٦
سیمان تهران	۰/۹۱۳۸	۲/۷۳۰۰	۰/۱۳٥۰	۰/۰۰۱۰	سیمان تهران	۱/۱۸۰۸	۳/٥۰۰۰	۰/۳۳٥۲	۰/۰۸۸۰
معادن روي	۱/۱۲۰٤	۲/٤۲۰۰	۰/۰۲۲۰	۰/۰۹۲٦	معادن روي	-۰/۱۹۲۰	-۰/۲۷۰۰	-۰/۰۲٦۱	٤/٥۸۸۹
پتروشیمي اراک	۰/٦۱٤۰	۱/٤٤۰۰	۰/۰٦۳٥	۰/۰۱۳۳	پتروشیمي اراک	-۰/۰۰۷٤	-۰/۰۱٦۰	-۰/۰۰٤۱	۳/٤۹٤۰
پتروشیمي خارک	۰/۳۹٦۷	۱/۲۹۰۰	۰/۰٥٦۷	۰/۰۳۰۹	پتروشیمي خارک	۰/۹۰۷۱	۲/٤۰۰۰	۰/۳۰٦٤	۰/۰٤۸٥
سرمایه گذاري غدیر	۱/۰۷۱۲	٤/۱٥۰۰	۰/۱٥۱۷	۰/۰۰۰۲	سرمایه گذاري غدیر	۱/۲۲۳٤	٤/۱٤۰۰	۰/۲۳۱۷	۰/۱٦۲۷
سرمایه گذاري بانک ملي	۰/۸۳٤٤	۲/۸٤۰۰	۰/۱۲۹۲	۰/۰۰۳٤	سرمایه گذاري بانک ملي	۰/٦٥٤۹	۱/۷٤۰۰	۰/۲۰۷۸	۰/٤۳٦٦
سرمایه گذاري ساختمان	۰/۸۲٥۰	۱/۸۷۰۰	۰/۰۲٦٥	۰/۰۰۸٥	سرمایه گذاري ساختمان	۰/۷٦۲۹	۱/۳٤۰۰	۰/۰۸۷۱	۰/۳۰۹۱
روش رگرسیون ناپارامتري NP با بازده هاي روزانه					روش رگرسیون ناپارامتري NP با بازده هاي ماهانه				
	Beta	t-statistic	R-squared	RSS		Beta	t-statistic	R-squared	RSS
ایران خودرو	۱/۰۹۷۲	۲٦/٦۸٤۰	۰/۲٥۰۳	۰/۰۰٦۰	ایران خودرو	۱/٤٦۲٤	۹/۳۹٥۲	۰/۳۹٦۸	۰/۸٥۰۱
سایپا	۰/۳۷۹٥	۱۷/۸۸۰٥	۰/۱٤۰۷	۰/۰۲۸۰	سایپا	۱/۸۹۲۰	۸/۰۲۲٥	۰/۳۱۷۳	۲/۸۱٤۹
سیمان فارس و خوزستان	۰/۹۲٤٥	۲٥/٥٦۲۸	۰/۲۳۰۹	۰/۰۰۰٥	سیمان فارس و خوزستان	۱/۱۹٤٤	٤/۹۲٦۸	۰/۲۸۷۹	۰/۱۰۱۷
سیمان تهران	۰/٦٤۱۷	۱۹/٦۱٤۰	۰/۱۷۸۰	۰/۰۱۱۱	سیمان تهران	۱/۳۷۱۳	٥/۱۸٥۷	۰/۲۸۱۲	۰/٤٤۷٤
معادن روي	۰/۳۷۰۳	٥/۱۱۸۷	۰/۰۲۱۱	۰/۱۱۰۱	معادن روي	۰/۳۲۰۱	۰/۹۱٦۱	۰/۰۱۲۰	۱/۲۳۷۲
پتروشیمي اراک	۰/٥٤٦۷	۱٤/۸٤۹۳	۰/۱۱٦۹	۰/۰۱٤۳	پتروشیمي اراک	۰/۳۰٦٤	۱/۲٥۸۱	۰/۰۳۷۷	۱/٥٤۱۳
پتروشیمي خارک	۰/۱٥۰۰	۱۲/۹۹۹۱	۰/۰۹۳۱	۰/۰٥۸۲	پتروشیمي خارک	۰/۹٦۲۷	٥/۷۲٥۲	۰/۲٦۳۰	۰/۰۰٦۸
سرمایه گذاري غدیر	۰/٦۱۲۲	۲۱/۰۱٤۳	۰/۱۳٥۷	۰/۰۱۲٦	سرمایه گذاري غدیر	۰/۷۷٤۹	٤/۸۰۳٤	۰/۲۲۹٦	۰/۲۰۳٦
سرمایه گذاري بانک ملي	۰/۳۹۸٥	۱۷/۸۲٥٦	۰/۱۳۲۰	۰/۰۲۹۸	سرمایه گذاري بانک ملي	۰/۸۲۰٦	٥/۳۰۳۱	۰/۲۹٥۲	۰/۱۲۰۳
سرمایه گذاري ساختمان	۰/۲۳۱۷	٥/۲۸٤٤	۰/۰۲۲۹	۰/۰٥۳٤	سرمایه گذاري ساختمان	۰/٦٤٤۰	۲/٦۸۳۳	۰/۱٤۱۲	۰/٥٤۱۸

