

ریسک بتا: شواهدی از تئوری چشم انداز

علی ثقفی *

روح اله فرهادی **

محمد تقی تقوی فرد ***

چکیده

مطابق با تئوری چشم انداز، سرمایه گذاران رفتار متفاوتی در منطقه سود و زیان دارند و در نتیجه رفتار معاملاتی آن‌ها در زمان‌های صعودی و نزولی بازار متفاوت است. در این مطالعه با استفاده از مدل رگرسیون چارکی (در چارک‌های مختلف) و مدل رگرسیون خطی، بتای ۱۸۰ شرکت در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۳ برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد ریسک کل (انحراف معیار) سهام در چارک‌های بالاتر افزایش می‌یابد، و بتای سهام در چارک‌های مختلف تغییر می‌کند و با حرکت از چارک ۰,۲۵ به چارک ۰,۷۵، ریسک سیستماتیک (بتا) به طور معناداری افزایش می‌یابد. همچنین، مدل‌های خطی و مدل‌های چارکی نشان می‌دهد واریانس غیرمنتظره لااقل به میزان واریانس مورد انتظار، می‌تواند بازده مازاد را توضیح دهد. نتایج این تحقیق را می‌توان با بینش مالی کلاسیک و مالی رفتاری تفسیر کرد. در حوزه مالی کلاسیک، رابطه مستقیم بین ریسک و بازده در چارک‌های بالاتر سازگار با رشد بلندمدت اقتصاد است، علاوه بر این، رابطه معکوس در چارک‌های پایین‌تر، به معنای ایجاد عدم اطمینان بیشتر و در نتیجه کاهش بازدهی است. در حوزه مالی رفتاری، رفتار وابسته به الگوی ضرایب شیب، با پیش‌بینی تئوری چشم انداز از رفتار سرمایه گذاران پیرامون نقطه مرجع (چارک میانه) سازگار است. واژگان کلیدی: تئوری چشم انداز، رگرسیون چارکی، واریانس مورد انتظار، واریانس غیرمنتظره، نقطه مرجع.

* استاد دانشگاه علامه طباطبائی

** دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول) Email: Rf.farhadi@gmail.com

*** دانشیار دانشگاه علامه طباطبائی

مقدمه

مطابق با تئوری مالی، دارایی‌های ریسکی در مقایسه با دارایی‌های کم ریسک، بازده مورد انتظار بالاتری ارائه می‌دهد. شناخته شده‌ترین مدل قیمت‌گذاری (مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای یا CAPM) مقدار این ارتباط را تعیین کرده و بیان می‌کند که قیمت سهام ریسکی به صورت تنگاتنگی با قیمت‌ها در بازار [به عنوان مجموعه کل] حرکت می‌کند (شارپ، ۱۹۶۴) مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ریسک سهام را با بتا اندازه‌گیری می‌کند. به بیان دیگر، بازده مازاد مورد انتظار سهام با فرمول زیر بدست می‌آید:

$$E(R) - R_f = \beta(E(R_m) - R_f)$$

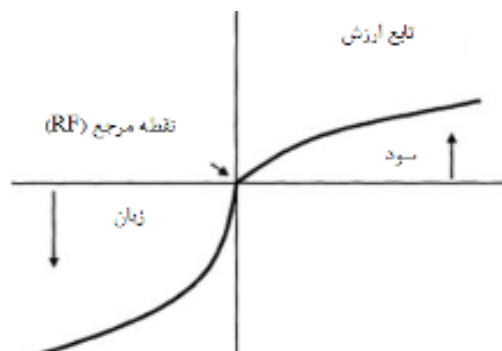
در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، ریسک و بازده مورد انتظار سهام به بتا بستگی دارد و سرمایه‌گذاران سهام را با توجه به بتا انتخاب می‌کنند، به عبارت دیگر، سهام ریسکی بتای بالاتری دارد و سهام کم ریسک بتای نسبتاً پایینی دارد. بنابراین بتا معیاری از ریسک بازار است. یک جایگزین برای بتای ثابت، بتای متغیر در طول زمان است که توسط برازش^۱ مدل GARCH چند متغیری بدست می‌آید. در این زمینه می‌توان از مطالعات انگل، بولرسلو و وولدریج (۱۹۸۸) و انگ و چن (۲۰۰۷) نام برد. همچنین، می‌توان بر شرایط بازدهی خاص هر شرکت تاکید کرد و نشان داد که بتا بسته به الگوی بازدهی شرکت، می‌تواند در طول زمان متفاوت باشد. بنابراین، بتای ثابت که در مدل‌های کلاسیک مالی نظیر مدل CAPM و مدل‌های تجربی نظیر مدل رگرسیون خطی کلاسیک (OLS) برآورد می‌شود، می‌تواند ریسک سهام را کمتر یا بیشتر نشان دهد. از سوی دیگر، در حوزه مالی رفتاری به طور عام و تئوری چشم‌انداز به طور خاص، رابطه بین ریسک و بازده مطابق با تئوری‌های سنتی مالی نمی‌باشد و در دامنه سود و زیان متفاوت است (کانمن و تورسکی، ۱۹۷۹).

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

دانش مالی رفتاری به‌عنوان دانشی مطرح است که به بررسی رفتار و نحوه تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی می‌پردازد (جهانگیری و همکاران، ۱۳۹۳). رفتار زیان‌گریزی و سودگریزی به‌عنوان دو اثر متناقض با دانش مالی کلاسیک، نقش قابل

1. fitting

ملاحظه‌ای در نوسان‌پذیری قیمت دارایی‌های مالی دارد و در بین سرمایه‌گذاران به‌طور معناداری متفاوت است. یکی از تئوری‌های موجود در دانش مالی رفتاری که رفتار زیان‌گریزی و سود‌گریزی را توضیح می‌دهد، تئوری چشم‌انداز است. رفتار زیان‌گریزی و رفتار سود‌گریزی به‌عنوان خلاف قاعده‌های^۱ مالی، فرضیه بازار کاراء^۲ را به چالش کشیده و نشان‌دهنده شواهد تجربی درباره انحراف بازار از قواعد عقلایی است (بدری و گودرزی، ۱۳۹۳). تئوری چشم‌انداز سه مشخصه کلیدی دارد. مشخصه اول این است که سود و زیان نسبت به یک نقطه مرجع بررسی می‌شود. مشخصه دوم این است که تابع ارزش برای زیان در مقایسه با سود، شیب بیشتری دارد. در نهایت، مشخصه سوم این است که ارزش نهایی سود یا زیان با افزایش میزان سود یا زیان کاهش می‌یابد (کانمن و تورسکی، ۱۹۷۹) (تورسکی و کانمن، ۱۹۹۱). بنابراین، در تئوری چشم‌انداز سرمایه‌گذاران با به حداکثر رساندن تابع ارزش S شکل، به صورت شکل (۱) رفتار می‌کنند.



شکل (۱): رفتار سرمایه‌گذاران در قالب تئوری چشم‌انداز

تئوری چشم‌انداز توسط کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) و تورسکی و کانمن (۱۹۸۶) با اجزای کلیدی ذیل معرفی شد: (۱) تابع ارزشی که برای سود مقعر بوده و برای زیان محدب می‌باشد و برای زیان در مقایسه با سود دارای شیب بیشتری است و (۲) تبدیل (انتقال) غیرخطی مقیاس احتمال که بر احتمالات کوچک وزن بیشتری داده و بر احتمالات بالا و متوسط وزن کمتری می‌دهد. این اجزا منجر به ریسک‌گریزی در حالت سود و ریسک‌گرایی در حالت زیان می‌شود. کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) بیان می‌کنند که افراد

بسته به سود و زیان، رفتار متفاوتی از خود نشان می دهند، بنابراین ممکن است رفتار سرمایه گذاران در شرایط بازار مختلف (برای مثال، بازارهای صعودی یا نزولی)^۱ تغییر یابد که این موضوع به معنای متغیر بودن بتا نیز می باشد. اگر سرمایه گذاران در زمان زیان ریسک پذیر باشند، انتظار می رود که بتا در شرایط نزولی بازار بزرگتر باشد. علاوه بر این، اگر سرمایه گذاران در زمان سود ریسک گریز باشند، انتظار می رود که بتا در شرایط صعودی بازار کوچکتر باشد. اگر بتا رفتار متغیر زمانی یا وابسته به الگو (رژیم) از خود نشان دهد، امکان دارد که رابطه ریسک و بازده به شیوه ای که در دانش مالی کلاسیک پیشنهاد می شود مثبت نباشد و برای دوره های خاصی منفی باشد (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲). چیانگ و لی (۲۰۱۲) با تجزیه ریسک به ریسک پیش بینی شده و غیرمنتظره، رابطه مستقیم بین ریسک مورد انتظار با بازده مازاد و رابطه غیرمستقیم بین ریسک غیرمنتظره با بازده مازاد گزارش کردند، همچنین آن ها رابطه بین ریسک و بازده را در دامنه های کرانی بازده متفاوت گزارش کردند (رابطه معکوس در دامنه پایین و رابطه مستقیم در دامنه بالا).

