فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال ششم/ شماره بیست‌ویکم/ بهار ۱۳۹۶

طراحی و تبیین مدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای روش چند نمایشی کسری با استفاده از گشتاور مرتبه بالا در بورس اوراق بهادار تهران

شاپور محمدی
دانشیار گروه مدیریت مالی دانشکدۀ مدیریت دانشگاه تهران، ایران.
احمد نبی‌زاده
استادیار گروه کسب و کار دانشکدۀ مدیریت دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
Ahmadnabizade@gmail.com
رضا راعی
استاد گروه مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران
حسن قالیباف اصل
دانشیار گروه مدیریت دانشکده مدیریت دانشگاه الزهراء، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۹/۰۹ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۰/۱۷

چکیده
این تحقیق به دنبال ارائه یک مدل مناسب قیمتگذاری و رفع بعضی از اشکالات رایج در مدلهای قبلی می‌باشد. به همین دلیل در ابتدا ۸۲ شرکت نمونۀ تحقیق، به پرتفوی‌هایی براساس دو گشتاور مرتبه سوّم و چهارم داده‌ها یعنی همچولگی و هم‌کشیدگی مرتب می‌شوند. سپس در هرکدام از پرتفوی‌ها سه مدل CAPM، فاما و فرنچ و کارهارت مورد آزمون قرار گرفتند. نتایج نشان داد که تخمین مدلها براساس طبقه‌بندی همچولگی و هم-کشیدگی باعث بهبود معنی‌داری مدلهای فوق می‌شود امّا عدم معنی‌داری عرض از مبدا مابه‌التفاوت دو پرتفوی اوّل و سوّم نشان داد که صرف همچولگی و هم‌کشیدگی قیمتگذاری نمی‌شود که این ممکن بود به دلیل یکسان فرض کردن افق سرمایه‌گذاری افراد باشد به همین خاطر با کمک تجزیه و تحلیل موجک پرتفوی‌های سه گانه در دو سطح ۱(۲تا ۴ ماهه) و سطح ۲(۴تا ۸ ماهه) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج به طور جالبی نشان از بهبود ضریب تعیین مدلها داشت. از طرفی وجود حافظۀ بلندمدت در داده‌ها سبب می‌شود استفاده از آنها در تخمین با مشکل مواجه می‌سازد. برای رفع این مشکل از مدلهای قیمتگذاری کسری استفاده کردیم. نتایج مدلهای الگو برای پرتفوی‌هایP2،P1 و P3 نشان داد که ضریب تعیین نسبت به زمانیکه از داده‌های معمولی استفاده می‌کنیم بهبود چشم‌گیری پیدا کرده است امّا به غیر از CAPM برای P1 و P2 در سایر مدلها صرف ریسک قیمتگذاری نشده است. مقایسۀ مدلهای کسری با مدلهای برآمده از تجزیه و تحلیل موجک نشان از برتری محسوس روش تجزیه و تحلیل موجک دارد.

واژه‌های کلیدی: گشتاورهای مرتبۀ بالا، تجزیه و تحلیل موجک، قیمتگذاری کسری، بورس اوراق بهادار تهران.

۱- مقدمه

یکی از دلایل نتایج ضعیف مدلهای CAPM، سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی کارهـارت نادیـده گـرفتن گشتاورهای مرتبۀ بالا همچون چولگی و کشیدگی است. ایدۀ ترجیح این گشتاورها آسان اسـت. سـرمایه‌گـذاران ریسک‌گریز چولگی مثبت را به چولگی منفی ترجیح می‌دهند زیرا با احتمال بیشـتر، بـازدهی سـهام بـا چـولگی مثبت بیشتر از میانگین خودش است. برای کشیدگی سرمایه‌گذاران ریسک گریز، کشیدگی کمتر را به کشیدگی بیشتر ترجیح می‌دهند تا بدین وسیله خود را از رخدادهای حدی (در ایران به دلیل وجود دامنـه نوسـان ممکـن است که رخداد حدی وجود نداشته باشد و رابطه شاید برعکس شود) دور نگه دارند. بنابراین بازدهی رابطۀ منفی با چولگی و رابطۀ مثبت با کشیدگی دارد. درنظرگرفتن گشتاورهای مرتبۀ بالاتر در مدلهای قیمتگـذاری اهمیـت زیادی دارد و باعث می‌شود که ضریب تعیین مدل بالا رود یعنی اینکه مدل قابل اتکاتر گردد. امـا درنظرگـرفتن گشتاورهای مرتبۀ بالاتر و طبقه‌بندی پرتفوی‌ها براساس آنها، منجر به ارائه بهترین مدل نمـی‌شـود. در مـدلهای CAPM و فاما و فرنچ و همچنین کارهارت، افق سرمایه‌گذاری همۀ سرمایه‌گذاران یکسان فرض می‌گردد که این فرض باعث می‌شود R^2 هرچند نسبت به حالت قبل بهتر گردد اما همچنان پایین باشد که پـایین بـودن آن مـی-تواند به دلیل یکسان فرض نمودن افق سرمایه‌گذاری برای همۀ سرمایه‌گذاران باشد این در حالیست که سرمایه-گذاران حقیقی و حقوقی به دلیل اهداف متفاوت، افق سرمایه‌گذاری متفاوتی هم دارند. برای رفع این مشـکل از تجزیه و تحلیل موجک استفاده شده است جاییکه داده‌های سریهای زمانی در مقیاسهای مختلـف مـورد تحلیـل قرار می‌گیرند. از طرفی معمولاً داده‌های مالی دارای حافظۀ بلندمدت و نامانـا هسـتند کـه اسـتفاده از داده‌هـای دارای حافظۀ بلندمدت و نامانا، تخمین مدلها را با مشکل مواجه می‌کند و ممکن است نتایج غیرواقعی ارائه دهـد که با استفاده از قیمتگذاری کسری این مشکل نیز برطرف می‌گردد. بنابراین در ایـن تحقیـق بـه دلیـل اهمیـت گشتاورهای مرتبۀ بالا در قیمتگذاری داراییها و باتوجه به اینکه تحقیقات انجام شده در این زمینه در کشـورمان این نوع گشتاورها را درنظر نگرفته‌اند مورد بررسی قرار گرفته‌اند تا مدل مناسب در این زمینه ارائه شود سپس با تجزیه و تحلیل موجک افقهای سرمایه‌گذاری متفاوت مورد بررسی قرار گرفته‌اند و همچنین برای برطرف نمودن مشکل حافظۀ بلندمدت و داده‌های نامانا از مدل قیمتگذاری کسری استفاده شده اسـت. در نهایـت سـعی شـده است با رفع این کمبودها مدلی ارائه شود که مورد استفاده محققان در زمینه‌هـای همچـون تعیـین نـرخ تنزیـل مناسب برای ارزیابی سهام و مباحث مربوط با مدیریت ریسک قرار گیرد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینۀ پژوهش

۲-۱- مفاهیم گشتاورهای مرتبه بالاتر قیمتگذاری دارایی

مبحث اصلی در قیمتگذاری داراییهای سرمایه‌ای یافتن عامل تنزیل تصادفی[1] (SDF)، یا M می‌باشد. به‌طور مشخص، فرض می‌گردد که SDF مثبت و در یک بازار کارآ منحصر به فرد و در رابطۀ زیر صدق نماید(هریسون و کریپس،۱۹۷۹):

$$P_t = E_t[M_{t+s}, X_{t+s}] \qquad (1)$$

جاییکه P_t قیمت دارایی در زمان t و X_{t+s} عایدات دارایی در زمان $t+s$ می‌باشد. در یک چارچوب دو دوره‌ای فرض می‌گردد که$R_{t=1}^{G} = \frac{X_{t+1}}{P_t} = 1 + R_{t+1}$ بنابراین رابطهٔ(1) را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$E_t\left[M_{t+1}R_{t+1}^{G}\right] = 1 \tag{2}$$

از طرفی به آسانی می‌توان روابط زیر را استخراج کرد بطوریکهSDF، بازدهی دارایی ریسکیR_{t+1} و نیز نرخ بازدهی بدون ریسک R_t^f به هم مرتبط گردند(کوچرن،۲۰۰۵):

$$1 = E_t(M_{t+1})\left(1 + R_t^f\right) \Rightarrow E_t(M_{t+1}) = \frac{1}{1 + R_t^f} \tag{3}$$

$$E_t\left(R_{t+1}^{G}\right) = \frac{1 - \mathrm{cov}\left(M_{t+1}, R_{t+1}^{G}\right)}{E_t\left(R_{t+1}^{G}\right)} \tag{4}$$

با ترکیب معادلات (۳) و (۴) نتیجهٔ اصلی مدل قیمتگذاری داراییها بدست می‌آید که بیان می‌کند بازدهی موردانتظار تابعی از کوواریانس SDF با بازدهی این دارایی ریسکی است:

$$E_t(R_{t+1}) - R_t^f = -\left(1 + R_t^f\right)\mathrm{cov}(M_{t+1}, R_{t+1}) \tag{5}$$

هاروی و صدیق(۲۰۰۰) بیان کردند که یک انتخاب معمولی برایSDF، نرخ نهایی جانشینی در تابع ثروت $U'(W_{t+1})/U'(W_t)$ می‌باشد که با بسط سری مرتبهٔ اول تیلور $U'(W_{t+1})$ در پیرامون W_t ، CAPM استاندارد بدست می‌آید. آنها بیان کردند که معادلهٔ اصلی قیمتگذاری دارایی می‌توان به صورت زیر هم نوشت:

$$\begin{aligned} E_t(R_{t+1}) - R_t^f = &-\left(1 + R_t^f\right)\tilde{b}\,\mathrm{cov}\left(R_{m,t+1}, R_{t+1}\right) - \left(1 + R_t^f\right)\tilde{c}\,\mathrm{cov}\left(R_{m,t+1}^2, R_{t+1}\right) \\ &-\left(1+R_t^f\right)\tilde{d}\,\mathrm{cov}\left(R_{m,t+1}^3, R_{t+1}\right) \end{aligned} \tag{6}$$