ادامه نگاره (۱): تخمين بتا از مدل بلك در دوره هاي بازدهي مختلف

	روش LAD با بازده هاي روزانه					روش LAD با بازده هاي ماهانه			
	Beta	t-statistic	R-squared	RSS		Beta	t-statistic	R-squared	RSS
ايران خودرو	۰/۹۶۵۶	۱۲/۴۸۶۶	۰/۰۵۷۹	۰/۰۰۴۰	ايران خودرو	۱/۳۰۶۶	۴/۸۳۵۴	۰/۲۲۴۳	۰/۴۰۰۷
سايپا	۰/۱۹۲۱	۲/۷۰۴۳	۰/۰۱۴۳	۰/۰۴۷۸	سايپا	۱/۴۹۶۰	۳/۹۵۷۰	۰/۱۵۲۰	۰/۸۷۲۲
سيمان فارس و خوزستان	۰/۵۴۲۵	۵/۱۶۶۴	۰/۰۲۹۳	۰/۰۱۶۸	سيمان فارس و خوزستان	۱/۱۹۴۵	۳/۰۸۳۷	۰/۱۴۶۲	۰/۱۰۱۸
سيمان تهران	۰/۴۰۱۸	۵/۷۰۱۶	۰/۰۲۸۱	۰/۰۳۰۰	سيمان تهران	۱/۴۷۵۶	۴/۰۸۹۰	۰/۱۸۰۱	۰/۷۵۰۴
معادن روي	۰/۰۱۷۵	۰/۱۱۲۶	۰/۰۰۰۶	۰/۱۴۸۴	معادن روي	۰/۱۴۳۵	۰/۲۶۳۷	۰/۰۰۳۰	۲/۰۵۵۳
پتروشيمي اراک	۰/۲۸۸۰	۳/۰۴۲۸	۰/۰۱۵۷	۰/۰۳۶۸	پتروشيمي اراک	۰/۱۸۱۷	۰/۵۳۰۷	۰/۰۲۴۷	۲/۱۷۵۸
پتروشيمي خارک	۰/۰۸۵۱	۱/۳۷۳۷	۰/۰۰۵۰	۰/۰۶۷۴	پتروشيمي خارک	۰/۸۸۷۵	۳/۳۷۴۰	۰/۱۳۲۸	۰/۰۴۸۹
سرمايه گذاري غدير	۰/۱۵۰۵	۲/۲۸۶۹	۰/۰۰۵۵	۰/۰۵۹۲	سرمايه گذاري غدير	۰/۷۶۰۲	۲/۹۹۴۴	۰/۱۱۶۸	۰/۲۳۱۰
سرمايه گذاري بانک ملي	۰/۱۶۰۴	۲/۲۴۹۹	۰/۰۰۹۷	۰/۰۵۷۶	سرمايه گذاري بانک ملي	۰/۶۷۲۰	۲/۴۱۴۳	۰/۱۳۲۵	۰/۳۸۴۹
سرمايه گذاري ساختمان	۰/۰۴۴۵	۰/۴۵۶۰	۰/۰۰۱۵	۰/۰۷۹۲	سرمايه گذاري ساختمان	۰/۷۰۲۵	۱/۸۱۶۰	۰/۱۰۱۷	۰/۳۹۳۵