همچنین، اگر سرمایه گذاران مطابق با تئوری چشم انداز عمل نمایند، بازده سهام در صورت مواجه شدن سرمایه گذاران با سود و زیان، رفتار متفاوتی از خود بروز خواهد داد. اگر سرمایه گذاران در موقعیت زیان ریسک گرا باشند و در موقعیت سود ریسک گریز باشند (اثر تمایلاتی)، در این صورت بازده های یک شرکت نوسان بالاتری در الگوی زیان (بازده های منفی) در مقایسه با الگوی سود (بازده های مثبت) از خود نشان می دهد. از سوی دیگر، باربریز و ژیونگ (۲۰۰۹) و هنز و ولک (۲۰۱۱) نشان دادند که تئوری چشم انداز غالباً اثر تمایلاتی معکوس^۲ پیش بینی می کند، به طوری که در آن سرمایه گذاران تمایل دارند که سهام زیان ده را سریع تر از سهام سود آور بفروشند. در نتیجه، چنانچه اثر تمایلاتی معکوس وجود داشته باشد، ریسک در منطقه سود افزایش و در منطقه زیان کاهش می یابد. علاوه بر این، پراکندگی مقطعی بازده ها در الگوی زیان در مقایسه با الگوی سود بیشتر است. بنابراین، رفتار سرمایه گذار بتای شرکت را نیز تحت تاثیر قرار می دهد. اگر سرمایه گذاران در شرایط نزولی بازار، ریسک گرا باشند، بتاها در مقایسه با شرایط خوب بازار بالاتر خواهد بود.

1. bull or bear markets
2. reversed disposition effect

این فرضیه مبنی بر اینکه رابطه بازده سهام با بازده بازار مشروط بر شرایط بازده خاص شرکتی است، مرتبط با ادبیات موضوعی است که نشان می‌دهد سهام و سبدهای شاخصی سهام، همبستگی مثبت بالایی در بازده‌های نزولی در مقایسه با بازارهای صعودی دارند (انگ و چن، ۲۰۰۲؛ کوماچی و یان، ۲۰۰۶). در هر حال، این تحقیق از یک نظر دربردارنده ویژگی‌های متمایز کننده‌ای می‌باشد. در این مطالعه با پیروی از چیانگ و لی (۲۰۱۲) از مدل رگرسیون چارکی برای ارزیابی تغییرات بازده سهام و بازده سبد بازار استفاده می‌شود. چیانگ و لی (۲۰۱۲) با استفاده از مدل رگرسیون چارکی بحث می‌کنند مشاهدات حدی (کرانی) می‌تواند ضرایب برآورد شده مدل‌های رگرسیون را تغییر دهد. همچنین، این مطالعه توضیح اقتصادی برای ریسک (بتا) متغیر ارائه می‌کند. این مطالعه با تجزیه تحلیل بتاها برای الگوهای بازده و فراوانی‌های بازده در چارچوب رگرسیون چارکی به غنای ادبیات موضوعی مرتبط کمک می‌کند. در این مطالعه از تئوری چشم‌انداز برای توضیح الگوی غیر متقارن بتا و نیز ضرایب برآورد شده مربوط به ریسک مورد انتظار و غیرمنتظره استفاده می‌شود. نشان داده می‌شود که تئوری چشم‌انداز می‌تواند عدم تقارن ضرایب ریسک را توضیح دهد.

فرضیه‌های تحقیق

فرضیه ۱: رفتار سرمایه‌گذاران در شرایط متفاوت بازار (شرایط صعودی و نزولی) متفاوت است.

فرضیه ۲: رفتار متفاوت سرمایه‌گذاران، بتای سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

فرضیه ۳: بده‌وبستان بین بازده و ریسک در بین دامنه توزیع متفاوت است.

روش تحقیق

این تحقیق از نوع مطالعات پس رویدادی^۱ است که بر مبنای تجزیه تحلیل اطلاعات مشاهده شده انجام می‌شود. در این تحقیق، ابتداءً منظور آزمون فرضیه‌های اول و دوم، از مدل رگرسیون چارکی ذیل استفاده می‌شود:

$$r_{it} = a_i + b_i r_{Mt} + V_{it} \quad Q_r(\tau | r_{it}) = a_i(\tau) + b_i(\tau) r_{Mt} \quad (1)$$

1. Ex post facto study

به طوری که $Q_r(\tau|r_{it})$ نشاندهنده τ آمین چارک شرطی بازده شرکت r_{it} یعنی r_{it} است که فرض می‌شود به صورت خطی به بازده بازار یعنی r_{Mt} وابسته باشد. مدل با استفاده از شیوه رگرسیون چارکی^۱ برآورد می‌شود و در نتیجه می‌توان تاثیر r_{Mt} بر چارک‌های مختلف r_{it} را ارزیابی کرد، به عبارت دیگر، می‌توان تاثیر شرایط بازاری مختص هر شرکت بر بازده را بررسی کرد. در این رویکرد، برای هر چارک شرطی دلخواه (برای مثال چارک ۰,۲۵) ضرایب ضریب تعیین هر شرکت برآورد می‌شود. در ادامه درباره مزایای استفاده از شیوه رگرسیون چارکی بحث خواهد شد.

همچنین، برای آزمون فرضیه سوم تحقیقاز مدل ICAPM مرتون (۱۹۸۰) جهت استخراج اطلاعات ریسک استفاده می‌شود:

$$E_{t-1}[r_t] = \gamma E_{t-1}[\sigma_t^2] \quad (2)$$

جایی که $E_{t-1}[r_t]$ بازده مورد انتظار، $E_{t-1}[\sigma_t^2]$ واریانس شرطی بازده مورد انتظار بازار سهام، و γ پارامتر ریسک‌گریزی سرمایه‌گذار است.

معادله (۲) رابطه پویایی را برقرار می‌کند که در آن سرمایه‌گذار زمانی که بازار ریسکی‌تر است، صرف ریسک بالاتری را درخواست می‌کند. برای آزمون این رابطه، می‌توان مدل رگرسیون خطی زیر را برازش کرد:

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{e,t}^2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

جایی که متغیر وابسته بازده مورد انتظار r_t ، تاریخ t ، نوسان‌پذیری مورد انتظار، β_0 و β_1 پارامترهای ثابت، و ε_t جمله خطای تصادفی است. در زمان برآورد معادله (۲)، معمولاً یک جمله غیرمنتظره نیز جهت منعکس کردن اخبار جدید به معادله اضافه می‌شود، این اخبار می‌تواند شامل اخبار اقتصادی، اخبار مربوط به تغییر سیاست پولی، و سایر شوک‌های اقتصادی باشد. به جای اضافه کردن متغیر جدید، از رویه فرنج و همکاران (۱۹۸۷) پیروی کرده و فرض می‌شود که اخبار و تاثیر آن بر تصمیم افراد، در نوسان‌پذیری غیرمنتظره منعکس می‌شود. لذا برای آزمون فرضیه سوم معادله زیر برآورد می‌شود:

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{e,t}^2 + \beta_2 \sigma_{u,t}^2 + \varepsilon_t \quad (4)$$

جائی که متغیر وابسته بازده مازاد شاخص در تاریخ t ، و σ_t^e نوسان‌پذیری مورد انتظار است که از طریق برازش مدل گارچ/میانگین زیر برآورد می‌شود:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu_t + \beta_1 h_t^{1/2} \varepsilon_t \sim N(0, h_t) \\ h_t &= \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \omega_2 h_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

همچنین، σ_t^u نوسان‌پذیری غیرمنتظره است که تفاوت بین واریانس واقعی و واریانس مورد انتظار به دست آمده از معادله (۵) است. چنانچه مدل بالا به درستی ایجاد شود، نوسان‌پذیری غیرمنتظره با نوسان‌پذیری مورد انتظار همبستگی نخواهد داشت. بنابراین، اضافه کردن متغیر نوسان‌پذیری غیرمنتظره، ضریب برآورد شده نوسان‌پذیری مورد انتظار را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. به عبارتی، می‌توان نوسان‌پذیری غیر منتظره را متغیر کنترل کننده در نظر گرفت. علاوه بر این، این متغیر می‌تواند در توضیح بازده مازاد نیز نقش داشته باشد و بدین ترتیب خطای معیار را کاهش دهد که این موضوع به برآورد پایا از متغیر نوسان‌پذیری مورد انتظار منجر می‌شود. چنانچه نتیجه آزمون نشان دهد که $\beta_1 > 0$ است، فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه بده‌بستان (مستقیمی) بین بازده مازاد و ریسک مورد انتظار وجود دارد، رد نخواهد شد.