این رابطه نشان می‌دهد که نه تنها کوواریانس بازدهی دارایی ریسکی با بازدهی بازار تعیین‌کننده صرف ریسک موردانتظار می‌باشد همانطور که CAPM استاندارد فرض می‌نماید بلکه این صرف ریسک همچنین به کوواریانس بین بازدهی دارایی با مربع و مکعب بازدهی بازار که همچولگی و هم‌کشیدگی نامیده می‌شوند بستگی دارد. در این زمینه کوستاکیس و همکاران(۲۰۱۲) به قیمتگذاری داراییهای سرمایه‌ای با در نظرگرفتن گشتاورهای مرتبهٔ بالاتر در بورس سهام لندن پرداختند. آنها نشان دادند که در یک بازاری که مملو از سهامداران ریسک گریز و محتاط است، شرکتهایی که بازدهی آنها دارای چولگی منفی و یا کشیدگی مثبت است باید صرف ریسک بیشتری ارائه دهند. از طرفی اسمیت(۲۰۰۷) مفیدبودن چولگی شرطی برای توزیع

بازدهی سهام را مورد بررسی قرار داد او به این نتیجه رسید که چولگی یک عامل مهم در توضیح بازدهی سهام است اما روابط موجود در طی زمان تغییر پیدا می‌نمایند.

۲-۲- تجزیه و تحلیل زمان مقیاس موجکی

تبدیل موجک یک نمایش زمان- مقیاسی است که تکامل زمانی یک سیگنال مشخص را بر مبنای مقیاس توصیف می‌نماید. در ریاضیات تبدیل موجک پیوسته و تبدیل موجک گسسته موجود می‌باشند. تبدیل موجک پیوسته برای تبدیل یک تابع زمانی پیوسته به یک موجک مورد استفاده قرار می‌گیرد. یک تابع موجک پیوسته یک تابع پیوسته $x(t)$ در مقیاس $a \in \mathbb{R}$ و مقدار انتقال $b \in \mathbb{R}$ به شکل انتگرال زیر بیان می‌شود:

$$\mathrm{c(scale, position)} = \int_{-\infty}^{+\infty} \mathrm{x_t \psi(scale, position, t) dt} \qquad (7)$$

ضرایب CWT تعداد زیادی از ضرایب موجک C هستند که تابعی از مقیاس[۹] و موقعیت[۱۰] هستند. به عبارت دیگر CWT یک تابع پیوسته

$$\mathrm{F(a, b)} = \int \mathrm{x_t} \psi\left(\frac{\mathrm{t-a}}{\mathrm{b}}\right) \mathrm{dt} \qquad (8)$$

$\psi(t)$ یک موجک پایه و $a, b \in \mathbb{R}$ متغیرهای پیوسته می‌باشند. جهت درنظرگرفتن نوسانات پـایین و بـالای یـک سیگنال، تبدیل موج از یک موجک پایه(موجک مادر) کـه کشـیده(مقیاس) و شـیفت(انتقال) پیـدا کـرده اسـت استفاده می‌شود. مقیاس‌دهی یک موجک بطور ساده اشاره به کشیدن یا فشردن آن دارد که آنرا با عامل b نشان می‌دهند پس $\psi_b(t) = \psi(t/b)$. هرچه مقدار b کوچکتر باشد آنگاه موجـک فشـرده‌تـر اسـت. بنـابراین در یـک موجک فشرده، جزییات به سرعت تغییر می‌کنند. پس b کوچـک یـک نوسـان فرکـانس بـالا و b بـزرگ نوسـان فرکانس پایین را جذب می‌نماید. شیفتینگ موجکها بطور ساده یعنی به جلو انداختن یا به تـاخیر انـداختن یـک موجک است. بطور ساده به تاخیر انداختن یک موجـک کـه بـا a نشـان داده مـی‌شـود خواهـد بـود بـا $\psi(t) = \psi(t-a)$. هر سری زمانی x_t می‌تواند تابع مقیاسها و موجکها همانند رابطه زیر نوشته شود:

$$\mathrm{f(t)} = \sum_{\mathrm{k}=-\infty}^{\infty} \mathrm{s(k)} \phi_{\mathrm{k}}(\mathrm{t}) + \sum_{\mathrm{j}=0}^{\infty} \sum_{\mathrm{k}=-\infty}^{\infty} \mathrm{d(j,k)} \psi_{\mathrm{j,k}}(\mathrm{t}) \qquad (9)$$

تقریب سری موجک متعامد تا مقیاس J برای یک سری زمانی x_t بصورت زیر بیان می‌شود:

$$\mathrm{x_t} \approx \sum_{\mathrm{k}} \mathrm{s_{j,k}} \phi_{\mathrm{j,k}}(\mathrm{k}) + \sum_{\mathrm{k}} \mathrm{d_{j,k}} \psi_{\mathrm{j,k}}(\mathrm{t}) + \sum_{\mathrm{k}} \mathrm{d_{j-1,k}} \psi_{\mathrm{j-1,k}}(\mathrm{t}) + \dots + \sum_{\mathrm{k}} \mathrm{d_{1,k}} \psi_{1,\mathrm{k}}(\mathrm{t}) \qquad (10)$$

$s_{J,k} = \int \phi_{J,k}(t)x_t dt$ و $d_{J,k} = \int \psi_{J,k}(t)x_t dt$ که در آن $j = 1,2,\dots,J$ برابر با تعداد مقیاسها و k دامنه‌ای از یک تا تعداد ضرایب در جزء مشخص شده می‌باشد. ضرایب $s_{j,k}$، $d_{j,k}$ و ....و $d_{1,k}$ ضرایب موجک می‌باشند. $s_{j,k}$ ضرایب هموارسازی هستند و روند را جذب می‌نمایند و $d_{j,k}$ ضرایب جزییات هستند و نوسانات با فرکانس بالا را جذب می‌نماید. با در نظرگرفتن این ضرایب یک تقریب سری موجک از سری‌های زمانی x_t برابر با حاصل یک سیگنال هموار $s_{j,k}$ و یک سیگنال $d_{j,k}$ می‌باشد. کاپوبیانکو(۲۰۰۴) روشهای موجک را برای تجزیه و تحلیل چندنمایشی داده‌های شاخص سهام نیکی ژاپن با فرکانس بالا مورد استفاده قرار داد. گنجی و همکاران(۲۰۰۱) به بررسی خواص مقیاس در بین نرخهای ارز خارجی با استفاده از تجزیه و تحلیل موجک پرداختند. آنها هم از MODWT برای تجزیه واریانس فرآیند استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که نوسانات نرخهای ارز خارجی در مقیاسهای مختلف در افق زمانی متفاوت است. کیم و این(۲۰۰۷) با استفاده از تجزیه و تحلیل موجک به بررسی مدل فاما و فرنچ پرداختند تا ببینند که این مدل آیا در زمان مقیاسهای مختلف همچنان جواب می‌دهد. شیوه کار آنها بدین شکل بود که ابتدا CAPM را در حالت بدون موجک و سپس با تحلیل موجک انجام دادند و نتایج را با هم مقایسه کردند و سپس عوامل فاما و فرنچ را یکی یکی به مدل CAPM در دو حالت اضافه می-کردند و مجددا نتایج را باهم دیگر مقایسه می‌نمودند. در واقع مدل CAPM آنها اقدام به رگرسیون زیر برای مقیاس $\lambda_j = 2^{j-1}$ برای $j = 1,\dots,5$ نمودند:

$$R_{it}(\lambda_j) - R_{ft}(\lambda_j) = \alpha(\lambda_j) + \beta_{MKT}(\lambda_j)MKT_t(\lambda_j) + \varepsilon_{i,t}(\lambda_j) \quad (11)$$

$R_{it}(\lambda_j)$ برابر بازدهی پرتفوی i در ماه t و در مقیاس λ_j ، $R_{ft}(\lambda_j)$ بازدهی دارایی بدون ریسک در ماه t و در مقیاس λ_j و $MKT_t(\lambda_j)$ بازدهی اضافی پرتفوی بازار در t و در مقیاس λ_j می باشد. بعد از بررسی نمونه و اندازه فیلتر، آنها از MODWT و فیلتر موجک دابیشز با طول $(LA(8))$ استفاده نمودند درحالیکه تجزیهٔ آنها تا مقیاس ۵(برابر با ۳۲- ۶۴ ماه) صورت گرفت. نتایج آنها نشان داد که R^2 با افزایش مقیاس بهبود می‌یابد. در تحلیل آنها مقیاسهای زمانی بدین شکل تعریف شده بودند: مقیاس ۱ دوره زمانی ۲ تا ۴ ماه، مقیاس ۲ دوره زمانی ۴تا ۸ ماه، مقیاس ۳ دوره زمانی ۸ تا ۱۶ ماه، مقیاس ۴ دوره زمانی ۱۶ تا ۳۲ ماه و مقیاس ۵ دوره زمانی ۳۲ تا ۶۴ ماه. کیم و این به این نتیجه رسیدند که در مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ ممکن است یک قیمتگذاری نادرست برای دوره زمانی کوتاه مدت اتفاق بیفتد. اگر قیمتگذاری نادرست، صحیح باشد انتظار می‌رود که در کوتاه مدت بارعاملی HML معنی‌دار باشد اما در بلندمدت بی‌معنی باشد. اما نتایج نشان داد که HML در همه افقهای زمانی معنی‌دار است. تریمخ و دیگران(۲۰۰۹) به آزمون مدل فاما و فرنچ در بازار سهام فرانسه به کمک تجزیه و تحلیل موجک پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که تجزیه و تحلیل چند نمایشی، قدرت توضیحی مدل را به نحو قابل ملاحظه‌ای نسبت به مدلهای تک مقیاسی بهبود داده است. نتایج نشان می‌دهد که R^2 در میان‌مدت و بلندمدت و مخصوصاً در دوره های ۱۲ ماهه به بالا بهبود یافته است. اسلامی بیدگلی و دیگران(۱۳۸۸) به بررسی امکان توصیف بهتر هم‌تغییری بازده سهام شرکتهای فعال در بورس تهران و هفت

بورس مهم دنیا به کمک رویکرد تبدیل موجک پرداختند. نتایج آنها نشان داد که بتاهای استخراج شده با استفاده از موجک نسبت به حالت بدون موجک دارای معنی‌داری بیشتری هستند و از طرفی کارآیی انواع توابع موجک تفاوتی باهمدیگر ندارند و سطوح بالاتر که بیانگر مقیاسهای بالاتری می‌باشند دارای کارایی بیشتری می-باشند. از طرفی کارایی کاربرد زمان مقیاسهای مختلف برای شاخص سهام کشورهای مختلف یکسان نیست.