نگاره (۲): تخمين بتا از مدل شارپ در دوره هاي بازدهي مختلف

	روش GLS با بازده هاي روزانه					روش GLS با بازده هاي ماهانه			
	Beta	t-statistic	R-squared	RSS		Beta	t-statistic	R-squared	RSS
ايران خودرو	۱/۷۷۵۴	۳/۱۳۰۰	۰/۲۹۲۹	۰/۰۷۵۳	ايران خودرو	۱/۷۹۸۰	۴/۳۷۰۰	۰/۶۳۷۶	۳/۱۸۹۵
سايپا	۱/۰۲۱۸	۲/۷۸۰۰	۰/۱۰۴۳	۰/۰۰۱۵	سايپا	۲/۲۸۹۷	۳/۰۰۰۰	۰/۵۶۲۹	۸/۰۲۴۸
سيمان فارس و خوزستان	۲/۶۱۷۱	۲/۶۷۰۰	۰/۲۷۴۹	۰/۲۷۳۵	سيمان فارس و خوزستان	۱/۵۴۹۲	۲/۷۱۰۰	۰/۳۰۱۷	۱/۲۶۶۸
سيمان تهران	۰/۰۷۴۸	۶/۶۹۰۰	۰/۱۷۴۹	۰/۰۰۰۹	سيمان تهران	۱/۳۵۰۶	۳/۷۷۰۰	۰/۳۴۵۱	۰/۴۹۳۷
معادن روي	۰/۷۷۱۷	۴/۳۱۰۰	۰/۰۵۶۴	۰/۰۹۲۹	معادن روي	۰/۶۸۷۳	۱/۲۰۰۰	۰/۰۳۶۸	۰/۳۵۱۳
پتروشيمي اراک	۱/۰۱۵۴	۲/۸۱۰۰	۰/۱۳۸۸	۰/۰۰۱۰	پتروشيمي اراک	۰/۵۷۷۳	۱/۵۵۰۰	۰/۰۷۰۷	۰/۸۵۵۴
پتروشيمي خارک	۰/۸۶۱۷	۱/۹۹۰۰	۰/۰۸۴۸	۰/۰۰۳۱	پتروشيمي خارک	۱/۱۹۹۲	۴/۷۲۰۰	۰/۳۳۸۲	۰/۱۵۴۶
سرمايه گذاري غدير	۱/۰۷۶۷	۵/۹۸۰۰	۰/۱۹۶۸	۰/۰۰۰۲	سرمايه گذاري غدير	۰/۹۳۵۲	۳/۸۹۰۰	۰/۳۰۰۶	۰/۰۴۴۶
سرمايه گذاري بانک ملي	۱/۱۴۰۵	۴/۱۷۰۰	۰/۱۷۴۲	۰/۰۰۱۵	سرمايه گذاري بانک ملي	۱/۰۸۴۹	۳/۷۲۰۰	۰/۲۶۳۴	۰/۰۲۳۷
سرمايه گذاري ساختمان	۰/۵۰۴۷	۳/۳۰۰۰	۰/۱۱۷۵	۰/۰۴۰۲	سرمايه گذاري ساختمان	۰/۹۳۲۸	۲/۸۷۰۰	۰/۱۲۱۷	۰/۰۸۰۲

ادامه نگاره (۲): تخمين بتا از مدل شارپ در دوره هاي بازدهي مختلف

روش GMM با بازده هاي روزانه					روش GMM با بازده هاي ماهانه				
	Beta	t-statistic	R-squared	RSS		Beta	t-statistic	R-squared	RSS
ايران خودرو	۱/۸۶۶۱	۶/۰۹۰۰	۰/۲۷۹۳	۰/۰۹۳۵	ايران خودرو	۱/۶۷۲۵	۲/۸۵۰۰	۰/۵۱۹۵	۲/۳۷۲۱
سايپا	۲/۴۷۸۵	۳/۳۳۰۰	-۰/۰۹۰۱	۰/۲۳۳۰	سايپا	۲/۶۰۰۷	۳/۳۵۰۰	۰/۵۱۷۳	۱۲/۱۳۲۴
سيمان فارس و خوزستان	۱/۵۶۳۱	۵/۷۲۰۰	۰/۲۲۲۱	۰/۰۳۱۲	سيمان فارس و خوزستان	۱/۹۶۹۲	۲/۹۰۰۰	۰/۲۵۶۰	۴/۱۹۲۵
سيمان تهران	۰/۹۱۱۹	۲/۷۹۰۰	۰/۱۳۶۱	۰/۰۰۱۳	سيمان تهران	۱/۱۹۷۴	۰/۳۹۰۰	۰/۳۳۹۲	۰/۱۳۵۶
معادن روي	۱/۱۲۲۵	۲/۴۶۰۰	۰/۰۲۲۶	۰/۰۹۳۳	معادن روي	-۰/۱۴۱۲	-۰/۲۱۰۰	-۰/۰۱۵۸	۵/۶۵۵۴
پتروشيمي اراک	۰/۶۰۸۵	۱/۴۳۰۰	۰/۰۶۳۳	۰/۰۱۸۹	پتروشيمي اراک	-۰/۰۸۸۹	-۰/۱۹۰۰	-۰/۰۲۹۳	۵/۵۹۰۹
پتروشيمي خارک	۰/۴۱۴۳	۱/۳۶۰۰	۰/۰۵۸۹	۰/۰۳۷۴	پتروشيمي خارک	۰/۹۰۶۹	/۴۲۰۰	۰/۳۱۱۴	۰/۰۶۴۵
سرمايه گذاري غدير	۱/۰۶۳۸	۴/۲۰۰۰	۰/۱۵۲۵	۰/۰۰۰۱	سرمايه گذاري غدير	۱/۲۰۱۵	۴/۰۵۰۰	۰/۲۴۴۱	۰/۱۷۳۴
سرمايه گذاري بانک ملي	۰/۸۰۴۴	۲/۰۸۰۰	۰/۱۲۷۱	۰/۰۰۵۷	سرمايه گذاري بانک ملي	۰/۵۲۱۳	۱/۳۱۰۰	۰/۱۸۰۸	۱/۱۱۹۲
سرمايه گذاري ساختمان	۰/۸۴۵۸	۱/۹۲۰۰	۰/۰۲۷۴	۰/۰۰۹۳	سرمايه گذاري ساختمان	۱/۳۷۴۰	۲/۱۱۰۰	۰/۰۶۰۳	۰/۴۵۱۰