در رویکرد متعارف، معمولاً فرض می‌شود که نوسان‌پذیری مورد انتظار از فرایند گارچ/میانگین^۱ پیروی می‌کند که در تحقیقات محققانی نظیر فرنچ و همکاران (۱۹۸۷)، بولرسلو و همکاران (۱۹۹۲) و انگل (۱۹۹۵) به کار گرفته شده است. در هر حال، محققانی نظیر پاگان و یولا (۱۹۸۸) و لتو و همکاران (۲۰۰۲) بحث می‌کنند که در مدل GARCH-M، برآورد پارامترها در معادله میانگین شرطی مستقل از برآورد پارامترها در معادله واریانس شرطی نمی‌باشد. بنابراین، چنانچه معادله میانگین شرطی به طور صحیح مشخص نشود، احتمال ایجاد برآوردهای ناسازگار از معادله واریانس شرطی وجود خواهد داشت که منجر به برآوردهای ناسازگار و اریب پارامترها در معادله میانگین می‌شود. در نتیجه، در این تحقیق هر دو متغیر σ_t^e و σ_t^u نماینده ریسک در نظر گرفته می‌شود. همچنین، برای اصلاح خودهمبستگی در سری بازده روزانه، متغیر AR(1) (بازدهی وقفه‌دار) را نیز به معادله (۴) اضافه کرده و معادله زیر برآورد می‌شود:

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{e,t}^2 + \beta_2 \sigma_{u,t}^2 + \beta_4 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

البته علامت β_4 نیز بی معنا نمی باشد. علامت مثبت ممکن است به دلیل اصطکاک بازار یا معاملات مومنتومی (با بازخور مثبت) باشد. علامت منفی به معنای معاملات با بازخور منفی^۱ (معکوس) است. هر دو پدیده در ادبیات موضوعی از جمله تحقیق لو و مک کلینی (۱۹۹۰)، سنتانا و وادوانی (۱۹۹۲)، آنتونیو و همکاران (۲۰۰۵) گزارش شده است. علاوه بر این، همان طور که فراتزشر (۲۰۰۲) نشان داده است، بازدهی وقفه دار اثرات ناکارایی بازار یا رفتار غیرمنطقی سرمایه گذاران را کنترل می کند.

نکته قابل توجه در مدل های ارائه شده در بالا این است که برآورد پارامترها بر اساس شیوه حداقل مربعات است. یکی از محدودیت های این شیوه این است که برآوردگرهای حداقل مربعات، بر میانگین استوار است و اطلاعات درباره دامنه های توزیع نادیده گرفته می شود. علاوه بر این، اطلاعاتی در مشاهدات حدی (کرانی) وجود دارد که می تواند به طور معناداری ضرایب برآورد شده را تحت تاثیر قرار دهد (چیانگ و لی، ۲۰۱۲). برای حل این مشکل، رابطه بنیادی ریسک و بازده با استفاده از شیوه رگرسیون چارکی نیز مورد آزمون قرار می گیرد که برآوردهای کارتر و باثبات تر حاصل می کند، زیرا این شیوه اجازه می دهد که دامنه کاملی از توابع چارکی شرطی در نظر گرفته شود. بنابراین، برای آزمون فرضیه سوم تحقیق، مدل رگرسیون چارکی زیر برای چارک t م برآورد می شود:

$$Q_{r,t}(\tau | \sigma_{\varepsilon,t}^2, \sigma_{u,t}^2, r_{t-1}) = \beta_{1,t} + \beta_{1,\tau} \sigma_{\varepsilon,t}^2 + \beta_{2,t} \sigma_{u,t}^2 + \beta_{3,t} r_{t-1} + \varepsilon_{t,t} \quad (7)$$

مدل رگرسیون چارکی برای داده های حاوی مقادیر حدی بسیار مناسب است. این مدل دو مزیت دارد: (۱) می توان برای توزیع های مختلف استفاده کرد، مخصوصاً برای توزیع های چوله دار، (۲) چنانچه مقادیر حدی تغییر نماید، رگرسیون چارکی مقادیر و خطای معیار آن را تغییر نمی دهد. این موضوع به طور خاص برای بازده سهام که دامنه چاغ و توزیع چوله دار دارد نیز مطرح است چیانگ و لی (۲۰۱۲). بنابراین، برخلاف مدل های رگرسیون حداقل مربعات، مدل رگرسیون چارکی کمک می کند که از برخی مشکلات آماری مربوط به دامنه چاق یا مقادیر حدی اجتناب شود (بارنز و هاگز، ۲۰۰۲).

در این تحقیق، برای آزمون معناداری ضرایب برآورد شده از طریق مدل رگرسیون خطی و مدل رگرسیون چارکی، از آماره t و ارزش بحرانی مربوط به آن استفاده می شود. همچنین، برای آزمون معناداری ضریب تعیین مدل های رگرسیون خطی از آماره F و

1. negative feedback trading

ارزش بحرانی آن استفاده شده و برای آزمون معناداری ضریب تعیین معمولی^۱ مدل‌های رگرسیون چارکی از آماره Quasi-LR و ارزش بحرانی آن استفاده می‌شود.

قلمرو تحقیق

قلمرو زمانی پژوهش حاضر در برگیرنده دوره ۲ ساله از سال ۱۳۹۱ تا سال ۱۳۹۲ می‌باشد که در طول این مدت از داده‌های روزانه تغییرها (نرخ بازده هر شرکت، نرخ بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نرخ سود اوراق مشارکت بانک مرکزی) در برآورد مدل رگرسیون چارکی و مدل رگرسیون خطی استفاده می‌شود. دلیل استفاده از داده‌های روزانه، افزایش تعداد مشاهدات جهت برآورد کاه مدل‌های رگرسیون، و به‌طور خاص مدل رگرسیون چارکی می‌باشد، زیرا در مدل‌های رگرسیون چارکی، از مشاهدات چارک مورد مطالعه استفاده می‌شود. همچنین، با توجه به محدودیت وقفه معاملاتی بیش از یک روز جهت قرار گرفتن شرکت‌ها در نمونه تحقیق، از دوره زمانی ۲ ساله استفاده شده است تا حداکثر تعداد شرکت‌ها (۱۸۰ شرکت) در نمونه تحقیق لحاظ شود.

قلمرو مکانی این تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. این تحقیق به دنبال برآورد مدل رگرسیون چارکی جهت آزمون تئوری چشم‌انداز است. از لحاظ ادبیات مالی، این مطالعه رابطه بین ریسک و بازده را در حوزه مالی رفتاری بررسی می‌کند. بنابراین، در حوزه مالی رفتاری، پیش‌بینی‌های تئوری چشم‌انداز با برآورد مدل رگرسیون چارکی بررسی می‌شود.

نمونه

نمونه تحقیق شامل شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران است که با توجه به معیارهای زیر انتخاب شده‌اند:

۱. حذف برخی شرکت‌ها به دلیل وقفه معاملاتی طولانی.
 ۲. حذف برخی شرکت‌ها به دلیل بازدهی غیرعادی در زمان بازگشایی مجدد.
- با دو معیار فیلترینگ فوق، تعداد شرکت‌های نمونه به ۱۸۰ شرکت می‌رسد. لذا رگرسیون چارکی برای هر شرکت در صدک ۰,۲۵، صدک میانه (۰,۵) و صدک ۰,۷۵

1.Pseudo R-squared

برآورد می‌شود. همچنین، شاخص کل بورس اوراق بهادار نیز از نظر ریسک مورد انتظار و ریسک غیرمنتظره، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. داده‌های مورد نیاز در این تحقیق با توجه به قلمرو زمانی روزانه داده‌های مرتبط با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، و بازده کل شرکت‌های موجود در نمونه تحقیق است. منبع داده‌ها، پایگاه داده شرکت بورس اوراق بهادار تهران است.

