هشتمین کنفرانس ملی
مطالعات مدیریت و اقتصاد در علوم انسانی
8th National Conference on
Management Studies and Economics in the Humanities
www.spconf.ir

بررسی وجود همبستگی پیاپی[1] در بازدهی ماهانه و کارایی بازار در بورس تهران

امین ایزدیار[1]، حسین محسنی[2]، مهدی کریمخانی[2]، نازنین علی‌بیگی‌بنی[3]

[1]دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شریف، تهران، ایران

[2]گروه مهندسی مالی، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی، تهران، ایران

[3]دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه علم و صنعت، تهران، ایران

چکیده

هدف از این مقاله بررسی وجود همبستگی پیاپی در بازدهی ماهانه‌ی شرکت‌های بورس تهران و در نتیجه ارزیابی کارایی ضعیف بورس تهران است. داده‌های مورد استفاده برای آزمون‌های آماری از سال ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۱ را شامل می‌شود و در نتایج حاصل‌شده، شواهد خاصی مبنی بر وجود همبستگی پیاپی میان هیچکدام از بازدهی‌های ماه‌های گذشته به تنهایی و بازده ماه کنونی پیدا نمی‌شود و تنها شواهدی مبنی بر توضیح‌دهندگی بازده ماه کنونی به‌وسیله‌ی مجموعه‌ی بازدهی‌های ماه‌های گذشته یافته می‌شود که از آن می‌توان به عنوان مدرک ضعیفی دال بر نقض فرم ضعیف کارایی بازار یاد کرد. این مسئله بهانه‌ای برای بخش دوم مقاله می‌شود که بررسی کنیم آیا استراتژی توسعه‌یافته براساس این مدل توانایی ایجاد بازدهی مثبت دارد یا خیر. به وسیله‌ی مدل توسعه داده شده، پیش‌بینی‌هایی برای بازده ماه بعد در سطح سهام براساس بازدهی ماه‌های گذشته صورت می‌گیرد و ۱۰ پورتفو براساس این پیش‌بینی‌ها تشکیل می‌شوند. مدل مذکور با در نظر گرفتن هزینه‌های کارمزد معاملاتی بازدهی غیرنرمال تولید نمی‌کند. در مجموعه‌ی بررسی‌های آماری انجام‌شده در این مقاله، شواهد قابل اتکایی مبنی بر ناکارایی ضعیف بازار بورس یافته نمی‌شود.

واژگان کلیدی: فرضیه کارایی بازار، بورس اوراق بهادار تهران، همبستگی پیاپی، ولگشت / گام تصادفی ، بازارهای مالی

[1] Serial Correlation

۱. مقدمه

مفهوم کارایی بازار، پایه‌ی بسیاری از نظریات و پژوهش‌ها در ادبیات مالی است. اولین آزمون‌هایی که برای بررسی این مفهوم توسط فاما (۱۹۷۰)[1] انجام شد، عموما شواهدی در تایید کارایی بازار یافت. پس از این مقالات اولیه، مقالات دیگری منتشر شدند که پیش‌بینی‌پذیری بازدهی سهام را براساس بازدهی بازار و پورتفوهای مبتنی بر اندازه، گزارش می‌کردند. برای نمونه، فاما و فرنچ (۱۹۸۸)[2]، در دوره‌های زمانی ۳ تا ۵ ساله، وجود همبستگی پیاپی منفی در بازدهی بازار را گزارش می‌کنند و لو و مک کینلی (۱۹۸۸)[3]، همبستگی پیاپی مثبت در بازدهی هفتگی را گزارش کرده‌اند. گرچه شواهدی که در این مقالات مبنی بر پیش‌بینی‌پذیری بازدهی سهام گزارش شده است از لحاظ آماری معنادار است ولی معنادار بودن این بازدهی‌ها به لحاظ اقتصادی از نظریه‌ی ولگشت (گام تصادفی) مشخص نیست[4].

در همان دوره‌ی زمانی، مطالعات دیگری نیز بر روی پدیده‌ی پیش‌بینی پذیری قیمت سهام به صورت منفرد انجام شد. گرچه شواهدی معنادار از لحاظ آماری برضد نظریه‌ی ولگشت یافته شد ولی میزان پیش‌بینی‌پذیری بازدهی‌ها عموما از لحاظ اقتصادی معنادار نبودند. برای نمونه، فرنچ و رول (۱۹۸۶) [5]همبستگی پیاپی منفی معناداری را در سطح بازدهی روزانه گزارش می‌کنند ولی بررسی‌هایشان نشان می‌دهد که این بازدهی‌ها از لحاظ مقداری کوچک هستند و اندازه‌گیری معنادارای اقتصادی‌شان دشوار است. در مقاله‌ی دیگری، و لو و مک کینلی (۱۹۸۸) [3] بازدهی‌های ناشی از نگه‌داشتن پورتفو به مدت یک هفته را برای سهام به صورت منفرد در نظر می‌گیرند و بررسی‌هایشان نشان می‌دهد که همبستگی پیاپی چه از لحاظ آماری و چه از لحاظ اقتصادی معنادار نیست و نتیجه‌گیری می‌کنند که وجود ریسک غیرسیستماتیک کشف اجزای قابل پیش‌بینی را دشوار می‌کند.[6]

در مقاله‌ای دیگر، جگادیش (۱۹۹۰)[7] به بررسی وجود همبستگی پیاپی میان بازدهی ماهانه‌ی سهام در سطح بازارهای مالی آمریکا می‌پردازد. وی از داده‌های قیمت از سال ۱۹۲۹ تا ۱۹۸۷ استفاده می‌کند و شواهد بسیار مستحکمی را مبنی بر وجود همبستگی پیاپی پیدا می‌کند که از لحاظ آماری معناداری بالایی را دارند[8]. وی در ادامه بررسی می‌کند که آیا این معناداری آماری به معناداری اقتصادی نیز ترجمه می‌شود و آیا استراتژی‌های مبتنی بر رابطه‌ی کشف‌شده سودآوری معناداری را به ثبت می‌رسانند یا خیر. بررسی‌های وی نشان می‌دهد که این استراتژی‌ها بازده غیرعادی مثبت تولید می‌کنند. در انتها و با توجه به شواهد به دست آمده، وی این موضوع را که قیمت سهام از ولگشت پیروی می‌کند رد می‌کند و نتیجه‌گیری می‌کند که بازار مورد بررسی حتی در فرم ضعیف نیز کارا نیست[9] .

در این مقاله، به بررسی وجود همبستگی پیاپی میان بازدهی‌های ماهانه در بازار بورس تهران می‌پردازیم. ساختار مقاله بدین صورت است که مدل آماری مورد استفاده شرح داده می‌شود. سپس معناداری آماری همبستگی پیاپی بازدهی ماه‌های گذشته و بازدهی ماه کنونی بررسی می‌شود و پس از آن فرآیند تشکیل پورتفوهای پیشبینی‌کننده را که براساس مدل مرحله‌ی قبل تشکیل می‌دهند شرح داده می‌شود و در ادامه عملکرد پورتفوهای موردنظر بررسی می‌گردند. در انتها در بخش تفسیر نتایج درباره‌ی نتایج بدست آمده بحث می‌شود و عوامل اثرگذار بر نتایج شکل گرفته بررسی خواهند شد و در پایان نتیجه‌گیری مقاله ارائه می‌شود.

۲. مدل آماری

مدل آماری‌ای که وجود همبستگی پیاپی در میان بازدهی ماهانه‌ی سهام به صورت منفرد را به وسیله‌ی آن بررسی خواهیم کرد، در این بخش توضیح داده شده‌است. این مدل با الگوگیری از مقاله‌ی جگادیش(۱۹۹۰) استخراج شده است. اگر $\tilde{R}_{it}$ را برابر با بازدهی سهام i در ماه t قرار دهیم که به صورت زیر بیان می‌شود:

معادله ی (۱) : $\tilde{R}_{it} = E(R_i) + \tilde{\eta}_{it}$

که در آن $E(R_i)$ برابر است با بازدهی موردانتظار غیرمشروط[۲] سهام i و $\tilde{\eta}_{it}$ نیز بازدهی غیرمنتظره[۳] در زمان t در حالت غیرمشروط است. یک راه ساده برای بررسی همسبستگی پیاپی سهام به صورت منفرد به این صورت است که به صورت جداگانه برای هر سهم از رگرسیون‌های سری زمانی[۴] (مانند فاما (۱۹۶۵)) یا آزمون‌های مبتنی بر نسبت واریانس (مانند لو و مک کینلی (۱۹۸۸)) استفاده کنیم و نتایج را در سطح کلیه‌ی سهام تجمیع کنیم. با توجه به وجود وابستگی مقطعی[۵] میان بازدهی سهام مختلف، انجام رویه‌های مذکور نتیجه‌گیری های آماری را دچار خطا می‌کند. به همین دلیل باید رویه‌ی متفاوتی را اتخاذ کنیم که وابستگی مقطعی بازدهی سهام را در نظر بگیرد. رگرسیون مقطعی[۶] زیر را در نظر بگیرید:

$$\tilde{R}_{it} = a_{0t} - \sum_{j=1}^{J} a_{jt} R_{it-j} + \tilde{u}_{it}$$

در رگرسیون چند متغیره‌ی بالا، ضرایب رگرسیون از رابطه‌ی زیر به دست می‌آیند:

$$\begin{bmatrix} a_{1t} \\ \vdots \\ \vdots \\ a_{Jt} \end{bmatrix} = \left[cov_i \begin{Bmatrix} R_{it-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ R_{it-J} \end{Bmatrix} \right]^{-1} \begin{bmatrix} cov_i(R_{it}, R_{it-1}) \\ \vdots \\ \vdots \\ cov_i(R_{it}, R_{it-J}) \end{bmatrix}$$