روش رگرسيون ناپارامتري NP با بازده هاي روزانه					روش رگرسيون ناپارامتري NP با بازده هاي ماهانه				
	Beta	t-statistic	R-squared	RSS		Beta	t-statistic	R-squared	RSS
ايران خودرو	۱/۰۸۹۶	۲۶/۶۸۱۹	۰/۲۴۹۴	۰/۰۰۶۴	ايران خودرو	۱/۴۱۶۲	۹/۳۶۹۶	۰/۳۹۷۵	۰/۹۴۸۹
سايپا	۰/۳۶۷۳	۱۸/۵۳۷۵	۰/۱۴۱۸	۰/۰۳۶۹	سايپا	۱/۷۴۵۵	۷/۵۳۸۱	۰/۳۰۷۵	۲/۶۷۹۶
سيمان فارس و خوزستان	۰/۹۱۹۶	۲۵/۴۹۶۸	۰/۲۲۵۱	۰/۰۰۰۷	سيمان فارس و خوزستان	۱/۲۲۷۸	۵/۱۰۳۵	۰/۲۷۰۴	۰/۱۹۴۹
سيمان تهران	۰/۶۳۰۸	۱۹/۶۸۲۴	۰/۱۷۳۳	۰/۰۱۵۳	سيمان تهران	۱/۳۵۹۷	۵/۲۲۰۱	۰/۲۸۰۰	۰/۵۳۷۶
معادن روي	۰/۳۶۸۲	۵/۱۹۲۶	۰/۰۱۸۰	۰/۱۱۶۲	معادن روي	۰/۲۷۴۸	۰/۷۸۳۴	۰/۰۰۹۳	۱/۹۴۱۱
پتروشيمي اراک	۰/۵۳۷۴	۱۴/۷۵۱۸	۰/۱۱۲۸	۰/۰۲۱۲	پتروشيمي اراک	۰/۲۸۹۹	۱/۲۳۵۲	۰/۰۳۵۸	۲/۲۷۴۹
پتروشيمي خارک	۰/۱۴۴۰	۱۴/۳۶۱۰	۰/۰۹۹۶	۰/۰۷۶۰	پتروشيمي خارک	۰/۹۵۱۸	۵/۷۳۵۱	۰/۲۷۶۱	۰/۰۱۳۸
سرمايه گذاري غدير	۰/۶۰۵۲	۲۱/۰۶۲۳	۰/۱۲۳۲	۰/۰۱۶۸	سرمايه گذاري غدير	۰/۷۶۵۶	۴/۹۷۶۳	۰/۲۴۱۶	۰/۲۹۲۷
سرمايه گذاري بانک ملي	۰/۳۸۶۰	۱۸/۰۳۸۸	۰/۱۲۳۰	۰/۰۳۹۸	سرمايه گذاري بانک ملي	۰/۷۹۸۵	۵/۳۳۳۸	۰/۲۹۶۲	۰/۱۹۸۸
سرمايه گذاري ساختمان	۰/۲۳۳۸	۵/۵۲۸۰	۰/۰۲۱۵	۰/۰۷۰۲	سرمايه گذاري ساختمان	۰/۶۵۰۹	۲/۷۷۸۷	۰/۱۴۹۷	۰/۷۲۳۸