۲-۳- مدل قیمتگذاری دارائیهای سرمایه‌ای کسری

علاوه بر نقایصی که مدلهای قیمتگذاری CAPM، فاما و فرنچ و کارهارت دارند و در بالا به آنها اشاره گردید مسالهٔ دیگری نیز در تخمین ضرایب مدل ممکن است بوجود آید آنهم به دلیل این است که اکثر سری‌های زمانی نامانا هستند و اگر متغیرهای نامانا در رگرسیونها بکار گرفته شوند آنگاه نتایج بدست آمده قابل اتکا نخواهند بود. جهت رفع بیش تفاضل‌گیری، تفاضل‌گیری کسری پیشنهاد شده است در این حالت مرتبه تفاضل-گیری یک عدد صحیح نیست و آن یک عدد بین صفر و یک می باشد. تفاضل گیری کسری که توسط هیملتون(۱۹۹۴) و میلز(۱۹۹۹) پیشنهاد گردیده است به شکل زیر است(راعی و محمدی، ۲۰۰۸):

$$\Delta^{d} \equiv (1-B)^{d} = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{d}{j} (-B)^{j}, d \in (-0.5, 0.5] \qquad (12)$$

$$\Delta^{d} P_t = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{d}{j} (-1)^{j} P_{t-j}, \qquad (13)$$

که در آن P_t قیمت و B عملگر شیفت به عقب است. با تقسیم و ضرب عبارت سمت راست در P_t آنگاه معادله (۱-۱۹) بدست می‌آید:

$$\Delta^{d} P_t = P_t \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{\prod_{j=0}^{\infty}(1+r_0)\ldots(1+r_{j-1})(1+r_j)} \times \frac{\Gamma(-d+j)}{\Gamma(-d)\Gamma(j+1)} \qquad (14)$$

همانطور که راعی و محمدی(۲۰۰۸) بیان کرده‌اند در CAPM نمی‌توان از تفاضل‌گیری کسری استفاده نمود زیرا تعریف CAPM بر مبنای بازدهی می‌باشد. جهت بدست آوردن بازدهی، باید به طور ضمنی عبارت زیر را بدست آورد:

$$r_t = \frac{\Delta P_t + D_t}{P_{t-1}} \qquad (15)$$

آنها FCAPM را به شکل زیر پیشنهاد دادند که به جای عبارت بالا از عبارت زیر استفاده نمودند:

$$r_t^{d} = \frac{\Delta^{\hat{d}_i} P_t + D_t}{P_{t-1}} \qquad (16)$$

بنابراین در FCAPM به $r_{it}^{d} - r_f$ روی $r_{mt}^{d} - r_f$ رگرس زده می‌شود. بنابراین در تمامی معادلات ذکر شده در بالا از سری زمانی کسری استفاده می‌شود. معمولاً قدرت توضیحی مدلهای قیمتگذاری همانند CAPM پایین است. قیمتهای دارایی بیش تفاضل‌گیری شده R^2 کمتری نسبت به داده‌های جمعی مرتبه ۱ دارند. راعی و محمدی(۲۰۰۸) نشان دادند که CAPM کسری دارای R^2 بالاتری نسبت به CAPM سنتی است. آنها بیان کردند که بازدهی کسری دارای یک مفهوم سازگار با CAPM بلندمدت است.

۳- روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از آن نوع پژوهشهای کاربردی و همبستگی رگرسیونی است. داده‌های این تحقیق بازدهی ماهانهٔ سهام ۸۲ شرکت از ۳۱۵ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران بین سالهای ۹۲-۱۳۸۰ هستند که به کمک روش نمونه‌گیری قضاوتی انتخاب شده‌اند. داده‌های اولیه قیمت سهام تعدیل شده براساس سود تقسیمی و افزایش سرمایه‌ها است که از نرم‌افزار TSEClient2 استخراج شده‌اند که برای محاسبه بازدهی ماهانه از فرمول زیر استفاده شده است:

$$R_t = Ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)$$

در ابتدا باید مقدار همچولگی و هم‌کشیدگی هر کدام از سهام در ماههای مختلف سال محاسبه شود. برای تعیین درجه همچولگی و هم‌کشیدگی برای هر سهم i و در ماه t از رویکرد کوتاکیس و همکاران(۲۰۱۲) و هاروی و صدیق(۲۰۰۰) استفاده شده است. در ابتدا با استفاده از یک پنجره چرخان[۱۳] از بازدهی اضافی ۱۲ ماه برای هر سهم i، رگرسیون CAPM زیر را انجام می‌دهیم:

$$R_{it} - R_t^f = \alpha_i + \beta_{i,MKT}\left(R_{m,t} - R_t^f\right) + \varepsilon_{it}$$

R_{it} بازدهی ماهانه سهم i در ماه t،R_t^f بازدهی ماهانه اوراق مشارکت[۱۴]، $R_{m,t}$ بازدهی ماهانه شاخص کل. از معادله رگرسیون بالا ε_{it} را استخراج می‌نماییم و با استفاده از آن در هر ماه، همچولگی[۱۵] (CSK) و هم-کشیدگی[۱۶] (CKT) را با استفاده از روابط زیر بدست می‌آوریم:

$$CSK_i = \frac{E\left[\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{m,t}^2\right]}{\sqrt{E\left[\varepsilon_{i,t}^2\right]}E\left[\varepsilon_{m,t}^2\right]}$$

$$CKT_i = \frac{E\left[\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{m,t}^3\right]}{\sqrt{E\left[\varepsilon_{i,t}^2\right]}E\left[\varepsilon_{m,t}^3\right]}$$

در فرمولهای بالاε_{it} از معادله CAPM وε_{mt} برابر با انحراف بازدهی اضافی بازار در ماه t از مقدار متوسط آن در طی دوره پنجره چرخان t-12 تا t بدست می‌آید. روش کار بدین صورت است که در هر ماه برای هر سهم

مقادیرCSK و CKT محاسبه می‌شود اولین ماه که برای آن مقادیر CSK وCKT حساب می‌شود فروردین ۱۳۸۱ است و در این ماه براساس مقادیر CSK وCKT سه پرتفوی تشکیل داده می‌شود و در پرتفوی اولP1 سهامی با پایین‌ترین چولگی و کشیدگی و در پرتفوی دوم سهام با چولگی و کشیدگی متوسط و در پرتفوی P3 سهامی با بالاترین چولگی و کشیدگی قرار داده می‌شود. این طبقه‌بندی برای هر ماه تکرار می‌شود بعد از اینکه ۱/۳ سهام در هر کدام از پرتفوی‌ها قرار گرفتند آنگاه در هر کدام از پرتفوی‌ها مدلهای سه گانه زیر تخمین زده می‌شوند:

مدل CAPM استاندارد: در این مدل آلفای جنسن تخمین زده می‌شود و شیب خط نشان دهندهٔ رابطهٔ مثبت بین بازدهی و بتا خواهد بود. یعنی سهام با بتای بیشتر دارای بازدهی موردانتظار بالاتر خواهند بود.

$$R_{it} - R_f = \alpha_i + \beta_{i,MKT}(R_{m,t} - R_t^f) + \varepsilon_{it}$$

مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ: با تخمین این مدل آلفای F&F بدست می‌آید. در این مدل دو عامل ریسک دیگر به نامهای اثر اندازه و اثر دفتری به مدل قبلی اضافه شدند.

$$R_{it} - R_f = \alpha_i + \beta_{i,MKT}(R_{m,t} - R_t^f) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \varepsilon_{it}$$

برای محاسبهٔ بازدهی براساس معیار SMB و HML پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده قبلی را که به سه پرتفوی تقسیم شده بودند را دوباره براساس معیار HML به سه طبقه تقسیم می‌کنیم یعنی سهامی که براساس چولگی در پایین‌ترین پرتفوی قرار داشتند(مثلاً اگر ۱۲ سهم بودند) را براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به سه پرتفوی تقسیم می‌کنیم و در هر پرتفوی بنابراین چهار سهم قرار می‌گیرند و همین کار را برای سایر پرتفوی‌های چولگی و کشیدگی انجام می‌دهیم. برای اثر اندازه هم پرتفوی‌ها را به دو طبقه تقسیم می‌کنیم سپس بازدهی براساس معیارهای HML(متوسط بازدهی دو پرتفوی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا(سهام ارزشی) منهای متوسط بازدهی دو پرتفوی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کمتر(سهام رشدی)) و SMB(متوسط بازدهی سه پرتفوی کوچک منهای متوسط بازدهی) بدست می‌آید.