زیرنویسی که زیر عملگر کواریانس قرار داده شده است، برای این است که مشخص کند که این عملگر بر روی مقطع[۷] اعمال می‌شود. اگر از معادله‌ی (۱) برای بسط عبارت دوم سمت راست معادله‌ی بالا استفاده کنیم و از دو طرف امید ریاضی بگیریم، خواهیم داشت:

$$cov_i(R_{it}, R_{it-J}) = cov_i(\eta_{it}, \eta_{it-J}) + var_i(E(R_i))$$

همانطور که از عبارت بالا مشخص است، کواریانس میان بازدهی‌های زمان‌های مختلف از دو جز تشکیل شده است. جز اول برابر است با میانگین کواریانس پیاپی[۸] بازدهی سهام به صورت منفرد و جز دوم برابر است با واریانس مقطعی[۹] بازدهی مورد انتظار غیرمشروط[۱۰]. در صورت عدم وجود همبستگی پیاپی، جز اول برابر با صفر خواهد بود ولی جز دوم مادامی که بازدهی مورد انتظار در مقطع سهام متغیر باشد، مثبت خواهد بود. رگرسیون مقطعی زیر را در نظر بگیرید:

$$\tilde{R}_{it} - \bar{R}_i = a_{0t} - \sum_{j=1}^{J} a_{jt} R_{it-j} + \tilde{u}_{it}$$

در این رگرسیون $\bar{R}_i$ یک تخمین بدون‌اریب[۱۱] از بازدهی موردانتظار غیرمشروط سهام i است که دوره‌ی نمونه‌گیری که برای محاسبه‌ی آن استفاده می‌شود شامل ماه‌های $t-J$ تا t نمی‌شود. با این اصلاحی که در رابطه‌ی بالا لحاظ شد، کواریانس بین متغیر وابسته و j امین متغیر مستقل از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

---

[2] Unconditional Expected Return
[3] Unexpected Return
[4] Time Series Regression
[5] Cross-Sectional Dependence
[6] Cross-Sectional Regression
[7] Cross-Section
[8] Serial Covariance
[9] Cross Sectional Variance
[10] Unconditionally Expected Returns
[11] Unbiased

$$cov_i(R_{it} - \bar{R}_i, R_{it-J}) = cov_i(\eta_{it}, \eta_{it-J})$$

در رگرسیون اصلاح‌شده، تنها زمانی ضرایب متغیرهای مستقل صفر نخواهند بود که بازدهی سهام دارای همبستگی پیاپی باشد. رگرسیون مقطعی که در این مقاله برای آزمون‌های آماری از آن استفاده می‌کنیم به صورت زیر است:

معادله‌ی (۲):

$$\tilde{R}_{it} - \bar{R}_i = a_{0t} - \sum_{j=1}^{12} a_{jt} R_{it-j} + a_{13t} R_{it-24} + a_{14t} R_{it-36} + \tilde{u}_{it}$$

که در آن $\bar{R}_{it}$ میانگین بازدهی‌های ماهانه‌ی سهم در دوره‌ی $t+1$ تا $t+60$ است. لازم به ذکر است که طبق بررسی‌های صورت گرفته، تغییر دوره‌ی زمانی ۶۰ ماهه‌ی مذکور به ۳ یا ۶ سال یا حذف برخی از متغیرهای توضیح‌دهنده، تغییر چندانی در نتایج رگرسیون‌ها حاصل نمی‌کند.

بررسی معناداری آماری

برای انجام این تحلیل، داده‌های قیمت و ارزش بازار شرکت‌های لیست‌شده در بورس تهران از تاریخ فروردین ۱۳۸۰ تا مرداد ۱۴۰۱ استفاده شدند. برای اجرای رگرسیون از رگرسیون حداقل مربعات معمولی[12] استفاده شده و با توجه به وجود همبستگی بین بازدهی در مقطع سهام، از فرآیند رگرسیون به روش فاما و مکبث[13] استفاده شده است تا استنباط‌های آماری شامل آماره‌ی t [14] و انحراف معیارها دارای اریب نباشند.

در مرحله‌ی اول رگرسیون مربوط به معادله‌ی (۲) را اجرا می‌کنیم. با توجه به اینکه برای انجام این رگرسیون به داده‌های قیمت ۶۰ ماه آینده و همچنین بازده ۳۶ ماه گذشته نیاز است، بازه‌ی مورد بررسی با توجه به داده‌های در دسترس عملا به دوره‌ی زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا مرداد ۱۳۹۶ محدود می‌شود.

نتایج مربوط به این رگرسیون در جدول(۱) آورده شده اند. در مقاله‌ی جگادیش(۱۹۹۰) که رگرسیون مشابهی را در بازارهای مالی آمریکا انجام داده، ضرایب رگرسیون معناداری آماری بالایی دارند. این معناداری آماری تحت فضاهای نمونه‌ای مختلف مانند سهام با اندازه‌ی بازار مختلف و یا با حذف اثرهای تقویمی باقی می‌ماند. بررسی‌های جگادیش نشان می‌دهد که بیشترین تاثیر از سمت بازده ماه گذشته و بازده ۱۲ ماه پیش حاصل می‌شود چرا که این دو متغیر توضیح‌دهنده بزرگترین آماره‌های t را با اختلاف نسبت به سایر ماه‌ها دارند. ضریب مربوط به ماه گذشته در آن مطالعه، دارای علامت منفی است که معادل برگشت کوتاه‌مدت[15] و ضریب مربوط به ۱۲ ماه گذشته نیز مثبت است که معادل مومنتوم بلندمدت است.

برخلاف مطالعه‌ی مذکور، نتایج مربوط به بازار ایران الگوی متفاوتی دارند. همانطور که از نتایج پیداست، تنها در حالتی که فضای نمونه برابر با تمام سهام است، برخی متغیرها معنادار هستند. البته با توجه به تعداد بالای متغیرهای توضیح‌دهنده، در هر صورت ممکن است برخی از آنها به طور تصادفی معنادار شوند. برای نمونه اگر ۲۰ متغیر توضیح‌دهنده‌ی کاملا تصادفی انتخاب کنیم، به احتمال زیاد یکی از آن‌ها به صورت کاملا تصادفی در آزمون‌های آماری در سطح ۵ درصد معنادار یافته خواهد شد.

برای اینکه مطمئن شویم نتایج حاصل تاثیر یک گروه اندازه‌ای سهام نیستند، همین مطالعه را بر روی پنج دسته‌ی مختلف اندازه‌ی بازار انجام می‌دهیم. برای تشکیل این پنج دسته‌ی مختلف ابتدا در هر ماه سهام را براساس اندازه‌ی بازار[16] مرتب می‌کنیم و سپس آن‌ها به ۵ دسته‌ی مختلف با تعداد سهام برابر در هر دسته تقسیم می‌کنیم. به این صورت که سهام با کمترین اندازه‌ی بازار در دسته‌ی اول قرار می‌گیرند و به همین ترتیب تا دسته‌ی پنجم. هر

[12] Ordinary Least Squares
[13] Fama and MacBeth
[14] t statistic
[15] Short Term Reversal
[16] Market Capitalization

یک از این دسته‌های سهام را که حاوی یک پنجم کلیه‌ی سهام هستند پنجک[17] می‌نامیم. واضح است که در این تعریف، پنجک اول شامل یک‌پنجم کلیه‌ی سهام است که کمترین ارزش بازار را دارند و پنجک پنجم شامل یک‌پنجم کلیه‌ی سهام است که بیشترین ارزش بازار را دارند. اجرای رگرسیون بر روی پنجک‌های اول، سوم و پنجم به طور جداگانه نشان می‌دهد که نتایج حاصل حاصل تاثیر یک گروه اندازه‌ای سهام نیستند. از نکات قابل توجه جدول این است که مقدار ضریب R^2_{adj} در هر ۳ پنجک از مقدار آن در رگرسیونی که تمامی سهم‌ها را شامل می‌شد بیشتر است. این ضریب برای سهام بزرگ ۰,۲۰۸ است و این بدین معنی است که برای بزرگترین سهام موجود در بورس تهران در دوره‌ی مورد بررسی، به طور میانگین حدود ۲۰ درصد از تغییرات بازدهی ماهانه در مقطع سهام توسط بازدهی ماه‌های قبل توضیح داده شده است. لازم به ذکر است که مقدار R^2_{adj} از میانگین R^2_{adj} سری زمانی رگرسیون‌های مقطعی حاصل شده است.