ادامه نگاره (۲): تخمين بتا از مدل شارپ در دوره هاي بازدهي مختلف

روش ML با بازده هاي روزانه					روش ML با بازده هاي ماهانه				
	Beta	t-statistic	R-squared	RSS		Beta	t-statistic	R-squared	RSS
ايران خودرو	۱/۶۶۶۶	۱۶/۵۰۰۰	۰/۲۷۳۶	۰/۰۵۷۲	ايران خودرو	۱/۷۴۲۸	۸/۱۸۰۰	۰/۵۲۷۱	۲/۸۲۶۲
سايپا	۱/۰۲۱۸	۹/۲۰۰۰	۰/۱۰۴۳	۰/۰۰۱۵	سايپا	۲/۳۰۲۷	۷/۹۹۰۰	۰/۵۱۵۳	۸/۰۲۶۹
سيمان فارس و خوزستان	۲/۶۱۱۷	۱۶/۶۰۰۰	۰/۲۷۴۹	۰/۲۷۳۵	سيمان فارس و خوزستان	۱/۵۴۹۲	۵/۰۹۰۰	۰/۳۰۱۷	۱/۲۶۶۸
سيمان تهران	۱/۰۴۹۲	۱۰/۴۰۰۰	۰/۱۳۰۰	۰/۰۰۰۶	سيمان تهران	۱/۳۵۰۶	۵/۶۲۰۰	۰/۳۴۵۱	۰/۴۹۳۷
معادن روي	۰/۸۰۴۷	۴/۳۷۰۰	۰/۰۲۵۶	۰/۰۹۱۸	معادن روي	۰/۶۸۷۳	۱/۵۱۰۰	۰/۰۳۶۸	۰/۳۵۱۳
پتروشيمي اراک	۱/۰۷۱۹	۷/۸۴۰۰	۰/۰۷۸۰	۰/۰۰۱۲	پتروشيمي اراک	۰/۵۷۷۳	۲/۱۴۰۰	۰/۰۷۰۷	۰/۸۵۵۴
پتروشيمي خارک	۰/۸۶۱۷	۸/۲۱۰۰	۰/۰۸۴۸	۰/۰۰۳۱	پتروشيمي خارک	۱/۱۹۹۲	۵/۵۴۰۰	۰/۳۳۸۲	۰/۱۵۴۶
سرمايه گذاري غدير	۱/۰۵۰۶	۱۱/۳۰۰۰	۰/۱۴۹۶	۰/۰۰۰۱	سرمايه گذاري غدير	۰/۹۷۱۹	۴/۸۴۰۰	۰/۲۸۱۲	۰/۰۱۲۰
سرمايه گذاري بانک ملي	۱/۱۳۰۰	۱۰/۸۰۰۰	۰/۱۳۷۶	۰/۰۰۱۲	سرمايه گذاري بانک ملي	۱/۰۸۴۹	۴/۶۳۰۰	۰/۲۶۳۴	۰/۰۲۳۷
سرمايه گذاري ساختمان	۰/۷۴۰۹	۵/۹۸۰۰	۰/۰۴۶۹	۰/۰۱۵۸	سرمايه گذاري ساختمان	۰/۹۳۲۸	۲/۸۸۰۰	۰/۱۲۱۷	۰/۰۸۰۲
روش LAD با بازده هاي روزانه					روش LAD با بازده هاي ماهانه				
	Beta	t-statistic	R-squared	RSS		Beta	t-statistic	R-squared	RSS
ايران خودرو	۰/۹۶۳۱	۱۲/۴۹۶۱	۰/۰۵۳۷	۰/۰۰۳۹	ايران خودرو	۱/۳۴۰۶	۵/۰۳۴۲	۰/۲۲۶۰	۰/۶۴۹۱
سايپا	۰/۱۹۹۴	۲/۸۲۱۵	۰/۰۱۱۰	۰/۰۵۹۹	سايپا	۱/۵۰۰۹	۴/۰۲۰۹	۰/۱۴۵۸	۱/۱۹۳۲
سيمان فارس و خوزستان	۰/۵۲۱۵	۴/۹۷۷۷	۰/۰۲۳۰	۰/۰۲۳۹	سيمان فارس و خوزستان	۱/۴۰۹۹	۳/۷۲۴۷	۰/۱۶۱۰	۰/۷۰۹۱
سيمان تهران	۰/۳۳۶۸	۴/۸۰۰۴	۰/۰۲۲۲	۰/۰۴۷۶	سيمان تهران	۱/۴۴۸۴	۴/۰۴۵۹	۰/۱۷۳۳	۰/۸۶۲۲
معادن روي	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۰۰	۰/۱۶۸۷	معادن روي	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۳/۹۰۸۸
پتروشيمي اراک	۰/۲۷۵۹	۲/۹۲۳۵	۰/۰۱۳۸	۰/۰۵۲۴	پتروشيمي اراک	۰/۱۸۰۳	۰/۵۴۵۲	۰/۰۲۵۰	۳/۰۲۵۵
پتروشيمي خارک	۰/۰۷۰۳	۱/۱۳۷۰	۰/۰۰۳۰	۰/۰۸۹۸	پتروشيمي خارک	۰/۸۹۱۱	۳/۴۴۰۹	۰/۱۴۴۷	۰/۰۶۱۷
سرمايه گذاري غدير	۰/۰۲۶۹	۰/۴۰۶۰	۰/۰۰۰۸	۰/۰۹۹۰	سرمايه گذاري غدير	۰/۷۵۶۰	۳/۰۴۴۵	۰/۱۱۸۸	۰/۳۱۷۵
سرمايه گذاري بانک ملي	۰/۱۱۴۸	۱/۶۱۲۴	۰/۰۰۴۵	۰/۰۸۲۱	سرمايه گذاري بانک ملي	۰/۶۶۸۴	۲/۴۴۸۲	۰/۱۲۴۰	۰/۵۲۴۶
سرمايه گذاري ساختمان	۰/۰۱۶۶	۰/۱۷۰۳	۰/۰۰۰۲	۰/۱۱۰۳	سرمايه گذاري ساختمان	۰/۶۴۰۲	۱/۶۸۳۹	۰/۱۰۱۵	۰/۷۶۴۲