مدل کارهارت: طبق یافته‌های کارهارت سهامی که در دورهٔ گذشته عملکرد بهتری داشته‌اند(سهام برنده) تمایل به ادامهٔ عملکرد در آینده دارند و برعکس. بنابراین بازدهی موردانتظار این سهام بالا است.

$$R_{it} - R_f = \alpha_i + \beta_{i,MKT}(R_{m,t} - R_t^f) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \beta_{i,WML}WML_t + \varepsilon_{it}$$

WML: اثر مومنتوم: تفاوت بین متوسط بازدهی‌های سهام برنده با سهام بارنده در دوره گذشته

از طرفی هنگام استفاده از تجزیه و تحلیل موجک، اگر سری زمانی r_{it} در یک مجموعهٔ زمانهای از $t = 1,2,\dots,T$ بصورت گسسته قابل مشاهده باشد برای مشخص نمودن جزییات سری و قسمت هموار آن از تبدیل موجک گسسته(DWT) استفاده می‌نماییم. در این تحقیق رفتار سریهای زمانی در دو سطح ۱ و سطح ۲

با استفاده از توابع دابیشز و سیملت مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. همچنین یکی از دلایل پایین بودن ضریب معنی‌داری بسیاری از تخمین‌های سریهای زمانی وجود حافظهٔ بلندمدت است. یکی از مدلهای مناسب برای سری‌های زمانی با حافظهٔ بلندمدت مدل خودرگرسیومیانگین متحرک انباشته کسری یا $ARFIMA(p,d,q)$ می‌باشد که پارامتر d عددی غیر صحیح هم می‌تواند انتخاب نماید. شکل کلی یک فرآیند با حافظهٔ بلندمدت $ARFIMA(p,d,q)$ به صورت زیر است:

$$\Phi(\mathrm{L})(1-\mathrm{L})^{\mathrm{d}}\left(\mathrm{y}_{\mathrm{t}}-\mu\right)=\Theta(\mathrm{L})\varepsilon_{\mathrm{t}}$$

برای تخمین نمای کسری از رویکرد GPH استفاده می‌نماییم. بعد از اینکه پارامتر کسری تخمین زده شد اقدام به محاسبه بازدهی‌های کسری را در همهٔ مدلها الگو هم برای بازدهی سهام و هم بازدهی بازار محاسبه می‌نماییم. بعد از محاسبه بازدهی برای متغیرهای بازدهی دارایی، بازدهی بازار، بازدهی اثر ارزش و اثر اندازه و اثر سهام برنده، دو سری تخمین را انجام می‌دهیم. در حالت اول سری‌های بازدهی کسری را بدست آورده و مدلهای CAPM و F&F و کارهارت را انجام می‌دهیم و سپس همین سریهای بدست آمده را براساس تجزیه و تحلیل موجک و در مقیاسهای مختلف انجام می‌دهیم و نتایج را با مرحلهٔ قبل مقایسه می‌کنیم تا ببینیم آیا بدست آوردن شکل کسری سریهای زمانی R^2 مدل را بالا می‌برد یا خیر؟ در زیر CAPM استاندارد و CAPM کسری آورده شده‌اند:

$$r_{\mathrm{t}}=\frac{\Delta \mathrm{P}_{\mathrm{t}}+\mathrm{D}_{\mathrm{t}}}{\mathrm{P}_{\mathrm{t}-1}} \quad , \quad \mathrm{r}_{\mathrm{it}}^{\mathrm{f}}=\frac{\Delta^{\hat{\mathrm{d}}_{\mathrm{i}}} \mathrm{P}_{\mathrm{t}}+\mathrm{D}_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}}{\mathrm{P}_{\mathrm{t}-1}} \quad , \quad \mathrm{r}_{\mathrm{mt}}^{\mathrm{f}}=\frac{\Delta^{\hat{\mathrm{d}}_{\mathrm{i}}} \mathrm{I}_{\mathrm{t}}+\mathrm{D}_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}}{\mathrm{I}_{\mathrm{t}-1}}$$

۴- فرضیات پژوهش

در این پژوهش ۳ فرضیهٔ مطرح می‌شوند که به صورت زیر می‌باشند:

فرضیهٔ اوّل: در نظرگرفتن گشتاورهای مرتبه بالاتر بر درجه همتغیری بازدهی و ریسک تاثیرگذار است.

فرضیهٔ دوّم: رابطه بین بازدهی و ریسک تحت تاثیر زمان مقیاسهای متفاوت است.

فرضیهٔ سوّم: نتایج مدل قیمتگذاری کسری در مقایسه با مدلهای قیمتگذاری معمولی متفاوت است.

۵- نتایج پژوهش

در این جدول(۱) مشاهده می‌شود که همچولگی پرتفوی *P3* بطور معنی‌داری بیشتر از همچولگی پرتفوی *P1* است. مشاهدهٔ روند تغییرات بازدهی در جدول نشان می‌دهد که با افزایش مقدار همچولگی، متوسط بازدهی پرتفوی‌ها کم می‌شود بطوریکه بازدهی پرتفوی *P1* با مقدار متوسط همچولگی ۰,۴۱۷- برابر با ۰,۰۲ است درحالیکه متوسط بازدهی پرتفوی *P3* با مقدار همچولگی ۰,۳۳ برابر با ۰,۰۰۵ است ولی آماره *t* نشان می‌دهد که باوجود تفاوت معنی‌دار در مقدار همچولگی، تفاوت معنی‌داری بین متوسط بازدهی این پرتفوی‌ها وجود ندارد.

جدول (۱). مشخصات پرتفوی‌های سه گانه براساس همچولگی

Wilcoxon/ Mann-Whitney	t-test	SKEWP1-SKEWP3	SKEWP3	SKEWP2	SKEWP1	
–	-۴۴.۵۵	-۰.۷۴۷	۰.۳۳۰	-۰.۰۶۲	-۰.۴۱۷	Mean SKEW
۱۴.۶۲۰	–	-۰.۷۱۲	۰.۲۸۸	-۰.۰۷۱	-۰.۴۲۹	Med-SKEW
–	–	-۰.۲۹۲	۰.۶۹۷	۰.۱۴۷	-۰.۱۴۶	Max- SKEW
–	–	-۱.۴۳۷	۰.۰۹۴	-۰.۲۷۸	-۰.۸۱۰	Min- SKEW
–	۰.۶۲	۰.۰۰۵	۰.۰۱۵	۰.۰۱۹	۰.۰۲۰	Mean return
۰.۴۹۶	–	۰.۰۰۵	۰.۰۰۶	۰.۰۰۷	۰.۰۰۶	Med- return
–	–	۰.۱۳۸	۰.۳۰۲	۰.۴۱۹	۰.۲۹۹	Max- return
–	–	-۰.۳۲۴	-۰.۱۵۱	-۰.۱۱۵	-۰.۱۳۶	Min- return

در جدول (۲) مقدار میانگین، میانه، ماکسیمم و مینمم هم‌کشیدگی پرتفوی‌های سه‌گانه و متوسط بازدهی، میانه بازدهی و ماکسیمم و مینمم بازدهی هرکدام از پرتفوی‌ها مشخص است. میانگین هم‌کشیدگی پرتفوی P1 برابر با ۲,۶۱- و پرتفوی P2 برابر با ۰,۲۲۳- و پرتفوی P3 برابر با ۱,۹۲۴ است. آماره t نشان می‌دهد که تفاوت معنی‌داری بین مقدار هم‌کشیدگی پرتفوی P1 و P3 وجود دارد امّا بین میانگین بازدهی این دو پرتفوی تفاوت معنی‌داری وجود ندارد. از طرفی با افزایش مقدار هم‌کشیدگی، متوسط بازدهی پرتفوی‌ها کاهش پیدا می‌کند یعنی رابطهٔ عکس بین مقدار هم‌کشیدگی و متوسط بازدهی پرتفوی‌ها وجود دارد. آمارهٔ ویلکاکسون/من-ویتنی برابری میانهٔ هم‌کشیدگی بین پرتفوی‌های اول و سوم را نشان می‌دهد که میزان این آمارهٔ نشان می‌دهد که مقدار میانهٔ این دو پرتفوی تفاوت معنی‌داری دارند امّا بین میانه بازدهی آنها تفاوت معنی‌دار نیست.

جدول (۲). مشخصات پرتفوی‌های سه گانه براساس هم‌کشیدگی

Wilcoxon/ Mann-Whitney	t-test	kortP3-kortP1	kortP3	kortP2	kortP1	
–	-۴.۶۱۸	۴.۱۸۵	۱.۹۲۴	-۰.۲۲۳	-۲.۲۶۱	Mean kort
۱۴.۶۲۰	–	۱.۹۹۰	۰.۸۹۱	-۰.۰۸۷	-۱.۱۱۴	Med-kort
–	–	۴۰.۸۵۰	۱۵.۳۴۴	۴.۷۳۳	-۰.۲۵۷	Max-kort
–	–	۰.۷۴۰	۰.۲۳۰	-۱۰.۸۱۱	-۲۵.۵۱۲	Min-kort
–	۱.۰۴۵	-۰.۰۰۹	۰.۰۱۳	۰.۰۱۹	۰.۰۲۲	Mean return
۰.۸۰۴	–	-۰.۰۰۶	۰.۰۰۹	۰.۰۱۴	۰.۰۰۹	Med-return
–	–	۰.۱۷۰	۰.۳۰۹	۰.۳۷۹	۰.۳۳۰	Max-return
–	–	-۰.۲۰۸	-۰.۱۵۳	-۰.۱۳۰	-۰.۱۵۳	Min-return

۵-۱- عملکرد تعدیل شده براساس عوامل ریسک

۵-۱-۱- آزمون مدلها براساس معیار طبقه‌بندی همچولگی

در جدول (۳) نتایج آزمون مدلهای سه گانه مشخص است. عرض از مبدا مابه‌التفاوت پرتفوی اول و سوم $(P_1 - P_3)$ در هیچکدام از مدلها معنی‌دار نیست اما مقدار آن در هر سه مدل مثبت است این بدان معنی است که گشتاور مرتبهٔ سوم در مدلهای سه‌گانه قیمتگذاری نشده است ولی در عین حال برای سرمایه‌گذاران مهم است که سهام موجود در پرتفوی‌شان دارای چولگی مثبت باشد و برای سهام دارای مقدار چولگی منفی سیستماتیک صرف ریسک طلب می‌نمایند. از طرفی برای همهٔ سه پرتفوی مشخص است که ضریب عامل بازار با افزایش مقدار همچولگی از پرتفوی اول به پرتفوی سوم، افزایش پیدا می‌کند همچنین ضریب تعیین مدل کارهارت نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ بیشتر و ضریب تعیین مدل ۳ عاملی هم از مدل *CAPM* بیشتر است.