با توجه به اینکه ممکن است رفتار سهام در برخی ماه‌های سال به طور قابل توجهی متفاوت از سایر ماه‌ها باشد، در ادامه به بررسی اثرهای تقویمی می‌پردازیم. در ادبیات مالی پدیده‌ای به نام اثر ژانویه [18]وجود دارد. اثر ژانویه فرضیه‌ای است که بیان می‌دارد قیمت سهام در ماه ژانویه در اثر فروش‌های نشئت‌گرفته از بحث‌های مالیاتی و شناسایی سود که در ماه آخر سال مالی اتفاق می‌افتد، تمایل به افزایش دارد. با توجه به متفاوت‌بودن سال مالی در ایران نسبت به سایر کشورها و مجزا بودن بورس تهران از سایر بازارهای مالی که در آن‌ها اثر ژانویه به ثبت رسیده‌است، طبیعتا اثر ژانویه در بورس تهران لزوما صادق نیست. برای بررسی موضوع اثرهای تقویمی، رگرسیون پایه‌ی خود را در فضای نمونه‌ای براساس ماه‌های مختلف اجرا می‌کنیم.

[17] Quintile
[18] January Effect

جدول ۱

نتایج رگرسیون مقطعی

مدل رگرسیون استفاده شده $\tilde{R}_{it} - \bar{R}_i = a_{0t} - \sum_{j=1}^{12} a_{jt}R_{it-j} + a_{13t}R_{it-24} + a_{14t}R_{it-36} + \tilde{u}_{it}$ است که در آن R_{it} بازدهی سهم i در زمان t و $\bar{R}_{it}$ میانگین بازدهی ماهانه ی سهام i در دوره‌ی $t+1$ تا $t+60$ است. این رگرسیون هر ماه در فضای نمونه‌ی تمامی سهام موجود و بین زیرفضاهای نمونه‌ای براساس اندازه اجرا می‌شود. اگر سهام را در هر ماه براساس اندازه‌ی بازار به پنج پنجک مرتب کنیم، پنجک اول شامل ۲۰ درصد اول با کوچکترین ارزش بازار و پنجک سوم و پنجک پنجم نیز به همین ترتیب محاسبه می‌شوند. دوره‌ی زمانی اجرای رگرسیون شامل فروردین ۱۳۸۳ تا مرداد ۱۳۹۶ است.

نمونه	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	a_8	a_9	a_{10}	a_{11}	a_{12}	a_{13}	a_{14}	R
تمامی سهام	-۰.۰۱۳۲	۰.۰۰۴۸	۰.۰۰۹۳	۰.۰۰۳۷	-۰.۰۰۶۷	۰.۰۰۱۱	-۰.۰۰۳۰	۰.۰۰۳۱	۰.۰۲۹۸	۰.۰۱۶۰	-۰.۰۰۷۱	۰.۰۳۱۰	۰.۰۲۲۳	۰.۰۱۰۴	۰.۰۰۱۱	۰.
	(-۲.۹۵)***	(۰.۳۷)	(۰.۶۹)	(۰.۳۲)	(-۰.۵۴)	(۰.۰۹)	(-۰.۲۶)	(۰.۲۷)	(۲.۶۴)***	(۱.۴۲)	(-۰.۶۲)	(۳.۱)***	(۲.۴۴)***	(۱.۰۸)	(۰.۱۳)	
پنجک اول	-۰.۰۱۸۹	-۰.۰۳۶۲	-۰.۰۷۴۳	-۰.۰۷۶۳	۰.۰۷۱۱	-۰.۰۰۵۷	۰.۰۰۶۷	-۰.۰۳۶۶	۰.۰۴۶۶	۰.۰۲۵۷	-۰.۰۰۶۴	۰.۰۵۳۳	۰.۰۲۳۸	-۰.۰۱۷۹	۰.۰۱۶۷	۰.
	(-۲.۶۵)***	(-۰.۷۴)	(-۲.۱۳)**	(-۱.۸۴)*	(۲.۲۱)**	(-۰.۱۲)	(۰.۱۸)	(-۰.۶۳)	(۱.۲۵)	(۰.۵۵)	(-۰.۲۲)	(۱.۶)	(۰.۵۸)	(-۰.۴۷)	(۰.۵۷)	
پنجک سوم	-۰.۰۱۳۷	۰.۰۴۲۶	۰.۰۱۵۴	-۰.۰۲۲۵	-۰.۰۷۹۵	۰.۰۰۸۰	-۰.۰۳۸۷	-۰.۰۲۷۸	۰.۰۲۶۸	۰.۲۶۹۵	-۰.۰۵۲۹	۰.۰۰۸۸	۰.۰۹۱۰	۰.۰۳۵۹	-۰.۱۴۲۷	۰.
	(-۱.۰۴)	(۰.۶۷)	(۰.۱۶)	(-۰.۱۷)	(-۰.۶۵)	(۰.۰۸)	(-۰.۴۷)	(-۰.۳)	(۰.۴۲)	(۰.۹۱)	(-۰.۵۳)	(۰.۲۴)	(۱.۷۷)*	(۰.۵)	(-۱.۰۵)	
پنجک پنجم	-۰.۰۰۶۳	-۰.۰۱۶۹	-۰.۰۰۱۲	-۰.۰۱۷۶	۰.۰۳۲۴	-۰.۰۰۵۳	۰.۰۰۴۸	۰.۰۴۷۶	۰.۰۵۴۰	-۰.۰۹۶۹	۰.۰۴۵۳	-۰.۰۱۶۱	۰.۰۳۸۰	۰.۰۳۴۶	-۰.۰۴۱۱	۰.
	(-۰.۷)	(-۰.۳۶)	(-۰.۰۳)	(-۰.۱۷)	(۰.۶۹)	(-۰.۰۹)	(۰.۰۷)	(۰.۴۷)	(۰.۹۴)	(-۰.۷۷)	(۰.۹۲)	(-۰.۳۲)	(۰.۷)	(۰.۹۲)	(-۱.۲۷)	

ضرایب رگرسیون و انحراف معیارها از سری زمانی ضرایب رگرسیون‌های مقطعی حاصل شده اند. آماره‌ی t مربوط به هر ضریب در پرانتز گزارش شده‌است. R^2_{adj} از میانگین‌گیری R^2_{adj} های هر رگرسیون مقطعی به دست آمده‌است. آماره‌ی F تحت فرض صفر اینکه تمامی ضرایب رگرسیون صفر هستند، تنها در حالتی که فضای نمونه برابر با تمامی سهام است در سطح ۵ درصد معنادار است. * نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح ۱۰ درصد و ** نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح ۵ درصد و *** نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح ۱ درصد است.

نتایج مربوط به این رگرسیون‌ها در جدول(۲) گزارش شده‌اند. همانطور که مشاهده می‌شود اثر تقویمی خاصی در زمینه‌ی مورد بررسی ما یعنی همبستگی پیاپی قابل مشاهده نیست. با این وجود، R^2_{adj} در ماه‌های شهریور و آذر و بهمن نسبت به سایر ماه‌ها بالاتر است.

برای بررسی فرضیه‌ی صفر اینکه تمامی ضرایب رگرسیون همزمان صفر هستند از آماره‌ی F [۱۹] استفاده می‌کنیم. برای محاسبه‌ی آماره‌ی F از R^2 تحت فرمول زیر بهره می‌بریم:

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \times \frac{k}{J - (k + 1)}$$

در رابطه‌ی بالا k تعداد متغیرهای مستقل شامل ضریب ثابت رگرسیون و J نیز تعداد مشاهدات است. در این مورد J برابر با تعداد رگرسیون‌های مقطعی است. برای رگرسیون پایه که شامل فضای نمونه‌ای تمامی سهام می‌شود، آماره‌ی F ۲,۷۳ محاسبه می‌شود که دارای مقدار احتمال [۲۰] ۰,۱۸۲ است که معادل معناداری در سطح ۵ درصد است. با توجه به معناداری آماره‌ی F شواهد ضعیفی مبنی بر وجود همبستگی پیاپی میان بازدهی‌های ماهانه یافته می‌شود و می‌توان گفت که مجموعه‌ی بازدهی‌های ماهانه‌ی ماه‌های گذشته، توانایی توضیح‌دهندگی بازدهی ماه کنونی را به طور معناداری دارد و این معادل است با رد فرم ضعیف فرضیه‌ی کارایی بازار که بیان می‌دارد از طریق تاریخچه‌ی قیمت، امکان توضیح قیمت سهام وجود ندارد و قیمت سهام از ولگشت پیروی می‌کند. در ادامه و با توجه به شواهد یافته شده، بررسی می‌کنیم که معناداری آماری یافته‌شده به معناداری اقتصادی ترجمه می‌شود یا خیر.