یافته‌های تحقیق

آماره‌های توصیفی

جدول (۱) برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به بازدهی روزانه ۱۸۰ شرکت را خلاصه کرده است. این جدول بر اساس دو بعد ارائه شده است. لذا آماره‌های مربوط به بازدهی شرکت‌ها نظیر تعداد مشاهدات، میانگین بازدهی، انحراف معیار بازدهی، چولگی بازدهی و کشیدگی بازدهی برای چندک‌های مختلف نظیر صدک ۰,۲۵، صدک ۰,۵۰ یا میانه، صدک ۰,۷۵، و همچنین برای حداقل، میانگین و حداکثر نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، انحراف معیار بازدهی (معیار ریسک) با حرکت از صدک ۰,۲۵ به صدک ۰,۷۵ ابتدا نسبتاً ثابت بوده و سپس افزایش می‌یابد و نهایتاً برای کل مشاهدات به حداکثر مقدار خود (۰,۲۶۹) می‌رسد. افزایش انحراف معیار نشان می‌دهد که ریسک سهام در بین توزیع متفاوت است. شکل ۲ انحراف معیار بازدهی شرکت‌ها در طول دامنه توزیع را نشان می‌دهد.

جدول (۱): آمار توصیفی بازدهی شرکت‌های موجود در نمونه تحقیق

(۱۸۰ شرکت، و ۷۴,۱۱۶ مشاهده روزانه)

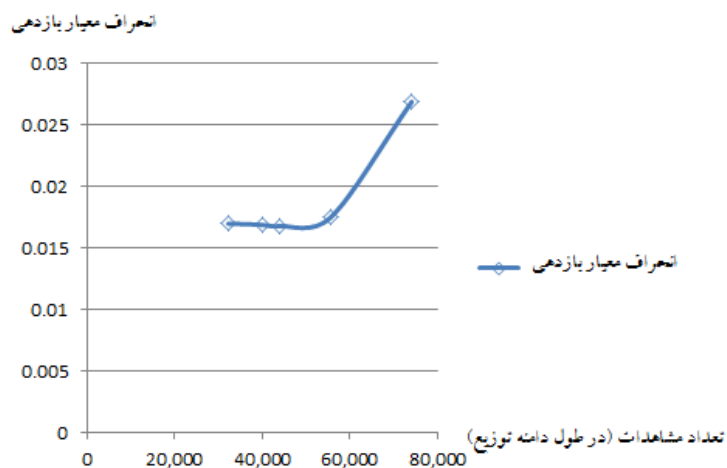
حداکثر (کل مشاهدات)	صدک ۰,۷۵	میانگین	صدک ۰,۵۰	صدک ۰,۲۵	حداقل	آماره / آماره
۷۴,۱۱۶	۵۵,۵۸۸	۴۴,۰۱۶	۳۹,۸۸۶	۳۲,۲۲۱	۱	تعداد مشاهدات
۰,۰۰۱۸	-۰,۰۰۹۲۴	۰,۰۱۳۸ -	-۰,۰۱۵۳	-۰,۰۱۸۸	-۰,۰۵۷	میانگین (بازدهی)
۰,۰۲۶۹	۰,۰۱۷۵	۰,۰۱۶۸	۰,۰۱۶۹	۰,۰۱۷	-	انحراف معیار (بازدهی)
۱,۳۸	-۳,۶۶	-۴,۷۵	-۴,۹۱	-۵,۵۳۷	-	چولگی (بازدهی)
۳۸,۴	۶۵,۵۶	۹۳,۰۶	۹۷,۶۸	۱۱۴,۶	-	کشیدگی (بازدهی)

جدول (۲): آمار توصیفی بازدهی روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

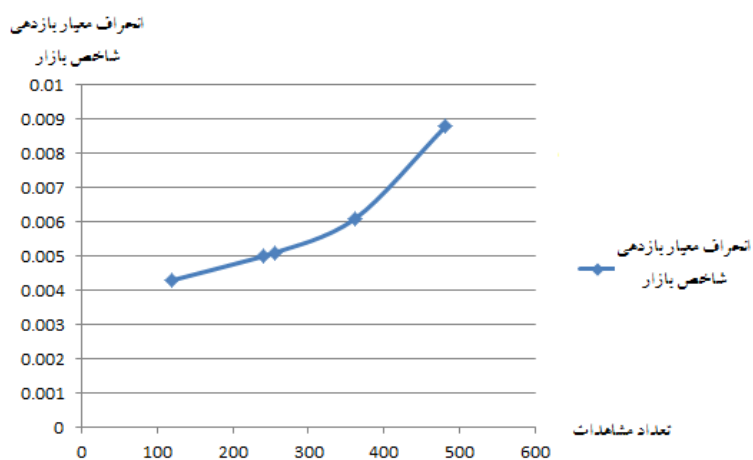
(۴۸۲ مشاهده در طول ۲ سال).

حداکثر (کل مشاهدات)	صدک ۰,۷۵	میانگین	صدک ۰,۵۰	صدک ۰,۲۵	حداقل	آماره / آماره
۴۸۲	۳۶۲	۲۵۶	۲۴۱	۱۲۰	۱	تعداد مشاهدات
۰,۰۰۲۲	۰,۰۰۱۵۸ -	۰,۰۰۴۳ -	-۰,۰۰۴۶	-۰,۰۰۸۵	-۰,۰۲۷۵	میانگین (بازدهی)
۰,۰۰۸۸	۰,۰۰۶۱	۰,۰۰۵۱	۰,۰۰۵	۰,۰۰۴۳	-	انحراف معیار (بازدهی)
۰,۱۹۲	-۰,۸۱	-۱,۲۱	-۱,۲۴	-۱,۴۱	-	چولگی (بازدهی)
۰,۳۰۵۳	۰,۷۲	۱,۶۷	۱,۷۶	۲,۵۹	-	کشیدگی (بازدهی)

در جدول (۲) آماره‌های توصیفی مربوط به بازده شاخص کل بورس نشان داده شده است. در اینجا نیز انحراف معیار بازدهی شاخص در بین توزیع متغیر بوده و با افزایش تعداد مشاهدات یا به عبارتی با حرکت به سمت صدک‌های آخر توزیع بازدهی، ریسک شاخص افزایش می‌یابد. شکل ۳ این موضوع را نشان می‌دهد.



شکل ۲: انحراف معیار بازدهی شرکت‌ها به عنوان تابعی از تعداد مشاهدات (در طول دامنه توزیع)



شکل ۳: انحراف معیار بازدهی شاخص کل بورس به عنوان تابعی از تعداد مشاهدات (در طول دامنه توزیع)

همچنین، مشاهده می‌شود که انحراف معیار بازدهی شاخص کل در مقایسه با انحراف معیار بازدهی شرکت‌های موجود در نمونه تحقیق، در تمامی صدک‌ها به طور معناداری کوچکتر است. در هر حال، این شواهد نشان می‌دهد زمانی که بازار صعودی است، ریسک

(انحراف معیار) افزایش می‌یابد. این نتایج نشان می‌دهد که اولاً سرمایه‌گذاران در شرایط مختلف بازار (بدبینانه و خوشبینانه) رفتار متفاوتی از خود نشان می‌دهند و ثانیاً مغایر با پیش‌بینی تئوری چشم‌انداز کانمن و تورسکی است مبنی بر این که سرمایه‌گذاران در زمان‌های صعودی بازار، ریسک‌گریز شده و در زمان‌های نزولی بازار ریسک‌پذیر می‌شوند. لذا به منظور تجزیه و تحلیل دقیق‌تر، در بخش بعد بتای سهام شرکت‌ها از طریق مدل‌های چارکی و مدل رگرسیون خطی برآورد خواهد شد.

جدول (۳) آماره‌های توصیفی مربوط به بازده مازاد شاخص کل بورس را نشان داده است. در طول دوره تحقیق، شاخص کل میانگین بازده مازاد مثبت داشته است. با توجه به آماره جارک-برا، بازده مازاد شاخص کل نرمال است. همچنین، ستون آخر جدول معناداری خودهمبستگی مرتبه دهم شاخص کل را آزمون کرده است که نشان می‌دهد در سطح ۱٪، شاخص کل خود همبستگی (مرتبه دهم) دارد.