جدول(۳): آزمون مدلها براساس معیار طبقه‌بندی همچولگی

		P1	P2	P3	p1-p3
CAPM	intercept	۰/۰۱۳	۰/۰۱۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶
		(۰/۰۴)*	(۰/۰۲۹)*	(۰/۱۱)	(۰/۲۱۱)
	R_m-R_f	۰/۷۱۳	۰/۷۲	۰/۸۵۰	-۰.۱۴
		(۰/۰۰۶)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۴۷)
	R^2	۰/۳۳	۰/۳۶	۰/۵۳۶	۰/۰۲
F&F	intercept	۰/۰۱۷	۰/۰۱۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۵
		(۰/۰۱۰)*	(۰/۰۱)*	(۰/۰۲۴)*	(۰/۲۲۴)
	R_m-R_f	۰/۷۲۴	۰/۷۷۸	۰/۸۵۷	-۰.۱۱۵
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۱۶۹)
	HML	۰/۰۹۶	-۰.۰۲۴۹	۰/۱۵۱	۰/۰۷۹
		(۰/۱۳۲)	(۰/۶۸۲)	(۰/۰۱۶۳)*	(۰/۰۷۸)
	SMB	۰/۲۳۶	۰/۰۹۱	-۰.۰۲۲	۰/۰۷۷
		(۰/۰۰۴۸)*	(۰/۱۹۹)	(۰/۶۹۴)	(۰/۰۳۲)*
	R^2	۰/۴۴۵	۰/۳۷۱	۰/۵۷	۰/۰۶۳
Carhart	intercept	۰/۰۱۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۵
		(۰/۰۱۸)*	(۰/۶۸۱)	(۰/۶۸۶)	(۰/۲۴۵)
	R_m-R_f	۰/۷۱۴	۰/۷۲۳	۰/۸۰۶	-۰.۰۴۶
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۵۶۶)
	HML	۰/۱۱۶	۰/۰۷۵۲	۰/۱۵۳	۰/۰۸۹۴
		(۰/۱۲۱)	(۰/۳۹۴)	(/۰۰۱۳)*	(۰/۰۳۶۴)*
	SMB	۰/۲۲۶	۰/۰۸۱۶	-۰.۰۱	-۰.۰۶
		(۰/۰۰۶)*	(۰/۳۶۸)	(/۸۴۷)	(۰/۰۷۱)
	WBL	۰/۰۴۷	۰/۱۹۱۵	۰/۰۹۵۶	۰/۱۵۰۶
		(۰/۴۶۷)	(۰/۰۳۴)	(/۰۱۳)*	(۰/۰۰۰)*
	R^2	۰/۴۴۸	۰/۴۳۵	۰/۵۹۲	۰/۱۶۹

۵-۱-۲- آزمون مدلها براساس معیار طبقه‌بندی هم‌کشیدگی

براساس آنچه در مبانی نظری و مروری بر ادبیات تحقیق بیان شده است اگر عرض از مابه‌التفاوت پرتفوی سوم و اول مثبت و معنی‌دار باشد آنگاه گشتاورمرتبهٔ چهارم در مدلهای الگو قیمتگذاری شده است. نتایج مدلهای سه گانه در در جدول (۴) نشان می‌دهد که گشتاور مرتبهٔ چهارم در هیچکدام از مدلها قیمتگذاری نشده است از طرفی برعکس تحقیقات خارجی این مابه‌التفاوت برای همهٔ مدلهای الگو منفی می‌باشد که بیانگر این موضوع است که سرمایه‌گذاران بورس تهران معیار هم‌کشیدگی بیشتر را به هم‌کشیدگی کمتر ترجیح می‌دهند و برای سهامی ویا پرتفوی‌هایی با هم‌کشیدگی کمتر، صرف ریسک بیشری طلب می‌نمایند. ضریب تعیین مدلهای الگو براساس معیار طبقه‌بندی هم‌کشیدگی همانند طبقه‌بندی همچولگی با افزایش عوامل اضافی بالا می رود بطوریکه ضریب تعیین برای پرتفوی اول مدل *CAPM* برابر با ۴۰ درصد و برای مدلهای فاما و فرنچ و مدل ۴ عاملی کارهارت به ترتیب برابر با ۴۲,۵ درصد و ۴۴ درصد می‌باشد.

جدول(۴): آزمون مدلها براساس معیار طبقه‌بندی هم‌کشیدگی

		P1	P2	P3	p3-p1
CAPM	intercept	۰/۰۱۵	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶	-۰.۰۰۸
		(۰/۰۲۱۴)*	(۰/۰۱)*	(۰/۱۱۴)	(۰/۰۵)*
	R_m-R_f	۰/۷۸	۰/۷۱۳	۰/۷۹۳	۰/۰۰۳
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۶۶۹)
	R^2	۰/۴۰	۰/۳۵۱	۰/۵۰	۰/۰۰۰۰۱۳
F&F	intercept	۰/۰۱۷	۰/۰۱۶	۰/۰۰۸۶	-۰.۰۰۶
		(۰/۰۲۰)*	(۰/۰۰۸)*	(۰/۰۳۷)*	(۰/۲۰)
	R_m-R_f	۰/۸۵	۰/۸۲	۰/۷۹۶۲	۰/۰۱۶۶
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۸۲۶)
	HML	-۰.۰۱۵	۰/۱۰۱	۰/۰۹۹	-۰.۰۲۷
		(۰/۷۸۸)	(۰/۰۷۶)	(۰/۰۱۳)*	(۰/۴۸۱)
	SMB	۰/۱۱۸	۰/۱۴۵	۰/۰۳۸	-۰.۰۶۷
		(۰/۲۳۷)	(۰/۱۲۳)	(۰/۵۸۳)	(۰/۰۵۲)
	R^2	۰/۴۲۵	۰/۴۲۵	۰/۵۲	۰/۰۵
Carhart	intercept	۰/۰۱۰	۰/۰۰۶	۰/۰۱۰	-۰.۰۰۵
		(۰/۰۹)	(۰/۲۶۴)	(۰/۰۶۲)	(۰/۱۸۱)
	R_m-R_f	۰/۸۰۵	۰/۷۶۸	۰/۸۰۰	۰.۰۲۲
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۷۶۴)
	HML	۰/۰۴۱	۰/۰۸۵	۰/۰۹۲	-۰.۰۲۲
		(۰/۵۸۳)	(۰/۰۶۴)	(۰/۰۳۸)*	(۰/۵۴۶)
	SMB	۰/۱۱۸	۰/۱۷۹	۰/۰۳۹	۰/۰۶۷
		(۰/۲۰۹)	(۰/۰۰۱)*	(۰/۵۷۷)	(۰/۱۵۶)
	WBL	۰/۱۰۱	۰/۱۲۰۲	-۰.۰۲۲	۰/۰۱۵۳
		(۰/۳۰۳)	(۰/۰۰۸)*	(۰/۶۵۹)	(۰/۷۹۷)*
	R^2	۰/۴۴	۰/۴۵۳	۰/۵۲۶	۰/۰۴

۵-۱-۳- عملکرد تعدیل شده براساس عوامل ریسک در زمان- مقیاسهای مختلف براساس همچولگی و هم‌کشیدگی(تحلیل موجک)

در جداول (۵) و (۶) به ترتیب عملکرد مدلهای الگو در زمان- مقیاس مختلف براساس معیار طبقه‌بندی همچولگی و هم‌کشیدگی نشان داده شده‌اند. استفاده از داده‌های تک مقیاسی در جداول (۳) و (۴) نشان دادند که سرمایه‌گذاران چندان به گشتاورهای مرتبۀ بالا به عنوان یکی از عوامل مهم در مدلهای قیمتگذاری توجه نمی‌کنند اما از آنجا که داده‌های مالی چندمقیاسی هستند استفاده از رویکرد موجک در مدلها نتایج متفاوتی ارائه داد.