فرآیند تشکیل پورتفوهای پیشبینی‌کننده

در مطالعات مشابهی که در بازارهای بین‌المللی صورت می‌گیرد با توجه سابقه‌ی طولانی‌تر بازارهای مالی، دوره‌های زمانی طولانی‌تری از داده در دسترس است و تعداد مشاهدات برای انجام آزمون‌های آماری بسیار بیشتر از مطالعات مشابه در بازار سهام ایران است. به همین دلیل، آزمون‌های آماری‌ای که در مطالعات مشابه این مقاله صورت می‌گیرند قدرت بیشتری دارند و حتی انحرافات کوچک نیز ممکن است موجب معناداری آماری شوند. در مورد بازار بورس تهران، با توجه به سابقه‌ی کم آن، حجم کمتری از داده در دسترس است و آزمون‌های آماری ممکن است قدرت لازم را نداشته باشند. به همین دلیل در این بخش به

[19] F statistic
[20] P value

جدول (۲)

نتایج رگرسیون مقطعی در ماه‌های مختلف

مدل رگرسیون استفاده شده $\tilde{R}_{it} - \bar{R}_i = a_{0t} - \sum_{j=1}^{12} a_{jt}R_{it-j} + a_{13t}R_{it-24} + a_{14t}R_{it-36} + \hat{u}_{it}$ است که در آن R_{it} بازدهی سهم i در زمان t و $\bar{R}_{it}$ میانگین بازدهی ماهانه ی سهام i در دوره‌ی $t+1$ تا $t+60$ است. این رگرسیون در فضای نمونه‌ای براساس ماه‌های مختلف سال اجرا می‌شود. فضای نمونه‌ای فروردین شامل تمامی رگرسیون‌های مقطعی ماه فروردین و رگرسیون‌های سایر ماه‌ها نیز به طریقی مشابه محاسبه شده‌اند. دوره‌ی زمانی اجرای رگرسیون شامل فروردین ۱۳۸۳ تا مرداد ۱۳۹۶ است.

نمونه	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	a_8	a_9	a_{10}	a_{11}	a_{12}	a_{13}	a_{14}
فرودین	−۰.۰۰۰۱	−۰.۰۱۳۶	−۰.۰۲۹۹	۰.۰۱۱۶	−۰.۱۰۰۳	−۰.۰۰۷۸	۰.۰۰۲۴	۰.۰۲۴۱	−۰.۰۰۷۴	−۰.۰۱۹۴	−۰.۰۶۴۸	۰.۰۶۳۴	۰.۰۰۴۱	۰.۰۳۳۲	۰.۰۱۶۹
	(−۰.۰۱)	(−۰.۳۶)	(−۰.۴)	(۰.۴۹)	(−۲.۶۲)**	(−۰.۲۹)	(۰.۰۶)	(۰.۶۶)	(−۰.۲۹)	(−۰.۶۱)	(−۱.۶۷)	(۳.۰۳)***	(۰.۱۴)	(۰.۶)	(۰.۴۸)
اردیبهشت	−۰.۰۱۲۲	−۰.۰۰۴۸	۰.۰۲۰۸	−۰.۰۰۴۸	۰.۰۳۰۷	−۰.۰۰۳۳	−۰.۰۴۵۱	−۰.۰۰۶۲	۰.۰۵۹۷	−۰.۰۱۵۲	۰.۰۲۵۸	۰.۰۸۵۸	−۰.۰۰۷	−۰.۰۲۲	۰.۰۱۰۹
	(−۱.۱۹)	(−۰.۱۱)	(۰.۷۸)	(−۰.۱)	(۱.۰۸)	(−۰.۰۸)	(−۱.۰۵)	(−۰.۲۴)	(۱.۵۸)	(−۰.۷۷)	(۰.۸۷)	(۱.۹)	(−۰.۲۴)	(−۰.۷۴)	(۰.۳۵)
خرداد	−۰.۰۱۹۹	۰.۰۰۷۲	۰.۰۲۷۹	۰.۰۳۸۶	−۰.۰۵۴۱	۰.۰۳۸	−۰.۰۳۶۳	۰.۰۶۹۵	۰.۰۷۱۷	۰.۰۶۷۳	−۰.۰۱۷۵	۰.۰۴۳۸	۰.۰۴۲۲	۰.۰۲۴۳	۰.۰۰۰۵
	(−۱.۰۹)	(۰.۲۶)	(۰.۷۴)	(۱.۴۱)	(−۲.۱۹)**	(۰.۷۱)	(−۱.۰۳)	(۱.۲۸)	(۱.۶۸)	(۱.۳۵)	(−۰.۷۲)	(۱.۸۲)*	(۱.۱)	(۱.۰)	(۰.۰۲)
تیر	−۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۶۲	۰.۰۷۴۷	−۰.۰۳۲۸	۰.۰۵۴۷	−۰.۰۳۶۹	۰.۰۵۴۱	−۰.۰۹۵۴	۰.۰۴۱۷	۰.۰۵۹۸	−۰.۰۲۷۹	−۰.۰۱۱۲	۰.۰۵۶۶	−۰.۰۰۸۶	۰.۰۱۲
	(−۰.۰۸)	(۰.۱۳)	(۱.۴۷)	(−۰.۶۱)	(۰.۸۳)	(−۰.۸۱)	(۱.۴۷)	(−۱.۹۵)*	(۰.۶۷)	(۱.۳۴)	(−۰.۸۴)	(−۰.۴)	(۲.۶۴)***	(−۰.۳۹)	(۰.۵۱)
مرداد	−۰.۰۲۶۷	−۰.۰۲۲۳	۰.۰۴۹۶	۰.۰۰۱۲	−۰.۰۳۸۹	۰.۰۵۷۱	۰.۰۱۴۷	۰.۰۰۴۶	۰.۰۱۱۸	−۰.۰۱۷۵	−۰.۰۴۰۷	۰.۰۳۳۸	۰.۱۲۴۸	−۰.۰۱۵۶	۰.۰۴۹۱
	(−۱.۷۹)*	(−۰.۵۳)	(۱.۱۵)	(۰.۰۳)	(−۱.۰)	(۱.۴۲)	(۰.۳۱)	(۰.۱۲)	(۰.۲۸)	(−۰.۳۴)	(−۰.۷۲)	(۱.۰۱)	(۳.۰۴)***	(−۰.۴۳)	(۱.۸۹)*
شهریور	−۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۶۱	−۰.۰۰۱۵	−۰.۰۲۳۱	۰.۰۴۴۸	−۰.۰۳۰۸	۰.۰۳۹۸	۰.۰۱۱۵	−۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۴۹	−۰.۰۱۷۵	−۰.۰۰۱۹	۰.۰۲۹۱	−۰.۰۱۱۲	۰.۰۰۶۹
	(−۰.۱۵)	(۰.۱۶)	(−۰.۰۴)	(−۰.۵۳)	(۰.۷۳)	(−۰.۶۸)	(۱.۰۵)	(۰.۱۹)	(−۰.۰۳)	(۰.۱۷)	(−۰.۳۳)	(−۰.۰۹)	(۱.۳۲)	(−۰.۴۱)	(۰.۲۱)

ادامه‌ی جدول (۲)