جدول (۳): آماره‌های توصیفی مربوط به بازده مازاد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

آماره شاخص	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	حداقل	حداکثر	آماره جارک/برا (JB)	Q(10)
۰,۰۰۱۷	۰,۰۰۸۸	۰,۱۹۵	۳,۳۰	-۰,۰۲۸	۰,۳۳۸	۴,۸۸**	۸۴,۶۰***

توجه (۱): این جدول آماره‌های توصیفی مربوط به بازده مازاد روزانه (نرخ بازده شاخص منهای نرخ بازده اوراق مشارکت) شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را در دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ گزارش کرده است.

توجه (۲): آماره‌های مربوط به بازدهی مازاد شاخص به ترتیب عبارت است از میانگین، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی، حداقل، حداکثر، آماره جارک/برا و آماره خود همبستگی Q(10). *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

آزمون فرضیه‌های اول و دوم

در بخش آماره‌های توصیفی مشاهده شد که انحراف معیار بازدهی سهام شرکت‌ها و همچنین انحراف معیار بازدهی شاخص بورس متغیر بوده و با حرکت به سمت صدک‌های آخر، افزایش می‌یابد (شکل ۲ و شکل ۳). در این بخش به منظور تجزیه و تحلیل دقیق‌تر، بتای چارکی سهام (صدک ۰,۲۵ یا چارک اول، صدک ۰,۵ یا چارک دوم (میان)، و صدک ۰,۷۵ یا چارک سوم) با استفاده از مدل رگرسیون چارکی برآورد می‌شود. جدول (۴) میانگین، حداقل، چارک اول، چارک دوم، چارک سوم و حداکثر بتای برآوردی سهام را در چارک ۰,۲۵، چارک ۰,۵۰ (یا میان) و چارک ۰,۷۵ نشان می‌دهد. همچنین،

در ستون آخر جدول نیز نتایج حاصل از مدل رگرسیون خطی کلاسیک نشان داده شده است. جدول (۴) نشان می دهد که میانگین ضرایب بتای رگرسیون چارکی ۰,۲۵ (۰,۶۳۷) تقریباً با برابر با میانگین ضرایب بتای رگرسیون میانه (۰,۶۴۳) است و این دو میانگین به طور معناداری کمتر از میانگین ضرایب بتا در مدل چارکی ۰,۷۵ (۰,۸۳۴) است.

جدول (۴): نتایج مدل های رگرسیونی

حداکثر	چارک سوم	چارک دوم یا میانه	چارک اول	حداقل	آماره چارک/پرا	میانگین	آماره مدل
۱,۷۸	۰,۹۶۹	۰,۵۳۴	۰,۲۵۷	۰,۲۴۷ -	۱۱,۰۱	۰,۶۳۷ *	ضریب بتا در مدل چارکی ۰,۲۵
۲,۰۷	۱,۱۰	۰,۴۵	۰,۱۴۵	-۰,۱۵	۱۷,۶۵	۰,۶۴۳ *	ضریب بتا در مدل چارکی ۰,۵۰ یا میانه
۱,۷۷	۱,۲۰	۰,۸۹	۰,۴۷	-۰,۷۷	۳,۸۲	۰,۸۳۴ *	ضریب بتا در مدل چارکی ۰,۷۵
۱,۸۹	۱,۰۹	۰,۷۲۶	۰,۴۰۹	-۰,۳۵	۲,۶۱	۰,۷۵۹ *	ضریب بتا در مدل رگرسیون خطی

این جدول آماره های مربوط به مدل رگرسیون خطی کلاسیک (OLS) و مدل رگرسیون چارکی را با استفاده از بازدهی روزانه سهام گزارش کرده است. نوع ضریب برآوردی در ستون اول نشان داده شده و در هر سطر به ترتیب، میانگین، حداقل، چارک اول، چارک دوم و چارک سوم به دست آمده از مدل های رگرسیون مربوط به ۱۸۰ شرکت ارائه شده است. مدل رگرسیون خطی و مدل رگرسیون چارکی به ترتیب با استفاده از مدل های زیر برازش شده است:

$$r_{it} = a_i + b_i r_{Mt} + e_{it} \quad \text{مدل رگرسیون خطی}$$

جایی که r_{it} بازدهی روزانه سهم i ام، r_{Mt} بازدهی روزانه شاخص بازار، a_i ضریب عرض از مبدأ، b_i ضریب بتای برآوردی و e_{it} جزء خطا یا پسماند مدل است.

$$r_{it} = a_i + b_i r_{Mt} + v_{it} \quad Q_r(\tau|r_{it}) = a_i(\tau) + b_i(\tau)r_{Mt} \quad \text{مدل رگرسیون چارکی}$$

جایی که $Q_r(\tau|r_{it})$ نشاندهنده τ آمین چارک شرطی بازده شرکت i ام یعنی r_{it} است که فرض می شود به صورت خطی به بازده بازار یعنی r_{Mt} وابسته باشد.

* معنادار در سطح ۱٪. با توجه به اینکه میانگین ضرایب بتا، میانگین بتاهای به دست آمده از مدل رگرسیون (چارکی و خطی) برای ۱۸۰ شرکت است، از آماره t ضرایب برآوردی نیز میانگین گیری شده است. میانگین آماره t (بتاهای برآوردی ۱۸۰ شرکت) برای مدل چارکی ۰,۲۵، مدل چارکی ۰,۵۰ و مدل چارکی ۰,۷۵ به ترتیب برابر با ۴,۸۸، ۴,۳۵ و ۵,۸۵ است. میانگین آماره t برای مدل رگرسیون خطی نیز برابر با ۵,۶ است که این مقادیر t

نشان‌دهنده معناداری ضرایب بتا در سطح ۱٪ است. به منظور اطمینان از اینکه میانگین آماره t نماینده معتبری باشد، نرمالیتی ضرایب بتا در مدل‌های رگرسیون چارکی و مدل رگرسیون خطی با استفاده از آماره جارک/برا^۱ آزمون شد. آماره جارک/برا نشان می‌دهد که ضرایب بتای برآورد شده در مدل رگرسیون خطی و مدل رگرسیون چارکی ۰,۷۵ از توزیع نرمال پیروی می‌کند و ضرایب بتای برآورده شده در مدل رگرسیون چارکی ۰,۲۵ و مدل رگرسیون چارکی ۰,۵۰ از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند، اگرچه ضرایب بتا در این دو مدل چارکی، غیر نرمالیتی بالایی ندارند. در هر حال، معناداری میانگین بتاها در این دو چارک را باید با احتیاط تفسیر کرد.

به عبارتی، با حرکت به سمت چارک‌های بالاتر در توزیع بازدهی سهام، ضرایب بتا افزایش می‌یابد و از ۰,۶۳۷ در چارک ۰,۲۵ به ۰,۸۳۴ در چارک ۰,۷۵ افزایش می‌یابد. همچنین، در سطر آخر جدول، میانگین بتای برآورد شده با استفاده از مدل رگرسیون خطی معادل ۰,۷۵۹ نشان داده شده است که به طور معناداری کمتر از ارزش مورد انتظار تئوریک آن (بتای معادل ۱) است، زیرا همان طور که قبلاً بیان شد، فقط ۱۸۰ شرکت از تعداد شرکت‌های تشکیل دهنده شاخص کل در نمونه وارد شده است و شاخص کل بورس نیز به نظر می‌رسد که شاخص نماینده نباشد. در هر حال، نکته قابل توجه این موضوع است که میانگین بتای ۱۸۰ شرکت در مدل رگرسیون چارکی (به ترتیب، ۰,۶۳۷، ۰,۶۴۳ و ۰,۸۳۴ در چارک اول، دوم و سوم) و مدل رگرسیون خطی (۰,۷۵۹) نشان می‌دهد که ریسک سیستماتیک این ۱۸۰ سهم به طور معناداری کمتر از ریسک بازار (با بتای معادل ۱) است، در حالی که در جدول (۱) و جدول (۲) مشاهده شد که انحراف معیار بازدهی شرکت‌ها به طور معناداری بزرگتر از انحراف معیار بازدهی شاخص بود. لذا می‌توان نتیجه‌گیری کرد که ریسک خاص شرکتی (یا قابل تنوع بخشی) شرکت‌ها موجب افزایش انحراف معیار بازدهی این شرکت‌ها نسبت به انحراف معیار بازدهی شاخص می‌شود. برای بررسی دقیق‌تر، میانگین ضرایب تعیین به دست آمده از مدل‌های رگرسیون مختلف در جدول (۵) گزارش شده است. به عبارت دیگر، نسبت بالایی از ریسک کل سهام را ریسک خاص شرکتی تشکیل می‌دهد. در سطر بعدی جدول (۵)، نسبت ریسک خاص شرکتی به ریسک کل ارائه شده است. بنابراین، به عنوان نتیجه‌گیری کلی می‌توان بیان کرد که می‌توان از طریق تنوع بخشی، ریسک خاص شرکتی را حذف کرد.