نتایج در جدول(۵) نشان می‌دهند که عرض از مبدا برای اغلب پرتفوی‌ها در مدلهای سه‌گانه و همچنین عرض از مبدا مابه‌التفاوت پرتفوی سوم و پرتفوی اول منفی و برای مدلهای *CAPM* و فاما و فرنچ معنی‌دار است. منفی و معنی‌دار بودن این عدد بیانگر این موضوع است که گشتاور سوم توسط سرمایه‌گذاران بورس تهران موردتوجه است از طرفی استفاده از نوع تابع موجک در مدلها نتایجی متفاوت ارائه می‌هد بطوریکه هنگام استفاده از مدل *CAPM* بهترین نتیجه را تابع سیملت ۸ در سطح ۲ ارائه می‌دهد ولی در مورد مدل قیمتگذاری فاما و فرنچ بهترین نتیجه را تابع موجک دابیشز۴ سطح ۲ ارائه می‌دهد. البته از آنجا که عرض از مبدا مدل چهارعاملی با استفاده از دو تابع دابیشز(*db*) و سمیلت(*sym*) معنی‌دار نیست می‌توان گفت سرمایه‌گذاران با استفاده از تجزیه و تحلیل موجک و داده‌های زمان-مقیاس هم براساس مدل کارهارت به گشتاور سوم توجه نمی‌کنند. در جدول(۶) نتایج مدلهای سه‌گانه براساس طبقه‌بندی هم‌کشیدگی زمانیکه فرض می‌شود داده‌های مالی چندمقیاسی هستند و بنابراین از رویکرد موجک برای تحلیل آنها در مقیاسهای مختلف استفاده می‌شود. همانطور که مشاهده می‌شود ضریب تعیین مدل *CAPM* هنگام استفاده از تابع دابیشز۴ در سطح ۲ بهتر از سایر تابع سمیلت در دو سطح ۱ و ۲ و خود تابع دابیشز در سطح ۱ می‌باشد اما در مورد سه عاملی و چهارعاملی عرض از مبدا توابع موجک معنی‌دار نیست. بطور کلی بهترین مدل زمانیکه پرتفوی‌ها براساس معیار همچولگی طبقه‌بندی شده‌اند مدل فاما و فرنچ موجکی است جاییکه در آن از تابع موجک سملت(*sym8*) در سطح دو استفاده شده است و بهترین مدل براساس معیار طبقه‌بندی گشتاور چهارم یا هم‌کشیدگی، مدل *CAPM* براساس تابع موجکی دابیشز در سطح ۲ است. مشاهدۀ جداول (۵) و (۶) نشان می‌دهد که با بالارفتن مقیاس، عملکرد مدلها بهتر می‌شود یعنی اینکه مدلهای قیمتگذاری در افق زمانی بالاتر، عملکرد بهتری ارائه می‌دهند.

جدول (۵): عملکرد تعدیل شده براساس عوامل ریسک در زمان-مقیاسهای مختلف براساس همچولگی

		db4-scale1				db4-scale2				sym8-scale1				sym8-scale2			
		P1	P2	P3	p1-p3	P1	P2	P3	p1-p3	P1	P2	P3	p1-p3	P1	P2	P3	p1-p3
CAPM	intercept	۰/۰۱۳	۰/۰۱۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶۵	۰/۰۱۳	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۰۱۴	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶۹	-۰.۰۰۷۲	۰/۰۱۳	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶	-۰.۰۰۶۸
		(۰/۰۳۲)*	(۰/۰۰۲)*	(۰/۰۴۳)*	(۰/۰۷۵۴)*	(۰/۰۰۱۸)*	(۰/۰۰۰۲)*	(۰/۰۲۵)*	(۰/۰۳۱۱)*	(۰/۰۰۲۵)*	(۰/۰۰۳۲)*	(۰/۰۳۶)*	(۰/۰۷۵)	(۰/۰۰۱۶)*	(۰/۰۰۰۲)*	(۰/۰۲۲)*	(۰/۰۳۲)*
	R_m-R_f	۰/۷۵۸	۰/۷۳۴	۰/۹۱۳	-۰.۱۵۵	۰/۷۸۴	۰/۷۰۳	۰/۹۹۳	-۰.۲۰۸	۰/۷۱۳	۰/۷۵۵	۰/۹۲۳	-۰.۲۰۹	۰/۷۹۸	۰/۶۹۷	۰/۹۹۷	-۰.۱۹۹
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۰۲۷)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۰۰۴۴)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۵۹)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۰۰۶۳)*
	R^2	۰/۳۵۵	۰/۳۹	۰/۵۸۰	۰/۰۳۴	۰/۳۳۶	۰/۳۹۵	۰/۶۵۰	۰/۰۵۶	۰/۳۳	۰/۴۱	۰/۶۱۶	۰/۰۵۲	۰/۳۵۱	۰/۳۹۷	۰/۶۵۹	۰/۰۲
F&F	intercept	۰/۰۱۸	۰/۰۱۴۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۶	۰/۰۲۱	۰/۰۱۸	۰/۰۰۹۹	۰/۰۰۶۶	۰/۰۱۸	۰/۰۱۲	۰/۰۰۹۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱۹	۰/۰۱۷	۰/۰۱	۰/۰۰۴۴
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۶)*	(۰/۱۰۲)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۲)*	(۰/۰۴۸)*	(۰/۰۰۰۱)*	(۰/۰۰۶۵)*	(۰/۰۰۳۴)*	(۰/۰۶۴۵)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰۱)*	(۰/۱۴۷)
	R_m-R_f	۰/۷۵۲	۰/۸۵۱	۰/۹۸	-۰.۱۲	۰/۷۳۶	۰/۸۷۲	۱/۰۵۳	-۰.۱۹۶	۰/۷۲۱	۰/۷۹۷	۰/۹۹۴	-۰.۱۹۳	-۰.۷۶۱	۰/۸۶۱	۱/۰۴۲	-۰.۱۰۴
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۱۱۱)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۰۰۶۹)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۰۱۶)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۱۵۱)
	HML	۰/۱۱۱۴	-۰.۰۷	۰/۲۱۶	۰/۰۱۱	۰/۲۲۶	-۰.۰۷۳	۰/۲۹۳	۰/۰۵۱۲	۰/۱۰۴	-۰.۰۳۶	۰/۲۲۹	۰/۱۵۸	۰/۱۷۸	-۰.۰۸	۰/۲۹۴	۰/۱۳
		(۰/۰۶۶)	(۰/۳۲۹)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۱۹۴)*	(۰/۰۰۶۲)*	(۰/۳۲۴)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۵۸)*	(۰/۰۹۷)	(۰/۶۲۷)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۱۸)	(۰/۰۲۶۳)	(۰/۲۸۳)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۱۷)*
	SMB	۰/۳۴۸	۰/۲۳۵	۰/۰۲۶	-۰.۰۹۷	۰/۳۳۷	۰/۳۷۹	۰/۰۱۴	-۰.۰۲۷۹	۰/۳۰۰۶	۰/۰۷۸	۰/۰۴۵	-۰.۰۸۳	-۰.۳۰۸	۰/۳۶۱	-۰.۰۱۲	-۰.۲۱۱
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۶۶)*	(۰/۵۰۱)	(۰/۰۱۱)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۹۶۹)	(۰/۲۴۲)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۳۴۴)	(۰/۲۰۶۶)	(۰/۰۴۷)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۱)*	(۰/۷۲۵)	(۰/۰۰۰)*
	R^2	۰/۵۲۳	۰/۴۲۴	۰/۶۴	۰/۱۰۳	۰/۵۰۹	۰/۴۷۲	۰/۷۲۸	۰/۰۸۲	۰/۴۶۰	۰/۴۱۴	۰/۶۹	۰/۱۳	۰/۴۹۷	۰/۴۶۴	۰/۷۳۶	۰/۲۴۵
Carhart	intercept	۰/۰۱۱	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۵	۰/۰۱۷	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶۱	۰/۰۱۵۸	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۶۱	۰/۰۱۸۳	۰/۰۰۹۴	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۴۲
		(۰/۰۸۹)	(۰/۳۱۵)	(۰/۶۸۹)	(۰/۲۴۵)	(۰/۰۱۵)*	(۰/۰۴۷)*	(۰/۱۴۲)	(۰/۰۵۹)	(۰/۰۳۰)*	(۰/۹۴۶)	(۰/۶۸۸)	(۰/۰۹۶۶)	(۰/۰۱۱)*	(۰/۰۵۴)	(۰/۲۲)	(۰/۱۴۵)
	R_m-R_f	۰/۷۳۷	۰/۷۹۴	۰/۹۳۶	-۰.۰۶۳	۰/۷۱۷	۰/۸۲۵	۱/۰۲۷	-۰.۲۱۸	۰/۷۱۵	۰/۷۳۸	۰/۹۳۵	۰/۰۹۱۱	۰/۷۵۴	۰/۸۲۳	۱/۰۱۱	۰/۰۷۹
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰۱)*	(۰/۳۷۷)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۰۰۳)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۲۲۹)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۲۵۵)
	HML	۰/۱۳۵	-۰.۰۰۰۶	۰/۱۹۹	۰/۰۶۵۵	۰/۲۴۴	۰/۰۱۲	۰/۲۷۴	۰/۰۶۵	۰/۱۱۳	۰/۰۴۹	۰/۲۰۹	۰/۰۸۳۶	۰/۱۸۴	۰/۰۰۰۰	۰/۲۷	۰/۰۵۴
		(۰/۰۳۲)*	(۰/۹۹۳)	(۰/۰۰۰۱)*	(۰/۱۵۱)	(۰/۰۰۴۹)*	(۰/۸۷۳)	(/۰۰۰)*	(۰/۰۱۹۵)*	(۰/۰۸۸)	(۰/۵۰۵)	(/۰۰۰)*	(۰/۰۸۲۵)*	(۰/۰۲۹)*	(۰/۹۹۳)	(/۰۰۰۰)*	(۰/۳)
	SMB	۰/۳۳۲	۰/۲۱۲	۰/۰۴	-۰.۰۴۵	۰/۳۲۴	۰/۳۸۹	۰/۰۰۶۷	-۰.۰۲۷۲	۰/۲۹۲	۰/۰۹۶	۰/۰۵۶	۰/۰۳۰	۰/۳۰۴	۰/۳۷۵	۰/۰۰۲	۰/۱۳
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۱۲)*	(۰/۳۰۹)	(۰/۲۲۷)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۸۵۷)	(۰/۲۵۱)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۲۲۵)	(۰/۱۱۷)	(۰/۴۴۶)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۹۴۹)	(۰/۰۰۱۹)*
	WBL	۰/۰۸۶	۰/۱۴۷	۰/۰۸۲۲	۰/۱۵۵	۰/۰۴۹	۰/۱۵۶	۰/۰۴	۰/۰۴۸	۰/۰۳۰	۰/۲۰۵	۰/۰۸۴	۰/۱۹۵	۰/۰۱۷	۰/۱۴۸	۰/۰۵۶۶	۰/۱۵۹
		(۰/۱۳۷)	(۰/۰۰۸)*	(/۰۴۳۲)*	(/۰۰۰)*	(۰/۴۸۳)	(۰/۰۰۳)*	(۰/۲۶۶)*	(۰/۰۷۹)	(۰/۶۵۸)	(۰/۰۰۰۱)*	(/۰۱۲۲)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۸۱)	(۰/۰۰۸)*	(۰/۱۰۹)	(۰/۰۰۰)*
	R^2	۰/۵۳۱	۰/۴۵۳	۰/۶۵۱	۰/۲۰۶	۰/۵۱	۰/۵۰۳	۰/۷۳۱	۰/۱۰۹	۰/۴۶۱	۰/۴۷۳	۰/۷۰۴	۰/۲۷۲	۰/۴۹۸	۰/۴۹۰	۰/۷۴	۰/۳۲۲