نمونه	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	a_8	a_9	a_{10}	a_{11}	a_{12}	a_{13}	a_{14}
مهر	۰.۰۱۰۵	۰.۰۱۵۶	۰.۰۲۲۷	-۰.۰۰۲۷	-۰.۰۷۵۴	-۰.۰۳۸۷	-۰.۰۷۰۸	۰.۰۲۵۴	۰.۰۲۷۶	-۰.۰۳۶۸	۰.۰۶۱۳	۰.۰۴۷۹	۰.۰۳۹۱	۰.۰۶۷۳	-۰.۰۳۰۸
	(۰.۶۲)	(۰.۳۷)	(۰.۷۹)	(-۰.۱)	(-۲.۹)	(-۱.۳)	(-۱.۲۷)	(۰.۸۴)	(۰.۸۴)	(-۰.۹۸)	(۱.۷)	(۰.۹۱)	(۱.۰۱)	(۱.۷۲)	(-۰.۸۷)
آبان	-۰.۰۱۷۸	۰.۰۶۲۱	-۰.۰۲۴۳	-۰.۰۱۴۱	۰.۰۷۱	-۰.۰۲۵۵	۰.۰۲۴۶	۰.۰۵۵۷	-۰.۰۲۲۹	۰.۰۵۲۵	-۰.۰۱۶۳	۰.۰۱۳۳	۰.۰۰۹۴	۰.۰۴۶	-۰.۰۴۲
	(-۱.۵۵)	(۱.۱۵)	(-۰.۷۷)	(-۰.۵۳)	(۲.۱۳)	(-۰.۸)	(۰.۷۴)	(۱.۲۹)	(-۰.۷)	(۱.۳)	(-۰.۴۵)	(۰.۴۴)	(۰.۲۴)	(۲.۵۱)**	(-۱.۰۷)
آذر	-۰.۰۱۱۳	۰.۰۰۳۸	-۰.۰۱۸۹	۰.۰۰۳۸	-۰.۰۲۱۷	۰.۰۲۵۱	۰.۰۲۲	-۰.۰۰۲۷	۰.۱۰۷۷	۰.۰۲۴۲	-۰.۰۲۵۴	-۰.۰۱۰۵	-۰.۰۱۵۸	۰.۰۰۵۲	-۰.۰۱۷۹
	(-۰.۵)	(۰.۰۹)	(-۰.۳۳)	(۰.۰۷)	(-۰.۷۹)	(۰.۵۷)	(۰.۵۳)	(-۰.۰۸)	(۲.۹۵)***	(۰.۵۴)	(-۰.۵۹)	(-۰.۲۱)	(-۰.۴۳)	(۰.۱۴)	(-۰.۹۱)
دی	-۰.۰۲۱۹	-۰.۰۱۴۷	-۰.۰۲۳۸	-۰.۰۱۸۱	-۰.۰۰۲۳	۰.۰۱۲	-۰.۰۱۷	۰.۰۱۹۱	۰.۰۴۲۹	۰.۱۰۲۸	-۰.۰۴۴۱	۰.۰۲۰۱	-۰.۰۰۷۳	۰.۰۱۲۸	۰.۰۱۴۴
	(-۱.۸۵)*	(-۰.۳۲)	(-۰.۸۶)	(-۰.۵۶)	(-۰.۰۸)	(۰.۳۹)	(-۰.۵۱)	(۰.۴۸)	(۰.۹۹)	(۲.۸۸)***	(-۱.۵۵)	(۰.۶۳)	(-۰.۳۴)	(۰.۵۳)	(۰.۴۳)
بهمن	-۰.۰۲۵۹	۰.۰۷۸۹	-۰.۰۶۴۴	۰.۰۵۸۶	-۰.۰۰۲	۰.۰۱۹۱	۰.۲۶۳	-۰.۰۳۵۳	-۰.۰۰۱۲	-۰.۰۳۶۹	۰.۰۶۷۲	۰.۰۵۲۵	-۰.۰۱۹۴	-۰.۰۲۰۸	-۰.۰۵۱۴
	(-۲.۲۴)**	(۲.۰۶)*	(-۱.۵۵)	(۱.۱۵)	(-۰.۰۳)	(۰.۵۵)	(۱.۰۴)	(-۱.۲۸)	(-۰.۰۵)	(-۱.۲۵)	(۱.۵۶)	(۱.۵۲)	(-۰.۶۶)	(-۰.۶۴)	(-۲.۰۲)*
اسفند	-۰.۰۲۸۷	-۰.۰۶۲۹	۰.۰۷۰۹	۰.۰۲۷۳	۰.۰۱۸۵	-۰.۰۰۱۳	-۰.۰۵۱۱	-۰.۰۳۱۲	۰.۰۲۵۱	۰.۰۰۶۳	۰.۰۲۲	۰.۰۲۹۸	۰.۰۰۲۸	۰.۰۱۵۹	۰.۰۳۸
	(-۳.۲۵)***	(-۰.۸۴)	(۲.۱۶)**	(۰.۵۳)	(۰.۶۳)	(-۰.۰۳)	(-۱.۶۵)	(-۱.۱)	(۱.۱۶)	(۰.۲)	(۰.۵۲)	(۰.۹۹)	(۰.۱۲)	(۰.۴۳)	(۱.۳۹)

ضرایب رگرسیون و انحراف معیارها از سری زمانی ضرایب رگرسیون‌های مقطعی حاصل شده‌اند. آماره‌ی t مربوط به هر ضریب در پرانتز گزارش شده‌است. R^2_{adj} از میانگین‌گیری R^2_{adj} های هر رگرسیون مقطعی به دست آمده‌است. * نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح ۱۰ درصد و ** نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح ۵ درصد و *** نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح ۱ درصد است.

بررسی قابلیت پیشبینی بازدهی سهام با استفاده از استراتژی مبتنی بر رگرسیون بخش قبلی می‌پردازیم. با توجه به اینکه رگرسیون معادله‌ی (۲) از بازدهی ۶۰ ماه آینده استفاده می‌کند، برای پیشبینی بازدهی سهام نمی‌توان از آن استفاده کرد. به جای آن از رابطه‌ی زیر استفاده می‌کنیم:

$$\hat{R}_{it} = \hat{a}_{0t} - \sum_{j=1}^{12} \hat{a}_{jt} R_{it-j} + \hat{a}_{13t} R_{it-24} + \hat{a}_{14t} R_{it-36}$$

در این رابطه $\hat{R}_{it}$ جایگزین $\tilde{R}_{it} - \bar{R}_i$ به عنوان متغیر وابسته شده است و $\hat{a}_{jt}$ ها از رگرسیونی مشابه معادله‌ی(۲) به دست می‌آیند، تنها با این تفاوت که از بازه‌ی زمانی

$t-1$ تا $t-60$ به عنوان نمونه استفاده می‌شود و تخمین‌ها به‌صورت ماهانه بروزرسانی می‌شوند.

با استفاده از پیشبینی‌ای به وسیله‌ی مدل بالا برای سهام در هر ماه صورت می‌گیرد، سهام را به ۱۰ پورتفو تقسیم می‌کنیم. بدین ترتیب که دهک اول سهامی که بیشترین بازده برای آن‌ها پیشبینی شده در پورتفوی P_1 و دهک دوم سهامی که بیشترین بازدهی برای آن‌ها پیشبینی شده در پورتفوی P_2 و به همین ترتیب تا پورتفوی P_{10}، همچنین سهام موجود در هر پورتفو وزن برابر دارند. این فرآیند هر ماه انجام می‌شود و پورتفوها بروز می‌شوند. نام این استراتژی را S_0 می‌گذاریم. با توجه به اینکه داده‌های ۳ سال گذشته برای اجرای هر رگرسیون مقطعی و تخمین‌های رگرسیون‌های مقطعی ۵ سال اخیر برای به دست آوردن مدل هر ماه نیاز است، بازه‌ی مورد بررسی در این بخش به فروردین ۱۳۸۸ تا مرداد ۱۴۰۱ محدود می‌شود.

با توجه به بزرگ بودن مدل و تعداد بالای متغیرهای مستقل، احتمال بیش برازش[21] و در اثر آن دقت پایین در پیشبینی نیز وجود دارد. به همین دلیل پیش‌بینی‌هایی را نیز که صرفا براساس یک متغیر مستقل صورت می‌گیرند، در نظر می‌گیریم. برای نمونه، پیشبینی‌هایی را که براساس بازده ماه گذشته صورت می‌گیرد در نظر می‌گیریم و ۱۰ پورتفوی P_1 تا P_{10} را هر ماه براساس آن تشکیل می‌دهیم. نام این استراتژی را S_1 می‌گذاریم. نام استراتژی‌ای را که براساس پیشبینی بازده دو ماه پیش صورت می‌گیرد، S_2 می‌نامیم و به همین ترتیب برای سایر متغیرهای مستقل رگرسیون.

همچنین برای بررسی عملکرد پورتفوها و میزان بازدهی غیرعادی ایجاد شده، از مدل $CAPM$ و مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ و اجرای رگرسیون‌های سری زمانی زیر استفاده می‌کنیم:

معادله‌ی (۳):

$$\tilde{R}_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + \tilde{u}_{it}$$

معادله‌ی (۴):

$$\tilde{R}_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_1 (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \tilde{u}_{it}$$

در این مدل، R_{pt} بازدهی پورتفوی p در ماه t و R_{ft} نرخ سود بدون ریسک در ماه t است. برای نرخ بهره‌ی بدون ریسک، از سال ۱۳۹۴ به بعد که داده‌های اوراق خزانه‌ی دولتی موجود است، از میانگین بازده تا سررسید[22] اخزاها و پیش از آن از نرخ بهره‌ی بانکی استفاده شده‌است. همچنین R_{mt} نرخ بازدهی سبد هم‌وزن کلیه‌ی سهام موجود در بورس تهران در آن ماه است. با توجه به اینکه پورتفوهای تشکیل‌شونده در این بخش به صورت هم‌وزن هستند، انتخاب یک شاخص هم‌وزن برای بازدهی بازار منطقی‌تر است. با توجه به اینکه داده‌های شاخص هم‌وزن بورس تهران از سال ۱۳۹۳ به بعد در

[21] Overfitting
[22] Yield To Maturity

دسترس است، خود نگارنده اقدام به به‌دست آوردن بازدهی پورتفوی هم وزن کلیه‌ی سهام در هر ماه کرده است. رگرسیون‌های این بخش، یکبار با استفاده از شاخص کل بورس تهران به عنوان بازده بازار و همچنین با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ نیز تکرار شدند و نتایج مشابهی حاصل شدند. برای صرفه‌جویی در فضا و جلوگیری از گزارش نتایج تکراری، تنها نتایج حاصل‌شده با مدل $CAPM$ گزارش شده‌اند. در مدل رگرسیون‌های بالا، مقدار α_p میزان بازدهی غیرعادی پورتفو را مشخص می‌کند. هدف بررسی فرض صفر است مبنی بر اینکه آیا پورتفو بازدهی غیرعادی برابر با صفر ایجاد می‌کند یا خیر.