در نگاره‌هاي (١ و٢) ملاحظه مي‌شود وقتي كه مدل‌هاي متفاوت (بلک و شارپ) استفاده مي شود، اختلاف اندكي بين بتاها در بعضي از شركت‌ها وجود دارد. اما اختلاف بين دوره انتخابي (روزانه يا ماهانه بودن داده‌ها) اين اختلاف شديدتر است. همچنين بتاهاي بدست آمده از روش‌هاي تخمين ناپارامتري و حداقل قدر مطلق مربعات به يكديگر نزدیک‌تر است. در بيشتر موارد مجموع مربعات پسماندها براي شركت‌هاي مختلف با استفاده از روش تخمين ناپارامتري كمتر از ساير روش‌ها است كه اين موضوع نشان‌دهنده برتري اين روش در پيش‌بيني برون نمونه‌اي نسبت به ساير روش هاست. البته در مواردي نيز روش هاي حداقل مربعات تعميم يافته GLS و حداكثر درستنمايي ML مجموع مربعات پسماند كمتري دارند. اين نتايج نشان مي‌دهد اول اين كه روش تخمين مي‌تواند در ميزان، معني داري بتا و قدرت پيش بيني مدل قيمت‌گذاري دارائي‌هاي سرمايه‌اي اثرگذار باشد. دوم اين كه پيش‌بيني‌هاي برون نمونه‌اي بدست آمده از روش تخمين ناپارامتري تا اندازه‌اي دقيق‌تر از ساير روش‌ها است. سوم اين كه اختلاف مقدار بتا در تخمين‌هاي روزانه با ماهانه نسبتاً زياد بوده و شركتها از نظر معيار بتا مي‌توانند به صورت كاملا" متفاوت طبقه‌بندي شوند. به عنوان مثال شركت سايپا در نگاره (١) در داده‌هاي روزانه با روش تخمين GLS یک شركت با ريسک پايين[١] و در داده هاي ماهانه با استفاده از اين همين روش يک شركت با ريسک بالا[٢] تشخيص داده مي‌شود. در روش ناپارامتري نيز اختلاف بين داده‌هاي روزانه و ماهانه از نظر مقدار بتا اين اختلاف قابل تاييداست. در نگاره (٢) اين موضوع در مورد شركت‌هاي پتروشيمي اراک و خارک مصداق دارد. به طوري كه در داده هاي روزانه و ماهانه طبقه بندي شركت‌ها از نظر معيار ريسک تفاوت پيدا مي‌كند.

نگاره (٣) خلاصه اطلاعات نگاره‌هاي (١ و ٢) را نشان مي‌دهد. مجموع مربعات پسماندها، تعداد بتاهاي معني دار و مدل مورد استفاده به تفكيک از جنبه هاي مختلف مورد بررسي قرار گرفته است.

[1]. Low Risk
[2]. High Risk

نگاره (۳): نتايج حاصل از تخمين بتا دردوره هاي بازدهي مختلف

دوره	روش/ مدل	تعداد بتاهاي معني دار	مجموع مجذورات پسماندها
روزانه	روش GLS	۲۰	۰/۸۹۶۱
	روش ML	۲۰	۰/۸۱۷۹
	روش GMM	۱٤	۰/۹۷۲٦
	روش NP	۲۰	۰/۷۲۳۵
	روش LAD	۱۲	۱/٤۸/۲۸
	مدل Black	۲۷	۲/۰۹۷۸
	مدل Sharp	۲۷	۲/۵۹۷۰
ماهانه	روش GLS	۱٦	۲٦/٦۳۱۷
	روش ML	۱۸	۲۵/٦۱۷۸
	روش GMM	۱۳	۵۷/۹٤۹۰
	روش NP	۱٦	۱۷/٦۷۱۲
	روش LAD	۱٤	۱۹/٤۳۰٤
	مدل Black	۲۳	٦۵/۰۱۵۷
	مدل Sharp	۲٤	۸۲/۲۸٤٤

۲. مدل‌ها

همان طور كه در نگاره ٤ مشخص است تعداد بتاهاي معني‌دار نيز در هر دو مدل تفاوت عمده‌اي با هم ندارد. بطوريكه از ۱۰۰ تخمين، ۸۲ بتاي تخمين خورده در مدل بلك و ۸۰ بتاي تخمين خورده در مدل شارپ، در سطح ۹۵ درصد، فرضيه H_0 مبني بر صفر بودن بتا را رد كرده اند. مجموع مجذورات پسماندها ($\sum e_i^2$) در مدل بلک اندكي پايين تر از مدل شارپ است.

نگاره(٤): نتایج حاصل از تخمین بتا در مدل‌هاي مختلف

مدل	روش/ داده	تعداد بتاهاي معني دار	مجموع مجذورات پسماندها
black	روش GLS	۱۸	۱۲/۵۵۳۰
	روش ML	۱۹	۱۱/۸۹۸۷
	روش GMM	۱۳	۲٦/۵۱۱۰
	روش NP	۱۸	۸/۱۸۹۱
	روش LAD	١٤	۷/۹٦۱۷
	داده هاي روزانه	٤۳	۲/۰۹۷۸
	داده هاي ماهانه	۳۸	٦۵/۰۱۵۷
sharp	روش GLS	۱۸	١٤/۹۷٤۸
	روش ML	۱۹	١٤/۵۳۷۰
	روش GMM	١٤	۳۲/٤۱۰٦
	روش NP	۱۸	۱۰/۲۰۵٦
	روش LAD	۱۲	۱۲/۷۵۳۵
	داده هاي روزانه	٤۲	۲/۵۹۷۰
	داده هاي ماهانه	۳۹	۸۲/۲۸٤٤