جدول (۶): عملکرد تعدیل شده براساس عوامل ریسک در زمان-مقیاسهای مختلف براساس هم‌کشیدگی

		db۴-scale۱				db۴-scale۲				sym۸-scale۱				sym۸-scale۲			
		P۱	P۲	P۳	p۳-p۱	P۱	P۲	P۳	p۳-p۱	P۱	P۲	P۳	p۳-p۱	P۱	P۲	P۳	p۳-p۱
CAPM	ntercept	۰/۰۱۴	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶	-۰.۰۰۸۵	۰/۰۱۳۹	۰/۰۱۲	۰/۰۰۵	-۰.۰۰۸۲	۰/۰۱۴۹	۰/۰۱۲۲	۰/۰۰۶	-۰.۰۰۸۶	۰/۰۱۳۹	۰/۰۱۲۲	۰/۰۰۵۶	-۰.۰۰۸۳
		(۰/۰۲)*	(۰/۰۳)*	(۰/۱۸۳)	(۰/۰۱۶)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۱)*	(۰/۰۳۷۸)	(۰/۰۰۷)*	(۰/۰۰۱۵)*	(۰/۰۰۴۱)*	(۰/۰۵۶)	(۰/۰۱۱۳)*	(۰/۰۰۰۱)*	(۰/۰۰۶)*	(۰/۰۳۸)*	(۰/۰۰۸)*
	R_m-R_f	۰/۸۴۶	۰/۷۳۷	۰/۸۳۱	-۰.۰۱۵	۰/۸۹۶	۰/۷۲۶	۰/۸۶۷	-۰.۰۰۲۹	۰/۸۳۹	۰/۷۶۱	۰/۸۰۱	-۰.۰۳۸	۰/۸۹۹	۰/۷۳۱	۰/۸۷۱	-۰.۰۲۸
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۸۱۵)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۵۸۲)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۵۴)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۶۰۸)
	$\bar{R}^2$	۰/۴۴	۰/۳۶	۰/۵۲	۰/۰۰۰۳	۰/۴۷۳	۰/۳۵۵	۰/۵۸۷	۰/۰۰۲	۰/۴۵۳	۰/۴۰۳	۰/۵۴۷	۰/۰۰۲۶	۰/۴۷۲	۰/۳۷۵	۰/۵۹۳	۰/۰۰۰۱۸
F&F	ntercept	۰/۰۱۷	۰/۰۱۸	۰/۰۰۸۰	-۰.۰۰۴۴	۰/۰۱۸	۰/۰۲۲	۰/۰۰۷۸	-۰.۰۰۱۶	۰/۰۱۷	۰/۰۱۸	۰/۰۰۸۶	-۰.۰۰۵۲	۰/۰۱۷	۰/۰۲۱	۰/۰۰۸۴	-۰.۰۰۱۴
		(۰/۰۰۳)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۲)*	(۰/۲۵)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۹۸)*	(۰/۵۰۲)	(۰/۰۰۴)*	(۰/۰۰۳)*	(۰/۰۱۲۱)*	(۰/۱۳۷)	(۰/۰۰۱)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۴۸)*	(۰/۵۴۹)
	R_m-R_f	۰/۹۵۸	۰/۹۴	۰/۸۶	-۰.۰۰۵	۰/۹۸۶	۰/۹۷	۰/۸۹۶	-۰.۰۲۴	۰/۸۹۵	۱/۰۳۴	۰/۸۲۷	-۰.۰۳۹	۰/۹۷	۰/۹۶۶	۰/۸۹۵	-۰.۰۳۲
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۹۳۳)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۶۱۲)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۵۳۳)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۵۱۰۲)
	HML	۰/۰۷۳	۰/۱۱۰	۰/۱۳۳	-۰.۰۰۵۶	۰/۰۳۴	۰/۰۲۴۷	۰/۰۱۱۷	-۰.۰۶۹	۰/۰۲	۰/۱۱	۰/۱۲۸	-۰.۰۰۲۹	-۰.۰۵۱	۰/۲۴	۰/۱۳۷	-۰.۰۸۸
		(۰/۲۹۴)	(۰/۰۰۲۱)*	(۰/۰۰۶)*	(۰/۸۹۶)	(۰/۶۵۶)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۱۴)*	(۰/۰۲۷)*	(۰/۷۵۸)	(۰/۰۲۰)*	(۰/۰۰۳۷)*	(۰/۹۳۸)	(۰/۴۹۶)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۵۷)*	(۰/۰۰۶۶)
	SMB	۰/۲۴۵	۰/۲۹۶	۰/۰۸۴	-۰.۱۲۵	۰/۲۴۷	۰/۴۰۲	۰/۰۸۲	-۰.۱۵۳	۰/۱۳۲	۰/۳۲	۰/۰۸۹	-۰.۰۹۱	۰/۲۱۴	۰/۳۹۱	۰/۰۶۶	-۰.۱۵۲
		(۰/۰۰۰۶)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۷)	(۰/۰۰۷۸)*	(۰/۰۰۲۵)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۶)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۴۹۷)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۲۹)*	(۰/۰۰۸۳)	(۰/۰۰۶۶)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۱۰۹)	(۰/۰۰۰)
	$\bar{R}^2$	۰/۴۹۲	۰/۵۲۰	۰/۵۶	۰/۰۷۵	۰/۵۱۴	۰/۶۱۲	۰/۶۱۲	۰/۲۱۱	۰/۴۷۰	۰/۵۸۴	۰/۵۸۶	۰/۰۵۵	۰/۵۰۳	۰/۶۳۲	۰/۶۲	۰/۲۴۴
Carhart	ntercept	۰/۰۰۱	۰/۰۰۷	۰/۰۱۶	-۰.۰۰۴۴	۰/۰۰۴	۰/۰۱۱	۰/۰۱۷	-۰.۰۰۱۸	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۵۶	۰/۰۱۴	-۰.۰۰۵۴	-۰.۰۰۴	۰/۰۱۴۴	۰/۰۱۸۲	-۰.۰۰۱۹
		(۰/۸۶)	(۰/۲۰)	(۰/۰۰۱۶)*	(۰/۲۳۰)	(۰/۵۰)	(۰/۰۴۵)*	(۰/۰۰۰۱)*	(۰/۴۴۷)	(۰/۴۹)	(۰/۲۶۶)	(۰/۰۰۱۸)*	(۰/۱۲۴)	(۰/۵۵۲)	(۰/۰۰۷۶)*	(۰/۰۰۱)*	(۰/۴۲۱)
	R_m-R_f	۰/۸۵۱	۰/۸۹۲	۰/۸۷۹	-۰.۰۱۸	۰/۸۳۳	۰/۹۱	۰/۹۲۵	-۰.۰۳۸	۰/۷۹۷	۰/۹۴۴	۰/۸۴۶	-۰.۰۴۹	۰/۸۲۸	۰/۹۲۱	۰/۹۲۳	-۰.۰۵۹
		(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۷۸۴)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۴۵۸)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۴۴۵)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(/۰۰۰)*	(۰/۲۴۷)
	HML	۰/۰۰۰۱	۰/۰۷۵	۰/۱۰	-۰.۰۰۸	۰/۰۲۰	۰/۱۶۴	۰/۰۹۶	-۰.۰۷	۰/۰۶۵	۰/۰۶۳	۰/۱۰۵	-۰.۰۰۸۴	-۰.۰۰۴۲	۰/۱۸۷	۰/۱۱۵	-۰.۰۹۱
		(۰/۹۸۵)	(۰/۱۲۱)	(۰/۰۲۰)*	(۰/۸۳۶)	(۰/۷۷۵)	(۰/۰۱۰۷)*	(۰/۰۳۹۲)*	(۰/۰۲۵)*	(۰/۳۴۸)	(۰/۱۸۳)	(۰/۰۱۸)*	(۰/۸۳۱)	(۰/۹۵۳)	(۰/۰۰۲)*	(۰/۰۱۷۳)*	(۰/۰۰۵۲)*
	SMB	۰/۲۷۱	۰/۲۳۸	۰/۱۰۱	-۰.۱۲۲	۰/۳۴۲	۰/۴۴۲	۰/۱۰۰	-۰.۱۵۶	۰/۱۴۷	۰/۳۵۳	۰/۰۹۴	-۰.۰۹۲	۰/۳۰۰۷	۰/۴۱۳	۰/۰۷۸	-۰.۱۵۷
		(۰/۰۰۰۱)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۳۱)*	(۰/۰۰۱۷)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۲۰۹)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۲۵۷)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۲۰۱)*	(۰/۰۰۷۸)*	(۰/۰۰۱)*	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۵۵۲)	(۰/۰۰۰)*
	WBL	۰/۲۱۴	۰/۱۳۷	۰/۱۰۶	-۰.۰۲۶	۰/۲۹۹	۰/۱۲۵	۰/۱۳۱	-۰.۰۲۷	۰/۱۸۲	۰/۱۵۱	۰/۰۸۴	-۰.۰۲۵	۰/۲۷۳	۰/۰۸۶	-۰.۱۳۴	-۰.۰۵۶
		(۰/۰۰۰۵)*	(۰/۰۰۰۷۴)*	(۰/۰۲۹)*	(۰/۵۱۹)	(۰/۰۰۰)*	(۰/۰۲۳)*	(۰/۰۰۴۳)*	(۰/۴۴۱)	(۰/۰۰۲)*	(۰/۰۰۱)*	(۰/۰۵۵۲)	(۰/۵۳۵)	(۰/۰۰۱)*	(۰/۱۰۰۱)	(۰/۰۰۳۵)*	(۰/۱۲۱)
	$\bar{R}^2$	۰/۵۳۵	۰/۵۵	۰/۵۷۰	۰/۰۷۸	۰/۵۷۹	۰/۶۳۰	۰/۶۳۴	۰/۲۱۴	۰/۵۰۴	۰/۶۵۱	۰/۵۹۹	۰/۰۵۸	۰/۵۵۳	۰/۶۳۹	۰/۶۴۳	۰/۲۵۷