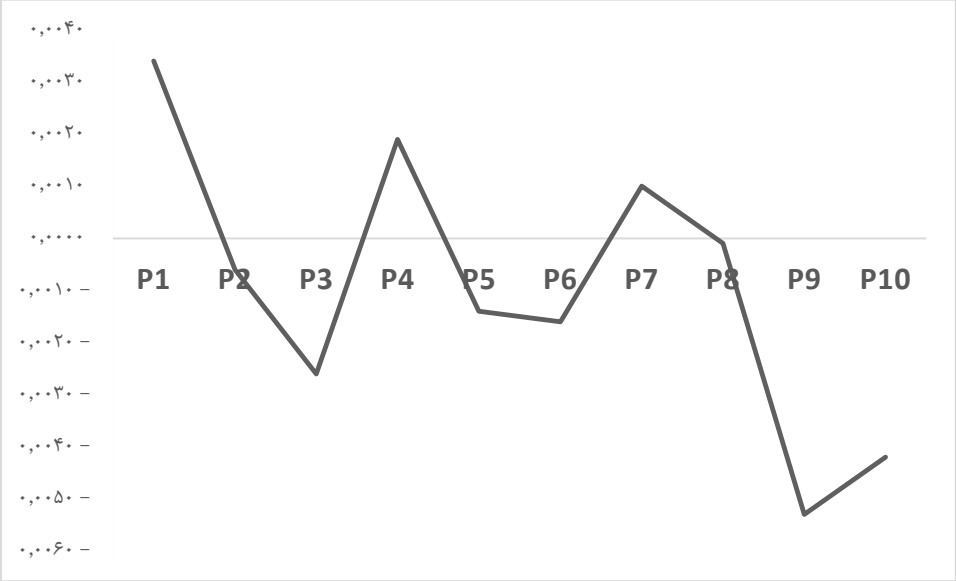
بررسی عملکرد پورتفوها

نتایج مربوط به عملکرد پورتفوها در جدول (۳) گزارش شده است. در مطالعه‌ی مشابه‌ای که توسط جگادیش در بازار آمریکا صورت گرفته، بیشترین بازدهی مربوط به پورتفوی P_1 است و بازدهی پورتفوها به صورت یکنوا کاهش می‌یابد، به طوری که کمترین بازدهی مربوط به P_{10} است. همچنین بازدهی غیرعادی پورتفوها دارای معناداری آماری هستند و بیشترین معناداری آماری مربوط به پورتفوی $P_1 - P_{10}$ است. هرچند که امکان تشکیل پورتفوی $P_1 - P_{10}$ در بورس تهران وجود ندارد ولی صرفا برای مطالعه‌ی رفتار آن، این پورتفو را نیز بررسی می‌کنیم. همانطور که از جدول (۳) پیداست، الگوی توصیف‌شده در بازار بورس تهران مشاهده نمی‌شود. اگر استراتژی S_0 را در نظر بگیریم که از تمامی متغیرهای مستقل برای پیشبینی استفاده می‌کند، یک روند کلی کاهش بازدهی غیرعادی از P_1 تا P_{10} وجود دارد ولی این کاهش یکنوا نیست. این موضوع در تصویر (۱) نمایش داده شده‌است. همچنین بازدهی غیرعادی پورتفوی $P_1 - P_{10}$ برابر با ۰,۷۵ درصد در ماه است که با در نظر گرفتن کارمزد معاملات[۲۳]، می‌توان نتیجه گرفت که این مقدار معناداری اقتصادی ندارد. با استدلال مشابه می‌توان گفت که بازدهی‌های ایجاد شده توسط سایر استراتژی‌ها نیز معناداری اقتصادی ندارند. دیگر نکته‌ی قابل ذکر درباره‌ی جدول (۳) این است که بازدهی ۱۱ ماه پیش که بیشترین معناداری آماری را در جدول (۱) داشت در اینجا نیز بهترین قدرت پیشبینی را از خود نشان می‌دهد. شایان توجه است که پیشبینی‌های انجام شده توسط استراتژی‌ها صرفا از داده‌های گذشته استفاده می‌کنند و مدل‌ها صرفا براساس داده‌های گذشته آموزش می‌بینند، در حالیکه در رگرسیون‌های جدول (۱) که هدف پیشبینی نبود و صرفا قصد بررسی وجود همبستگی پیاپی را داشتیم، از داده‌های آینده نیز برای محاسبه‌ی بازدهی مورد انتظار استفاده شد.

برای اینکه تصویری دیگر از عملکرد پورتفوها به نمایش گذاشته شود، نسبت ماه‌هایی که هر پورتفو تحت استراتژی‌های مختلف توانسته است بازدهی غیرعادی مثبت ایجاد کند، محاسبه و در جدول (۴) گزارش شده است. برای نمونه در خانه‌ی مربوط به استراتژی S_0 و پورتفوی P_1 در جدول(۴) عدد ۰,۴۹۱ گزارش شده است که به معنای این است که در ۴۹,۱ درصد ماه‌های تحت‌بررسی، این پورتفو توانسته است بازدهی غیرعادی مثبت ایجاد کند. همانطور که از جدول پیداست، این نسبت برای ستون مربوط به پورتفوهای

$P_1 - P_{10}$ اعداد بزرگتری را نسبت به سایر ستون‌ها شامل می‌شود. این موضوع نشان‌دهنده‌ی این است که استراتژی‌ها اندکی قدرت پیش‌بینی دارند که البته با بررسی‌های قبلی نشان داده شد سودهای حاصل معناداری اقتصادی ندارند. برای سایر خانه‌های جدول، عموم خانه‌ها اعدادی نزدیک به ۰,۵ را شامل می‌شوند و همچنین روند کاهشی از سمت P_1 به سمت P_{10} مشاهده نمی‌شود که نشان‌دهنده‌ی این است که استراتژی‌های مورد نظر قدرت پیش‌بینی خاصی ندارند.

[23] Transaction Cost



تصویر(۱)- بازدهی غیرعادی پورتفوهای پیشبینی‌کننده تحت استراتژی S_0

جدول (۳)

بازده غیرعادی پورتفوهای پیشبینی‌کننده

به‌وسیله‌ی پیشبینی‌های هر یک از استراتژی‌های S_0، S_1 تا S_{36} برای بازدهی ماه بعد سهام، پورتفوهای P_1 تا P_{10} را تشکیل می‌دهیم. استراتژی‌های مذکور صرفا از داده‌های گذشته‌نگر استفاده می‌کنند و برای تشکیل مدل‌ها از رگرسیون‌های مقطعی ۵ سال قبل استفاده شده‌است. پورتفوی P_1 یک پورتفوی هموزن از دهک اول سهام است وقتیکه مقطع سهام براساس پیشبینی بازدهی ماهانه مرتب شده‌اند. P_2 یک پورتفوی هموزن از دهک دوم سهام است و به همین ترتیب تا P_{10}. بازدهی‌های غیرعادی به وسیله‌ی مدل CAPM و استفاده از بازدهی هموزن ماهانه سهام موجود در بورس تهران به عنوان بازدهی بازار محاسبه شده‌اند. دوره‌ی زمانی مورد بررسی از فروردین ۱۳۸۸ تا مرداد ۱۴۰۱ است.

استراتژی	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	P_9	P_{10}	$P_1 - P_{10}$
S_0	۰.۰۰۳۴	-۰.۰۰۰۶	-۰.۰۰۲۶	۰.۰۰۱۹	-۰.۰۰۱۴	-۰.۰۰۱۶	۰.۰۰۱	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۵۳	-۰.۰۰۴۲	۰.۰۰۷۵
	(۰.۸۸)	(-۰.۲)	(-۰.۹۸)	(۰.۶۶)	(-۰.۵۹)	(-۰.۶۵)	(۰.۴۴)	(-۰.۰۲)	(-۲.۰۷)**	(-۱.۰۳)	(۱.۳۹)
S_1	-۰.۰۰۱۱	-۰.۰۰۲۸	-۰.۰۰۱۸	-۰.۰۰۴۲	-۰.۰۰۳۶	-۰.۰۰۱۹	-۰.۰۰۱۳	۰.۰۰۴۱	۰.۰۰۱۵	۰.۰۰۱۸	-۰.۰۰۲۹
	(-۰.۲۸)	(-۰.۸۴)	(-۰.۷۲)	(-۱.۴۴)	(-۱.۳۸)	(-۰.۷۸)	(-۰.۴۳)	(۱.۳۱)	(۰.۴۴)	(۰.۴۸)	(-۰.۵۴)
S_2	-۰.۰۰۳۳	-۰.۰۰۱۷	-۰.۰۰۳۲	۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۵۵	-۰.۰۰۰۹	-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۱۱	۰.۰۰۴۹	-۰.۰۰۸۲
	(-۰.۷۶)	(-۰.۵۲)	(-۱.۰۶)	(۰.۰۵)	(-۱.۹)*	(-۰.۳۷)	(-۰.۸۱)	(۰.۲۷)	(۰.۳۴)	(۱.۱۴)	(-۱.۲۷)
S_3	-۰.۰۰۴۳	-۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۱۲	۰.۰۰۰۳	-۰.۰۰۱۳	-۰.۰۰۲۶	۰.۰۰۱۱	-۰.۰۰۳۶	۰.۰۰۰۴	-۰.۰۰۰۶	-۰.۰۰۳۷
	(-۱.۱۴)	(-۰.۱۸)	(۰.۴۲)	(۰.۱)	(-۰.۵۲)	(-۱.۰۲)	(۰.۴۳)	(-۱.۴۶)	(۰.۱۳)	(-۰.۱۵)	(-۰.۶۷)
S_4	-۰.۰۰۳۲	۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۱۵	۰.۰۰۱۷	۰.۰۰۰۹	-۰.۰۰۳۶	-۰.۰۰۱۲	-۰.۰۰۱۵	-۰.۰۰۲۶	-۰.۰۰۲۱	-۰.۰۰۱۱
	(-۰.۸۷)	(۰.۰۴)	(۰.۵۴)	(۰.۵۴)	(۰.۳۶)	(-۱.۳۶)	(-۰.۳۸)	(-۰.۵۳)	(-۰.۸۵)	(-۰.۵۶)	(-۰.۲)
S_5	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۲۱	-۰.۰۰۱۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲۶	-۰.۰۰۳۴	-۰.۰۰۱۶	۰.۰۰۰۶
	(-۰.۳)	(-۰.۳۴)	(-۰.۱۴)	(۰.۵)	(۰.۷۲)	(-۰.۴۳)	(-۰.۷۸)	(-۰.۸۱)	(-۱.۰۷)	(-۰.۳۸)	(۰.۱)
S_6	۰.۰۰۰۹	۰.۰۰۲۸	-۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۱۲	-۰.۰۰۱۲	-۰.۰۰۰۸	-۰.۰۰۰۸	-۰.۰۰۲۱	-۰.۰۰۵۹	-۰.۰۰۳۵	۰.۰۰۴۳
	(۰.۲۱)	(۰.۹۲)	(-۰.۲۸)	(۰.۴۸)	(-۰.۴۴)	(-۰.۳۱)	(-۰.۳۳)	(-۰.۷۲)	(-۱.۸۹)*	(-۰.۸۸)	(۰.۷۲)