جدول (۵): ضرایب تعیین (R^2) مدل‌های رگرسیون.

مدل رگرسیون	مدل چارکی	مدل چارکی	مدل چارکی	مدل آماره
خطی	۰,۷۵	۰,۵۰	۰,۲۵	
۰,۱۲۸	۰,۰۷۳	۰,۰۵۲	۰,۰۵۴	میانگین ضریب تعیین (R^2)
۰,۸۷۲	۰,۹۲۷	۰,۹۴۸	۰,۹۴۶	نسبت ریسک غیرسیستماتیک به ریسک کل

در هر ستون، ضرایب تعیین مدل چارکی در چارک ۰,۲۵، چارک ۰,۵۰، چارک ۰,۷۵ و مدل رگرسیون خطی کلاسیک گزارش شده است. سطر دوم، نسبت ریسک غیرسیستماتیک از ریسک کل (به عبارتی، یک منهای ضریب تعیین) را نشان می‌دهد.

مدل رگرسیون خطی و مدل رگرسیون چارکی به ترتیب با استفاده از مدل‌های زیر برازش شده است:

مدل رگرسیون خطی

$$r_{it} = a_i + b_i r_{M,t} + e_{it}$$

جایی که r_{it} بازدهی روزانه سهم i ام، $r_{M,t}$ بازدهی روزانه شاخص بازار، a_i ضریب عرض از مبدأ، b_i ضریب بتای برآوردی و e_{it} جزء خطا یا پسماند مدل است.

رگرسیون چارکی

$$Q_r(\tau|r_{it}) = a_i(\tau) + b_i(\tau)r_{M,t}$$

جایی که $Q_r(\tau|r_{it})$ نشان‌دهنده τ امین چارک شرطی بازده شرکت i ام یعنی r_{it} است که فرض می‌شود به صورت خطی به بازده بازار یعنی $r_{M,t}$ وابسته باشد.

همچنین، مشاهده می‌شود که با حرکت از چارک ۰,۲۵ به سمت چارک ۰,۷۵، میانگین ضریب تعیین ابتدا نسبتاً کاهش و سپس به طور معناداری افزایش می‌یابد. به عبارتی، ریسک سیستماتیک در دامنه‌های توزیع بازدهی بیشتر است و در دامنه مثبت (صعودی) توزیع بازدهی، به طور معناداری بالاتر است.

بنابراین، متغیر بودن بتا در طول چارک‌های مختلف (بسته به دامنه توزیع) با نتایج مطالعات محققانی نظیر انگل، بولرسلو و وولدریج (۱۹۸۸) و انگ و چن (۲۰۰۲) سازگار است و سرمایه‌گذاران در شرایط صعودی یا نزولی بازار، رفتار متفاوتی از خود نشان می‌دهند. البته باید بیان شود که مطابق با تئوری چشم‌انداز کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) که سرمایه‌گذاران در شرایط صعودی (منطقه سود)، ریسک‌گریز شده و منجر به کاهش ریسک سیستماتیک و در شرایط نزولی (منطقه زیان) ریسک‌پذیر شده و منجر به افزایش ریسک سیستماتیک می‌شوند، سازگار نیست، بلکه نتایج نشان می‌دهد که در شرایط

صعودی بازار، میانگین بتا افزایش می‌یابد. این نتایج با مطالعات باربریز و ژیونگ (۲۰۰۹) و هنز و ولکک (۲۰۱۱) سازگار است که نشان دادند تئوری چشم‌انداز غالباً اثر تمایلاتی معکوس^۱ پیش‌بینی می‌کند. به عبارتی سرمایه‌گذاران تمایل دارند که سهام زیان‌ده را سریعتر از سهام سودآور بفروشند و موجب افزایش ریسک در منطقه سود می‌شوند. در هر حال، به این دلیل که شاخص کل بورس، یک شاخص قیمتی نمی‌باشد، تمرکز بر خود شاخص و تجزیه و تحلیل ریسک و بازدهی آن ممکن است نتایج جالبی حاصل نماید.

آزمون فرضیه سوم

در جدول (۶) آماره‌های توصیفی نوسان‌پذیری مورد انتظار که از مدل گارچ/میانگین برای شاخص کل به دست آمده و همچنین نوسان‌پذیری غیرمنتظره (تفاوت بین واریانس واقعی و واریانس مورد انتظار) گزارش شده است. نمایه (الف) جدول میانگین، آماره t (مربوط به آزمون غیرصفر بودن میانگین واریانس‌ها)، انحراف معیار، حداکثر، حداقل و آماره جارک/برا را نشان می‌دهد. نمایه (ب) جدول آماره‌های فوق را برای واریانس غیرمنتظره نشان می‌دهد. نمایه (ج) نیز همبستگی بین واریانس مورد انتظار و واریانس غیرمنتظره شاخص را گزارش کرده است.

در نمایه (الف)، آماره t نشان می‌دهد که واریانس مورد انتظار شاخص کل در سطح ۱٪ معنادار و متفاوت از صفر است. در نمایه (ب) نیز آماره t نشان می‌دهد که میانگین واریانس غیرمنتظره برای شاخص کل به طور معناداری متفاوت از صفر نیست. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون آماره t ، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که فرض صفر بودن واریانس غیرمنتظره برای شاخص کل، برقرار است.

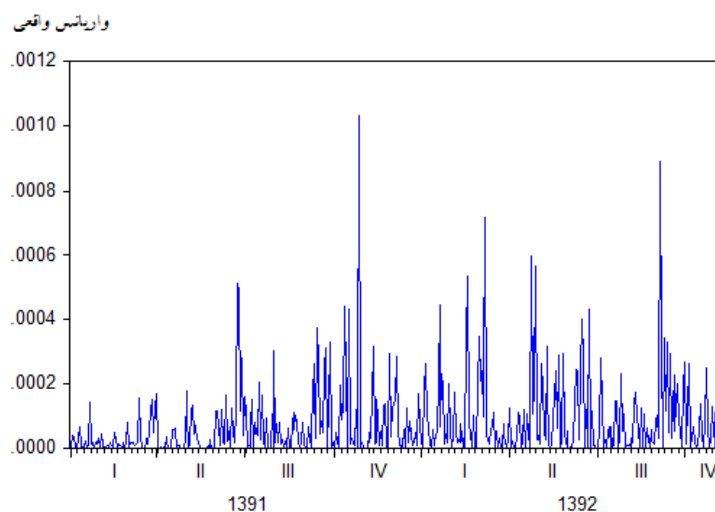
جدول (۶): آماره های توصیفی متغیرهای مستقل (توضیحی) تحقیق

نمایه (الف): آماره های توصیفی متغیر نوسان پذیری (واریانس) مورد انتظار ($\sigma_{E,t}^T$)					
آماره شاخص	میانگین	آماره t	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
شاخص کل	۰,۰۰۰۰۷۰	۴۶,۹۸***	۰,۰۰۰۰۳۳	۰,۰۰۰۰۱۴	۰,۰۰۰۰۲۶
نمایه (ب): آماره های توصیفی متغیر نوسان پذیری (واریانس) غیرمنتظره ($\sigma_{u,t}^T$)					
شاخص کل	۰,۰۰۰۰۰۸۱	۱,۵۳	۰,۰۰۰۰۱۱	-۰,۰۰۰۰۲۶	۰,۰۰۰۰۹۷
نمایه (ج): ضرایب همبستگی بین $\sigma_{E,t}^T$ و $\sigma_{u,t}^T$					
شاخص کل					
بین $\sigma_{u,t}^T$ و $\sigma_{E,t}^T$					-۰,۰۷۰۶
توجه (۱): این جدول میانگین، انحراف معیار، حداقل، و حداکثر واریانس مورد انتظار و واریانس غیرمنتظره را نشان می دهد. نمایه (الف): واریانس مورد انتظار ($\sigma_{E,t}^T$)، نمایه (ب): واریانس غیرمنتظره ($\sigma_{u,t}^T$). آماره t آزمون می کند که آیا میانگین واریانس به طور معناداری متفاوت از صفر است یا خیر. نمایه (ج) همبستگی بین جزء مورد انتظار و جزء غیرمنتظره واریانس را نشان می دهد. *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.					