۵-۱-۴- عملکرد مدلهای قیمتگذاری کسری براساس گشتاور مرتبۀ بالا

در صورتیکه داده‌های مالی دارای حافظۀ بلندمدت باشند، نتایج تخمین مدلها قابل اتکا نخواهد بود. در این تحقیق با استفاده از تخمین زنندۀ *GPH*(گوییک، پورتر و هوداک، ۱۹۸۳) مشخص گردید که داده‌های تحقیق دارای حافظۀ بلندمدت هستند. یکی از روشهای ارائه مدلهای قیمتگذاری بهتر برای داده‌های دارای حافظۀ بلندمدت علاوه بر موجک، روش قیمتگذاری کسری است. در جدول(۷) نتایج مدلهای *F-CAPM*، *F-F&F* و *F-Carhart* برای پرتفوی‌های *P1*، *P2*، *P3* و *P1-P3* که براساس معیار هم‌چولگی طبقه‌بندی شده‌اند آورده شده است. عرض از مبدا در مدل *CAPM* کسری برای پرتفوی‌های *P1* و *P2* و در مدل فاما و فرنچ کسری برای پرتفوی *P1* مثبت و معنی‌دار است اما برای مابه‌التفاوت پرتفوی‌ها یعنی *P1-P3* عرض از مبدا و ضریب بتا معنی‌دار نمی‌باشند. بنابراین برای تک تک مدلهای الگو، مدلهای قیمتگذاری چندنمایشی عملکرد بهتر از مدلهای قیمتگذاری کسری و مدلهای قیمتگذاری کسری عملکرد بهتر نسبت به مدلهای عادی دارند.

همانند نتایج طبقه‌بندی مدلها براساس معیار همچولگی، آزمون مدلهای قیمتگذاری کسری براساس معیار هم‌کشیدگی نیز دارای بهتر از مدلهای چندنمایشی نیست. در جدول (۸) نتایج تخمین مدلهای کسری براساس معیار طبقه‌بندی هم‌کشیدگی نشان داده شده است. ضریب عرض از مبدا پرتفوی *P3-P1* برای مدلهای *F-CAPM*، *F-F&F* و *F-Carhart* برابر با -۰,۰۰۷۹ ، -۰,۰۰۶۵ و -۰,۰۰۶ است بیانگر این موضوع است که پرتفوی‌های با معیار هم‌کشیدگی بالاتر بازدهی بالاتری ارائه نمی‌دهند که این عکس نتایج بدست آمده از بورس سایر کشورها می‌باشد. یکی از دلایل این تضاد به دلیل وجود حجم مبنا و درصد نوسان در بورس تهران است که اجازۀ بازدهی‌های حدی را نمی‌دهد.

۵-۱-۴- عملکرد مدلهای قیمتگذاری کسری براساس گشتاور مرتبۀ بالا

در صورتیکه داده‌های مالی دارای حافظۀ بلندمدت باشند، نتایج تخمین مدلها قابل اتکا نخواهد بود. در این تحقیق با استفاده از تخمین زنندۀ *GPH*(گوییک، پورتر و هوداک، ۱۹۸۳) مشخص گردید که داده‌های تحقیق دارای حافظۀ بلندمدت هستند. یکی از روشهای ارائه مدلهای قیمتگذاری بهتر برای داده‌های دارای حافظۀ بلندمدت علاوه بر موجک، روش قیمتگذاری کسری است. در جدول(۷) نتایج مدلهای *F-CAPM*، *F-F&F* و *F-Carhart* برای پرتفوی‌های *P1*، *P2*، *P3* و *P1-P3* که براساس معیار هم‌چولگی طبقه‌بندی شده‌اند آورده شده است. عرض از مبدا در مدل *CAPM* کسری برای پرتفوی‌های *P1* و *P2* و در مدل فاما و فرنچ کسری برای پرتفوی *P1* مثبت و معنی‌دار است اما برای مابه‌التفاوت پرتفوی‌ها یعنی *P1-P3* عرض از مبدا و ضریب بتا معنی‌دار نمی‌باشند. بنابراین برای تک تک مدلهای الگو، مدلهای قیمتگذاری چندنمایشی عملکرد بهتر از مدلهای قیمتگذاری کسری و مدلهای قیمتگذاری کسری عملکرد بهتر نسبت به مدلهای عادی دارند.

همانند نتایج طبقه‌بندی مدلها براساس معیار همچولگی، آزمون مدلهای قیمتگذاری کسری براساس معیار هم‌کشیدگی نیز دارای بهتر از مدلهای چندنمایشی نیست. در جدول (۸) نتایج تخمین مدلهای کسری براساس معیار طبقه‌بندی هم‌کشیدگی نشان داده شده است. ضریب عرض از مبدا پرتفوی *P3-P1* برای مدلهای *F-*

CAPM، *F-F&F* و *F-Carhart* برابر با ۰,۰۰۷۹- ، ۰,۰۰۶۵- و ۰,۰۰۶- است بیانگر این موضوع است که پرتفوی‌های با معیار هم‌کشیدگی بالاتر بازدهی بالاتری ارائه نمی‌دهند که این عکس نتایج بدست آمده از بورس سایر کشورها می‌باشد. یکی از دلایل این تضاد به دلیل وجود حجم مبنا و درصد نوسان در بورس تهران است که اجازهٔ بازدهی‌های حدی را نمی‌دهد.

فهرست منابع

* اسلامی بیدگلی، غلامرضا و عبده تبریزی، حسین و محمدی، شاپور و شمس، شهاب الدین. (۱۳۸۸). بررسی زمان مقیاس مدل قیمتگذاری دارایی سرمایه ای از طریق تبدیل موجک. *بررسیهای حسابداری و حسابرسی*، ۳۵-۵۲.
* محمدی، شاپور و چیت سازان، هستی.(۱۳۹۰). بررسی حافظه بلند مدت بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات اقتصادی. شماره ۹۷- ۲۰۲-۲۲۱
* Capobiance, E. (2003). Empirical volatility analysis: Feature detection and signal extraction with function dictionaries. Physica, 495–518.
* Cochrane, J. (2005). asset pricing. New jersey: Princeton University.
* Daubechies, I. (1992). Ten lectures on wavelets. CBMS-NSF Regional Conference Series on. Philadelphia, PA: Vol. 61, SIAM.
* fama, E & french, k. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. THE JOURNAL OF FINANCE, XlVII, No 2, 427-465.
* Fama, E. and French, F. (1995). Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. Journal of Finance, 131–55.
* Fama, E. and French, K. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. Journal of Financial Economics, 3–56.
* Fama, E. and French, K. (1995). Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. Journal of Finance, 131–55.
* Fama, E. and French, K. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. Journal of Finance, 55–84.
* Gencay, R & Selcuk, T & Whitcher, B. (2003). Systematic risk and timescales. quantitive finance, 108-116.
* harrison, M. and Kreps, D. (1979). martingales and arbitrage in multiperiod security markets. journal of economic theory, 381-408.
* Harvey, C. and Sediqque. (2000). Conditional skewness in asset pricing tests. Journal of, 55, 1263–1295.
* Kim, S. and In, F. (2006). The relationship between Fama-French three risk factors, industry portfolio returns, and industrial production. Retrieved from SSRN: http://ssrn.com/.
* Kostakis, A., Muhammad, K. and Siganos, A. (journal banking and finance). Higher co-moments and asset pricing on London Stock Exchange. 2012, 913-922.
* Lee, J. and Y. Hong. (2001). Testing for serial correlation of unknown form using wavelet methods. Econometric Theory, 386–423.
* Raei, R and Mohammadi, Shapour. (2008). Fractional return and fractional CAPM. Applied Financial Economics Letters, 269-275.
* Smith, D. (2007). Conditional skewness and asset pricing. journal of empricial finance, 91-119.

* Trimech, A., Kortas, H., Benammou, S. and Benammoum, S. (2009). Multiscale Fama-French model:application to the French market. The Journal of Risk Finance, 179-192.
* Tsay, R. (2010). Analysis of Financial Time Series. Chicago: A JOHN WILEY & SONS, INC.