۳. روش‌ها

همان‌طور که در نگاره ۵ نشان داده شده است در پیش‌بیني‌هاي برون نمونه‌اي براي سه ماه آینده هم به صورت داده هاي اروزانه و هم بصورت داده هاي ماهانه نشان داده شده مجموع مجذورات پسماندها $\sum e_t^2$ در دادهاي روزانه با استفاده از روش *NP* کمتر از سایر روش‌ها است . البته روش *ML* نیز بعنوان دومین روش از نظر پایین بودن $\sum e_t^2$ روش برتري نسبت به روش دیگر تشخیص داده مي‌شود. در باره داده هاي ماهانه نیز همین نتیجه در مورد *NP* معتبر است. روش ناپارامتري به عنوان اولین روش از نظر مجموع مربعات پسماند و روش کمترین قدر مطلق انحرافات *LAD* به عنوان دومین روش مناسب شناخته مي‌شود. البته هنورز روش *ML* از نظر مجموع مربعات پسماندها بهتر از دو روش دیگر است. از نظر تعداد بتاهاي معني دار روش *ML* اولین روش و رو ش‌هاي *NP* و *GLS* روش‌هاي بعدي هستند. رو ش هاي LAD و GMM در انتها قرار یرند.

نگاره (۵): نتايج حاصل از تخمين بتا در روش هاي مختلف

روش/ مدل	مدل	تعداد بتاهاي معني دار	مجموع مجذورات پسماندها
GLS	مدل Black	۱۸	۱۲/۵۵۳۰
	مدل Sharp	۱۸	۱٤/۹۷٤۸
	داده هاي روزانه	۲۰	۰/۸۹٦۱
	داده هاي ماهانه	۱٦	۲٦/٦۳۱۷
GMM	مدل Black	۱۳	۲٦/۵۱۱۰
	مدل Sharp	۱٤	۳۲/٤۱۰٦
	داده هاي روزانه	۱٤	۰/۹۷۲٦
	داده هاي ماهانه	۱۳	۵۷/۹٤۹۰
ML	مدل Black	۱۹	۱۱/۸۹۸۷
	مدل Sharp	۱۹	۱٤/۵۳۷۰
	داده هاي روزانه	۲۰	۰/۸۱۷۹
	داده هاي ماهانه	۱۸	۲۵/٦۱۷۸
LAD	مدل Black	۱٤	۷/۹٦۱۷
	مدل Sharp	۱۲	۱۲/۷۵۳۵
	داده هاي روزانه	۱۲	۱/۲۸٤۸
	داده هاي ماهانه	۱٤	۱۹/٤۳۰٤
NP	مدل Black	۱۸	۸/۱۸۹۱
	مدل Sharp	۱۸	۱۰/۲۰۵٦
	داده هاي روزانه	۲۰	۰/۷۲۳۵
	داده هاي ماهانه	۱٦	۱۷/٦۷۱۲

نتيجه گيري

۱. نتايج حاصل از تخمين بتا در بورس اوراق بهادار تهران نشان مي‌دهد كه وقتي از داده‌هاي ماهانه استفاده مي‌شود آن گاه تخمين‌ها، R^2 بالاتري دارند. البته بايد توجه داشت كه بطور معمول مقدار بازدة ماهيانه بايد بزرگتر از بازده‌هاي روزانه باشد بنابراين طبيعي به نظر مي‌رسد كه پسماندها با استفاده از داده هاي ماهيانه بزرگتر از پسماندها با استفاده از داده‌هاي روزانه باشد. نكته ديگر اينكه داده‌هاي ماهانه بدليل اينكه روزهاي متعددي در بدست آمدن آن سهيم بوده‌اند نسبت به داده‌هاي روزانه متعادل‌تر مي‌باشند و داده‌هاي حدي و افراطي روزانه با استفاده از داده‌هاي ماهانه، تعديل و مناسبتر مي‌گردند. ضمناً وقتي كه از داده‌هاي ماهانه استفاده مي‌شود اطلاعات و سابقه مربوط به ۵ سال گذشته يك شركت در محاسبه بتاي آن شركت بكار گرفته مي‌شود و اين بهتر از بكارگيري اطلاعات مربوط به ۳ سال است كه در داده‌هاي روزانه از آن استفاده مي‌كنيم. در نهايت به نظر مي‌رسد كه براي تخمين بتا در بورس اوراق بهادار تهران استفاده از بازده‌هاي ماهانه مناسبتر است و بهتر مي‌تواند تأثيرپذيري بازده سهام را از بازده شاخص بورس طبق مدل *CAPM* تبيين نمايد.

۲. تخمين بتا با دو نسخة بلك و شارپ از مدل *CAPM* در پژوهش حاضر صورت گرفت. نتايج حاصل از تخمين حاضر نشان دهندة عدم تفاوت و اختلاف قابل توجه بين بتاها، معني‌داري آنها، R^2 و حتي $\sum e_i^2$ دو نسخة فوق مي‌باشد. آلفاها نيز در اين دو نسخه از مدل *CAPM* تخمين زده شدند و در مورد آنها نيز تفاوت چنداني مشاهده نشد. در كل مي‌توان گفت كه نتايج حاصل از تخمين در دو نسخه مذكور بسيار به يكديگر شبيه بوده است.