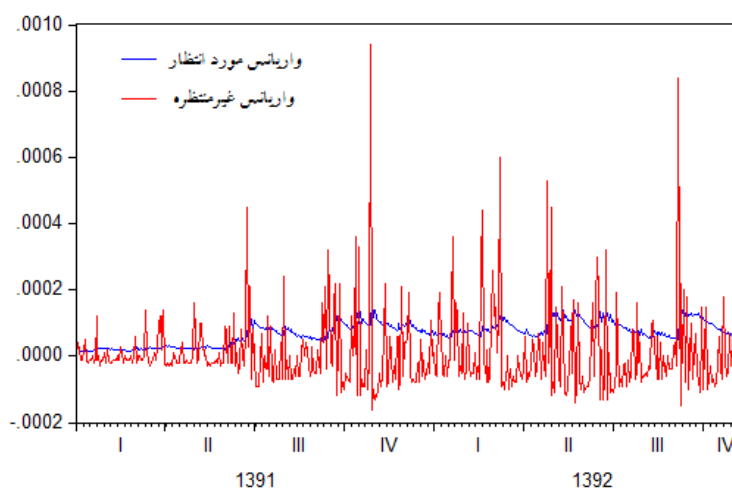
همچنین، شکل (۴) نوسان پذیری (واریانس) واقعی شاخص کل و شکل (۵) نوسان پذیری مورد انتظار و غیرمنتظره شاخص کل را به تفکیک نشان می دهد. مشاهده می شود که جهش در واریانس واقعی به دلیل جهش در واریانس غیرمنتظره است که از اطلاعات و اخبار غیرمنتظره ایجاد شده است.

جدول (۷) نتایج حاصل از برآورد معادلات (۳)، (۴) و (۶) را گزارش کرده است. نمایه (الف) که در آن متغیر نوسان پذیری مورد انتظار متغیر مستقل است، معادله (۳) برای شاخص کل برآورد شده است. ستون دوم ضریب عرض از مبدأ مدل ها را گزارش کرده است که هیچ کدام به طور معنادار متفاوت از صفر نمی باشد. ضریب نوسان پذیری مورد انتظار (β_1) برای شاخص کل معنادار نیست. همچنین، ستون آخر نمایه (الف) ضریب تعیین مدل های برآورد شده را گزارش کرده است که ضریب تعیین معنادار نیست. در کل، نمایه

(الف) نشان می‌دهد که مدل برآورد شده با استفاده از متغیر واریانس مورد انتظار به عنوان تنها متغیر توضیحی، ضریب تعیین بالایی ندارد.



شکل (۴): واریانس واقعی شاخص کل در طول زمان



شکل (۵): واریانس مورد انتظار و واریانس غیرمنتظره شاخص کل

در نمایه (ب)، علاوه بر ریسک مورد انتظار، واریانس غیرمنتظره نیز به عنوان متغیر مستقل در معادله رگرسیون وارد شده است. نتایج نشان می‌دهد که اولاً معناداری ضرایب برآورد شده مربوط به واریانس مورد انتظار (β_1) همانند نمایه (الف) است. این موضوع

نشان می‌دهد اضافه کردن واریانس غیر منتظره که فرض می‌شود همبستگی معناداری با واریانس منتظره ندارد و جدول (۵) نیز این موضوع را رد نمی‌نماید، تاثیری بر ضرایب مربوط به دو متغیر مستقل برآورد شده نمی‌گذارد. ثانیاً در ستون مربوط به ضریب (β_r) نمایه (ب)، نتایج نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده مربوط به ریسک غیرمنتظره معنادار (در سطح ۱٪) است. ضریب تعیین برآورد شده در نمایه (ب) در سطح ۵٪ معنادار بوده و در مقایسه با ضریب تعیین شده قابل مقایسه خود در نمایه (الف) بزرگتر است که نشان می‌دهد اضافه کردن متغیر ریسک غیرمنتظره به عنوان متغیر توضیحی به مدل، قدرت توضیح دهندگی مدل را افزایش می‌دهد.

جدول (۷): نتایج حاصل از برازش رگرسیون بازده مازاد بر واریانس مورد انتظار

با استفاده از مدل خطی

نمایه (الف): معادله (۳): $r_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{e_{it}}^2 + \varepsilon_{it}$					
ضریب تعیین (R^2)	β_0	β_1	β_2	β_3	
۰,۰۰۰۳	-	-	۱۶,۵۵	۰,۰۰۵	شاخص کل
نمایه (ب): معادله (۴): $r_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{e_{it}}^2 + \beta_2 \sigma_{u_{it}}^2 + \varepsilon_{it}$					
ضریب تعیین (R^2)	β_0	β_1	β_2	β_3	
۰,۰۱۷**	-	۸,۸۹***	۱۸,۷۵	۰,۰۰۲	شاخص کل
نمایه (ج): معادله (۶): $r_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{e_{it}}^2 + \beta_2 \sigma_{u_{it}}^2 + \beta_3 r_{it-1} + \varepsilon_{it}$					
ضریب تعیین (R^2)	β_0	β_1	β_2	β_3	
۰,۱۱۶***	۰,۳۱۹***	۶,۱۴*	۲۲,۰۸	۰,۰۰۱	شاخص کل
<p>توجه (۱): این جدول نتایج حاصل از برآورد مدل‌های رگرسیون را برای شاخص کل گزارش کرده است. نمایه (الف) نتایج مدل رگرسیون $r_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{e_{it}}^2 + \varepsilon_{it}$، نمایه (ب) نتایج مدل رگرسیون $r_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{e_{it}}^2 + \beta_2 \sigma_{u_{it}}^2 + \varepsilon_{it}$ و نمایه (ج) نتایج مدل رگرسیون $r_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{e_{it}}^2 + \beta_2 \sigma_{u_{it}}^2 + \beta_3 r_{it-1} + \varepsilon_{it}$ را گزارش کرده است. متغیر وابسته در این مدل‌ها، بازده مازاد شاخص است. متغیرهای مستقل عبارتند از واریانس مورد انتظار ($\sigma_{e_{it}}^2$)، واریانس غیرمنتظره ($\sigma_{u_{it}}^2$) و بازده مازاد وقفه‌دار ($\sigma_{u_{it}}^2$). *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.</p>					

همچنین، نمایه (ب) نشان می‌دهد که جزء غیرمنتظره ریسک، قدرت توضیح دهندگی بالاتری دارد و لذا پیش‌بینی آن، ارزش بیشتری دارد. این نتیجه با یافته بالی و دیگران (۱۹۹۰) مبنی بر اینکه سرمایه‌گذاران به برخی معیارهای ریسک متفاوت از انحراف معیار بازده سبد توجه می‌کنند، سازگار است.

در نمایه (ج)، متغیر بازده مازاد وقفه‌دار به عنوان متغیر مستقل سوم به معادله اضافه شده است. مشاهده می‌شود که اولاً به جزء برخی تغییرات کوچک، ضرایب برآورد شده مربوط به واریانس مورد انتظار و غیرمنتظره، تفاوت چندانی با نتایج نمایه (ب) ندارند. ثانیاً اضافه کردن متغیر جدید بازده مازاد وقفه‌دار به مدل، ضریب تعیین را به طور معناداری افزایش می‌دهد. علاوه بر این، اضافه کردن این متغیر به معادله رگرسیون، منجر به نرمالیتی پسماند مدل نمایه (ج) می‌شود.

در کل، جدول (۷) نشان می‌دهد که رابطه بین بازده و ریسک مستقیم است و تفکیک ریسک به ریسک مورد انتظار و ریسک غیرمنتظره حاکی از این است که جزء غیر منتظره ریسک، ارزش پیش‌بینی بالاتری دارد. همچنین، این تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد که تجزیه ریسک بینش کامل از رابطه ریسک و بازده فراهم می‌کند. علاوه بر بررسی تاثیر اجزای مختلف ریسک بر بازده، می‌توان تاثیر ریسک بر بازده را در دامنه‌های مختلف بازدهی بررسی کرد.