ادامه‌ی جدول (۳)

استراتژی	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	P_9	P_{10}	$P_1 - P_{10}$
S_7	۰.۰۰۲۴	۰.۰۰۱۷	-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰۶	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۱۶	۰.۰۰۱۱	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۷۶	۰.۰۱
	(۰.۶۹)	(۰.۴۹)	(-۰.۷۵)	(۰.۲۵)	(-۰.۴۴)	(-۰.۰۵)	(-۰.۶۳)	(۰.۴)	(-۱.۳۵)	(-۱.۹۶)*	(۱.۸۵)*
S_8	-۰.۰۰۳۶	-۰.۰۰۱۶	-۰.۰۰۱۶	-۰.۰۰۱۹	-۰.۰۰۴۲	-۰.۰۰۱۸	-۰.۰۰۰۴	-۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۵۳	۰.۰۰۲۵	-۰.۰۰۶۲
	(-۱.۱۹)	(-۰.۵۲)	(-۰.۵۴)	(-۰.۶۶)	(-۱.۸۹)*	(-۰.۶)	(-۰.۱۳)	(-۰.۷۱)	(۱.۶۴)	(۰.۵۷)	(-۱.۰۷)
S_9	۰.۰۰۴۴	۰.۰۰۱۶	-۰.۰۰۰۹	-۰.۰۰۲۴	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۳	۰.۰۰۰۳	-۰.۰۰۰۹	-۰.۰۰۰۶	-۰.۰۰۲۶	۰.۰۰۷
	(۱.۱۵)	(۰.۵۸)	(-۰.۳۴)	(-۰.۹۹)	(-۲.۱۳)**	(-۰.۹۹)	(۰.۱۲)	(-۰.۳۵)	(-۰.۱۹)	(-۰.۶۹)	(۱.۲۴)
S_{10}	۰.۰۰۳۶	-۰.۰۰۱۹	-۰.۰۰۱۱	-۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۱۹	-۰.۰۰۳۴	-۰.۰۰۱۶	-۰.۰۰۳۲	-۰.۰۰۱۲	-۰.۰۰۲۶	۰.۰۰۶۲
	(۰.۸۹)	(-۰.۵۶)	(-۰.۴)	(-۰.۱۵)	(۰.۶۸)	(-۱.۱۵)	(-۰.۶۶)	(-۱.۱۸)	(-۰.۳۸)	(-۰.۶۵)	(۱.۰۴)
S_{11}	۰.۰۰۲۷	۰.۰۰۲۷	-۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۱۳	۰.۰۰۱۲	-۰.۰۰۴۷	۰.۰۰۱۲	-۰.۰۰۱۱	-۰.۰۰۷۷	-۰.۰۰۵۶	۰.۰۰۸۳
	(۰.۷۵)	(۰.۹۴)	(-۰.۱۷)	(۰.۵۳)	(۰.۴۱)	(-۱.۷۸)*	(۰.۴۲)	(-۰.۳۸)	(-۲.۴۱)***	(-۱.۶۷)*	(۱.۶۴)
S_{12}	-۰.۰۰۰۳	۰.۰۰۰۵	-۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۱۸	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۲۱	-۰.۰۰۱۴	-۰.۰۰۰۳	۰.۰۰۱۱	-۰.۰۰۳۵	۰.۰۰۳۳
	(-۰.۰۸)	(۰.۱۷)	(-۰.۰۲)	(۰.۷۵)	(-۱.۲۸)	(-۰.۷۷)	(-۰.۵۵)	(-۱.۰۳)	(۰.۳۴)	(-۰.۸۱)	(۰.۵۸)
S_{24}	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۳۱	-۰.۰۰۲۷	-۰.۰۰۱۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲۲	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱۹	-۰.۰۰۱۹	-۰.۰۰۱۷	۰.۰۰۳۱
	(۰.۴۶)	(۱.۰۶)	(-۱.۰۱)	(-۰.۵۲)	(-۰.۷)	(-۰.۸۴)	(-۰.۳۶)	(-۰.۶۵)	(-۰.۶۲)	(-۰.۵۵)	(۰.۷۱)
S_{36}	۰.۰۰۳۱	۰	-۰.۰۰۳۱	-۰.۰۰۱۵	-۰.۰۰۲۳	-۰.۰۰۲۱	-۰.۰۰۱۸	-۰.۰۰۲۳	۰.۰۰۱۸	-۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۵۲
	(۰.۸۶)	(۰.۰۱)	(-۱.۳۳)	(-۰.۵۱)	(-۰.۷۶)	(-۰.۸)	(-۰.۷۲)	(-۰.۹۲)	(۰.۶۲)	(-۰.۷۲)	(۱.۰۴)

آماره‌ی t مربوط به هر ضریب در پرانتز گزارش شده‌است. * نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح ۱۰ درصد و ** نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح ۵ درصد و *** نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطح ۱ درصد است.

جدول (4)

نسبت ماه‌های دارای بازده غیرعادی در پورتفوهای پیشبینی‌کننده

استراتژی	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	P_9	P_{10}	$P_1 - P_{10}$
S_0	۰.۴۹۱	۰.۵۷۸	۰.۴۹۱	۰.۴۸۴	۰.۴۸۴	۰.۵۳۴	۰.۴۶	۰.۴۹۷	۰.۴۴۱	۰.۵۱۶	۰.۶۰۹
S_1	۰.۵۲۲	۰.۴۶۶	۰.۴۸۴	۰.۵۰۳	۰.۵۰۹	۰.۵۳۴	۰.۵۰۳	۰.۵۴۷	۰.۵۴۷	۰.۵۰۹	۰.۶۳۴
S_2	۰.۵۱۶	۰.۴۷۲	۰.۴۹۱	۰.۵۰۹	۰.۴۷۸	۰.۵۲۲	۰.۴۶	۰.۵۴	۰.۵۲۲	۰.۵۵۹	۰.۵۸۴
S_3	۰.۵۰۹	۰.۵۳۴	۰.۴۸۴	۰.۴۸۴	۰.۵۲۸	۰.۵۰۹	۰.۵۴	۰.۵۴	۰.۴۷۲	۰.۵۵۹	۰.۶۴
S_4	۰.۵۲۲	۰.۵۶۵	۰.۵۲۸	۰.۵۳۴	۰.۵۲۲	۰.۴۹۷	۰.۵۲۲	۰.۴۹۱	۰.۴۷۲	۰.۵۰۹	۰.۶۳۴
S_5	۰.۵۱۶	۰.۴۷۲	۰.۴۹۷	۰.۵۴	۰.۵۱۶	۰.۴۹۷	۰.۵۲۲	۰.۴۸۴	۰.۴۹۷	۰.۵۲۸	۰.۶۰۹
S_6	۰.۵۳۴	۰.۵۲۸	۰.۵۲۸	۰.۵۲۲	۰.۵۰۳	۰.۵۳۴	۰.۴۹۱	۰.۵۲۲	۰.۴۷۸	۰.۵۱۶	۰.۶۰۲
S_7	۰.۵۰۹	۰.۵۳۴	۰.۵۴	۰.۵۲۸	۰.۵۳۴	۰.۵۰۹	۰.۴۲۲	۰.۵۰۹	۰.۴۷۲	۰.۵۳۴	۰.۶۵۲
S_8	۰.۵۳۴	۰.۵۰۳	۰.۵۴۷	۰.۵۴	۰.۴۹۱	۰.۴۹۱	۰.۵۳۴	۰.۴۹۷	۰.۵۲۲	۰.۵۲۸	۰.۶۴
S_9	۰.۵۴۷	۰.۴۹۷	۰.۴۹۱	۰.۴۹۱	۰.۴۷۲	۰.۴۷۲	۰.۵۵۹	۰.۵۱۶	۰.۵۱۶	۰.۴۷۲	۰.۶۲۱
S_{10}	۰.۵۰۹	۰.۵۵۹	۰.۵۳۴	۰.۵۰۹	۰.۵۲۲	۰.۵۰۹	۰.۵۵۳	۰.۵۱۶	۰.۵۲۸	۰.۵۱۶	۰.۵۸۴
S_{11}	۰.۵۴	۰.۵۲۸	۰.۵۴	۰.۵۵۳	۰.۵۳۴	۰.۵۱۶	۰.۵۳۴	۰.۵۲۲	۰.۴۷۲	۰.۵۲۸	۰.۶۴۶
S_{12}	۰.۵۲۲	۰.۵۱۶	۰.۴۶۶	۰.۵۰۳	۰.۵۲۸	۰.۴۹۱	۰.۵۰۹	۰.۵۰۳	۰.۵۰۳	۰.۵۳۴	۰.۶۰۲
S_{24}	۰.۵۲۲	۰.۵۷۱	۰.۵۳۴	۰.۵۳۴	۰.۵۲۲	۰.۵۰۹	۰.۴۶۶	۰.۵۴۷	۰.۵۴۷	۰.۴۸۴	۰.۶۴۶
S_{36}	۰.۵۵۳	۰.۵۲۲	۰.۵۰۳	۰.۵۳۴	۰.۵۰۹	۰.۵۰۳	۰.۴۸۴	۰.۵۰۳	۰.۵۲۲	۰.۵۱۶	۰.۶۵۸