۳. پنج روش اقتصادسنجي *GLS*، *GMM*، *ML*، *NP* و *LAD* در پژوهش حاضر براي تخمين بتا بكار گرفته شدند. اين پنج روش بخاطر اينكه معمولاً داده‌هاي مربوط به بورس اوراق بهادار فروض كلاسيك روش *OLS* را نقض مي‌كنند و روش مذكور مشكلاتي را براي تخمين بتا بهمراه دارد، استفاده شدند. نتايج حاصل از تخمين توسط پنج روش فوق نشان دهندة آن است كه اولاً مقدار بتاها در روش *NP* بطور متوسط كمتر از ديگر روش هاست. روش *ML* تعداد بتاهاي معني دار بيشتري را نسبت به مابقي روش ها بدست مي‌آورد. ولي روش *LAD* كمترين تعداد بتاهاي معني‌دار را در بين همه روش ها بوجود مي‌آورد. روش *GLS* بيشترين و روش *GMM* كمترين R^2 را

در بـين روش هـاي مـذكور تخمـين بتـا در بـورس اوراق بهـادار تهـران داشـته‌انـد. مقدار $\sum e_i^2$ در بين روش هاي فوق با اختلاف بسيار اندك در روش *GMM* بيـشترين و در روش *NP* كمترين مقدار را داراست. همان‌طور كه ذكر شـد روش *NP* كمتـرين $\sum e_i^2$ مي‌باشد كه اين امر مي تواند به نوعي برتري اين روش را نـسبت بـه بقيـه روش هاي اقتصادسنجي براي تخمين بتا در بورس اوراق بهادار تهران نشان دهد.

٤. رعايت احتياط در طبقه بندي شركت ها با استفاده از معيار بتا به دسته هاي پر ريـسک و كم ريسک با توجه به اختلاف نسبتا" زياد مقدار بتـاي بدسـت آمـده شـركت هـا در روش هاي مختلف و در داده هاي روزانه و ماهانه، ضروري به نظر مي رسد.

منابع

1. Barrodale, I. and Roberts, F. D. K. “Solution of an Overdetermined System of Equations in the l_1 Norm,” Communications of the ACM, 17(6), 319- 320, (1974).

2. Birkes, D. and Dodge, Y. “Alternative Methods of Regression”, Wiley. (1993).

3. Black, F.; Jensen, M. C. and sholes, M. “the Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests”, in M.C. Jensen. Studies in Theory of capital Markets, ed. New york: praeger, (1972).

4. Campbell, John Y.; Andrew, W. Lo and A. Craig Mackinlay. (1997). “The Econometrics of Financial Markets”, Princeton university press, princeton, Newjersey.

5. Chi- Fu, Huang and Robert H., Litzenberger. (1988). “Foundations for Financial Economics”, North- Holland.

6. Cuthbertson, Keith. and Nitzsche, Dirk. (2005). “Quantitative Financial Economics”, 2nd ed., John Wiley & Sons.

7. Eisenbei, Maik, Kauermann, Goranand and willi Semmler. (2003). “Estimating Beta- coefficients of German Stock Data: A Non-Parametric Approach”, universitat Munster.

8. Jagannathan, Ravi and Zhenyu Wang. (1998). “An Asymptotic thory for Estimaling Beta- Pricing Models Using Cross-Sectional Regaression”, journal of Finance, 4, 1285- 1309.

9. Kan, Raymond. and C. Zhang. (1997). “Two-Pass Tests of Asset Pricing

Models with Useless Factors.", journal of Finance, forthcoming.

10. Koenker, Roger W. and Vasco D'Orey. (1987). "Algorithm AS 229: Computing Regression Quantiles", Applied Statistics, 36(3), 383- 393.

11. Lintner, John. (1965). "The valuation of Risk Assets and the selection of Risky Investments in stock portfolios an capital Budgets", Review of Economics and Statistics, 47, 13- 37.

12. Markowitz, H. M. (1959). "Portfolio Selection", journal of finance

13. Philip, R. Daves, Michael, C. Ehrhardt and Robert A.Kunkel, (2000). "Estimating Systematic Risk: The Choice of Return interval and Estimation Period", journal of Financial and Strategic Decisions, 13 (1), 7- 13.

14. Pagan, A. and Ullah, A. (1999). "Nonparametric Econometrics." Cambridge University Press.

15. Qianqiu, Liu. (2002). "Estimating Betas From High- Frequency Data", working paper, Department of Financial Economics and institutions, college of Business Administration, university of Hawaii.

16. Shalit, Haim and Shlomo, Yitzhaki. (2001). "Estimating Beta", Department of economics, Ben-Gurion university of the Negev, Beer sheva 84105 Israel.

17. Sharp, William F. (1964). "Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", journal of finance, 19, 425- 442,

18. Terence, C. Mills. (1999). "The Econometric Modelling of Financial Time Series", 2nd ed., Cambridge university press, Cambridge.