برای توضیحات مربوط به استراتژی‌های S_0 تا S_{36} و نحوه‌ی تشکیل پورتفوهای P_1 تا P_{10} به جدول (۳) مراجعه کنید. هر یک از خانه‌های جدول مشخص می‌کند که در دوره‌ی مورد بررسی هر یک از پورتفوها تحت استراتژی موردنظر در چه نسبتی از ماه‌ها بازدهی مثبت غیرعادی ایجاد کرده‌است.

محدودیت‌های پژوهش

با توجه به عمر کم بورس تهران و مسائل ریزساختاری[۲۴] مختص آن مانند حجم مبنا، صف خرید و صف فروش و همچنین عمق کم بازار و دولتی‌بودن مالکیت عموم شرکت‌ها و احتمال دستکاری قیمتی، ممکن است که سازوکارهای ایجادکننده‌ی همبستگی پیاپی که در بازارهای دیگر مشاهده شده‌اند، در

[24] Microstructural

بورس تهران برقرار نباشند. همچنین و لو و مک کینلی (۱۹۸۸) در مطالعه‌ای که در بازار سهام آمریکا در دوره‌ی زمانی ۱۹۶۲ تا ۱۹۸۵ انجام دادند، بازدهی‌های ناشی از نگه‌داشتن پورتفو به مدت یک هفته[۲۵] را برای سهام به صورت منفرد در نظر می‌گیرند و بررسی‌هایشان نشان می‌دهد که همبستگی پیاپی چه از لحاظ آماری و چه از لحاظ اقتصادی معنادار نیست و نتیجه‌گیری می‌کنند که از آنجا که بازدهی سهام دارای حجم زیادی اطلاعات مختص شرکت[۲۶] و در نتیجه‌ی آن نویزغیرسیستماتیک هستند که کشف اجزای قابل پیش‌بینی را دشوار می‌کند. ممکن است که در بورس تهران نیز چنین مسئله‌ای وجود داشته باشد و عمق کم بازار، مشکلات ریزساختاری و دستکاری‌های قیمتی سبب ایجاد نویز غیرسیستماتیک بالا در بازدهی‌های سهام شود که عملا پیشبینی آن‌ها را غیرممکن می‌کند. اگرچه که این موضوع نیازمند پژوهش بیشتر است.

جمع‌بندی

در این مقاله ابتدا با مدل توصیف‌شده به بررسی وجود همبستگی پیاپی در بازدهی ماهانه‌ی سهام پرداختیم. این عمل را یک‌بار برای کلیه‌ی سهام موجود در بورس تهران و در تمامی دوره‌ی زمانی موجود و بار دیگر با جدا کردن سهام براساس اندازه‌ی بازار و باری دیگر با بررسی اثر تقویمی انجام دادیم. مجموعه‌ی بررسی‌ها هیچگونه شواهدی مستحکم مبنی بر وجود همبستگی پیاپی میان بازدهی‌های ماهانه به دست ندادند. هرچند که آماره‌ی F برای کل مدل ۲٫۷۳ محاسبه می‌شود که دارای مقدار احتمال ۰٫۱۸۲ است و نشان می‌دهد که مجموعه‌ی بازدهی‌های ماهانه قابلیت توضیح بازدهی ماهانه‌ی سهام را دارند. در ادامه مدل رگرسیون خود را اصلاح می‌کنیم تا از داده‌های آینده برای پیشبینی استفاده نشود و براساس استراتژی‌های مختلف ۱۰ پورتفوی پیشبینی‌کننده تشکیل می‌دهیم. بازدهی پورتفوی $P_1 - P_{10}$ تحت استراتژی‌های مختلف دارای بازدهی مثبت بود. البته مقدار بازدهی کوچک بود و با در نظر گرفتن کارمزد معاملات باقی نمی‌ماند. به همین دلیل بازدهی استراتژی‌ها دارای معناداری اقتصادی نیستند. مجموعه‌ی بررسی‌ها در این مقاله هیچگونه مدرکی دال بر وجود همبستگی پیاپی در بازدهی ماهانه‌ی شرکت‌های بورس تهران پیدا نمی‌کند و در نتیجه نمی‌توان فرضیه‌ی کارآمدی بازارها در فرم ضعیف آن و ولگشت را رد کرد.

References

[1] E. F. Fama, “Efficient capital markets: A review of theory and empirical work,” *The journal of Finance*, vol. 25, no. 2, pp. 383–417, 1970.

[2] K. R. French, “Stock returns and the weekend effect,” *Journal of financial economics*, vol. 8, no. 1, pp. 55–69, 1980.

[3] E. Farzanegan, “Time-varying long-term Memory in the Tehran Stock Exchange: the Generalized Hurst Exponents and the Rolling Window Approach,” *Journal of Asset Management and Financing*, vol. 8, no. 4, pp. 39–62, 2020, doi: 10.22108/amf.2020.122453.1530.

[4] D. Nordmeier, H.-J. Schmerer, and E. Weber, “Trade and labor market dynamics: What do we learn from the data?,” *Economics Letters*, vol. 145, pp. 206–209, Aug. 2016, doi: 10.1016/j.econlet.2016.06.007.

[۸] Weekly holding-period returns
[26] Company Specific

[5] D. A. Cohen and P. Zarowin, "Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings," *Journal of Accounting and Economics*, vol. 50, no. 1, pp. 2–19, May 2010, doi: 10.1016/j.jacceco.2010.01.002.

[6] D. Nordmeier, "Worker flows in Germany: Inspecting the time aggregation bias," *Labour Economics*, vol. 28, pp. 70–83, Jun. 2014, doi: 10.1016/j.labeco.2014.03.010.

[7] Y. Choi, G. Rondina, and T. B. Walker, "Information Aggregation Bias and Samuelson's Dictum," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 55, no. 5, pp. 1119–1145, 2023.

[8] J. Zhang, "On sufficient conditions for the existence of stable matchings with contracts," *Economics Letters*, vol. 145, pp. 230–234, Aug. 2016, doi: 10.1016/j.econlet.2016.06.029.

[9] F. Longin and G. Pagliardi, "Tail relation between return and volume in the US stock market: An analysis based on extreme value theory," *Economics Letters*, vol. 145, pp. 252–254, Aug. 2016, doi: 10.1016/j.econlet.2016.06.026.

An empirical study of monthly serial correlation and market efficiency in TSE

Abstract

The purpose of this paper is to examine the existence of serial correlation in monthly returns of TSE listed companies and consequently evaluate the weak form of EMH in TSE. The data used in empirical studies cover 2001 to 2022 period and no evidence as to the existence of serial correlation between any single monthly lagged return and current month's return was found, but the results suggest that current month's return could be explained by the set of monthly lagged returns considered in the model. This provides some light evidence to reject the weak form of EMH and leads to the second part of the paper to inspect if a strategy based on this model can generate abnormal returns. Based on the developed model, we make predictions for individual stock's next month return and form 10 decile portfolios every month. After taking transaction costs into account, this strategy is not able to generate abnormal returns. Therefore, empirical studies conducted in this paper don't find reliable evidence to reject the weak form of EMH in TSE.