جدول (۸) نتایج حاصل از برآورد معادله (۶) را با استفاده از مدل رگرسیون چارکی نشان می‌دهد. ضریب برآورد شده مربوط به بازدهی وقفه‌دار در اکثر مدل‌های چارکی و مشابه با مدل‌های خطی - جدول (۷) - معنادار است و سازگار با یافته برخی تحقیقات از جمله یافته‌های آنتونیو و همکاران (۲۰۰۵) سنتانا و وادوانی (۱۹۹۲)، اثر مومنتوم نشان می‌دهد.

ضریب تعیین همه مدل‌ها در سطح ۰.۱٪ معنادار و در اکثر موارد بزرگتر از ضریب تعیین به دست آمده از مدل‌های خطی است، این یافته نشان می‌دهد که قدرت پیش‌بینی مدل چارکی در مقایسه با مدل رگرسیون خطی به طور معناداری بالا است. جدول (۸) نشان می‌دهد که ضرایب مربوط به واریانس مورد انتظار و واریانس مورد انتظار برای شاخص

کل و در تمامی چارک‌ها، از معناداری بالایی برخوردار هستند (عموماً در سطح ۱٪). همچنین، این تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده مربوط به ریسک (β_1 و β_2) در چارک‌های پایین‌تر (۰,۱۰ و ۰,۲۵) منفی بوده، در چارک میانه حداقل مقدار (از نظر قدر مطلق) را داشته و در چارک‌های بالاتر (۰,۷۵ و ۰,۹۰) مثبت است. بنابراین، ضریب حساسیت بازده به ریسک در چارک‌های حدی افزایش می‌یابد، البته در چارک‌های پایین‌تر، بازده مازاد رابطه معکوس با ریسک دارد، در حالی که در چارک‌های بالاتر، بازده مازاد رابطه مستقیم با ریسک دارد.

جدول (۸): نتایج مدل رگرسیون چارکی برای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

ضریب تعیین (R^2) معمولی	β_1	β_2	β_3	β_4	چارک	پارامتر شاخص
۰,۴۰۸***	۰,۰۱۰	-۵۵,۳۵***	-۵۴,۵۳***	-۰,۰۰۲۸***	۱۰	شاخص کل
۰,۲۲۹***	۰,۰۷۲*	-۴۹,۹۴***	-۴۶,۸۸***	-۰,۰۰۱۹***	۲۵	
۰,۰۹۰***	۰,۳۲۸***	۲۸,۰۷***	۴۷,۵۸***	-۰,۰۰۵	۵۰	
۰,۲۹۸***	۰,۱۰۱***	۵۲,۱۵***	۶۲,۳۱***	۰,۰۰۳۶***	۷۵	
۰,۴۶۹***	۰,۰۴۱*	۵۶,۴***	۶۱,۰۵***	۰,۰۰۵۲***	۹۰	

توجه (۱): این جدول نتایج حاصل از برازش مدل رگرسیون چارکی زیر را در صدک‌های ۱۰، ۲۵، ۵۰، ۷۵ و ۹۰ گزارش کرده است.

$$Q_{i,t}(\tau | \sigma_{e,t}^2, \sigma_{u,t}^2, \tau_{t-1}) = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} \sigma_{e,t}^2 + \beta_{2,t} \sigma_{u,t}^2 + \beta_{3,t} \tau_{t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته در این مدل‌ها، بازده مازاد شاخص کل بورس است. متغیرهای مستقل عبارتند از: واریانس مورد انتظار ($\sigma_{e,t}^2$)، واریانس غیرمنتظره ($\sigma_{u,t}^2$) و بازده مازاد وقفه‌دار (τ_{t-1}). *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

با بکارگیری مدل رگرسیون چارکی برای تجزیه و تحلیل داده‌های مربوط به بازده مازاد، مشاهده می‌شود که نوسان‌پذیری غیرمنتظره نتایج با ثبات‌تر و سازگارتر در بین چارک‌ها حاصل می‌کند. در هر حال، ضریب واریانس مورد انتظار و واریانس غیرمنتظره با

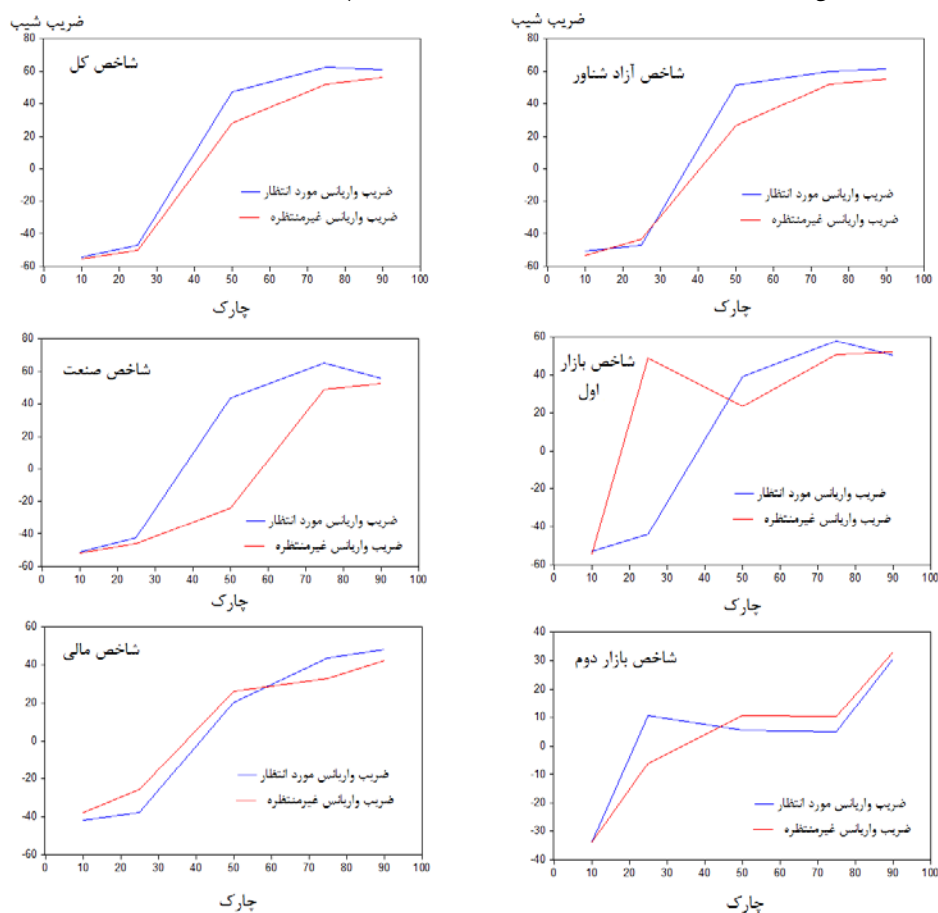
تغییر چارک‌ها، از منفی به مثبت تغییر می‌کند و آماره^۱ t برای ضرایب برآورد شده در دامنه های کرانی، به طور معناداری بزرگتر (به لحاظ قدرمطلق) از چارک میانه است، البته ضرایب چارک میانه نیز در سطح ۱٪ معنادار می‌باشند. این یافته نیز با این مفهوم سازگار است که برآوردگرهای حداقل مربعات که مبتنی بر میانگین شرطی است، به این دلیل که از اطلاعات موجود در دامنه‌های بالا و پایین چشم پوشی می‌کند، از ثبات کمتری برخوردار می‌باشد. چیانگ و لی (۲۰۱۲) همین موضوع موجب شده است که در تجزیه و تحلیل نتایج به دست آمده از مدل رگرسیون خطی -جدول (۷)- بده‌وبستان بین ریسک (مورد انتظار و غیرمنتظره) و بازده مثبت باشد، در حالی که نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که بده‌وبستان مستقیم بین ریسک و بازده فقط در چارک‌های بالاتر برقرار است.

این یافته‌ها به طور خاص با نتایج چیانگ و لی (۲۰۱۲) که بده‌وبستان مستقیم ریسک و بازده را فقط در چارک‌های بالاتر گزارش کردند، و همچنین به طور کلی با یافته‌های محققانی نظیر کمپل (۱۹۸۷) برین و همکاران (۱۹۸۹)، گلاستن و همکاران (۱۹۹۳) و لاتو و لایوگسون (۲۰۰۲) که رابطه بین ریسک و بازده را معکوس (منفی) گزارش کردند، سازگار است. همچنین، رابطه متغیر بین ریسک و بازده که با استفاده از مدل رگرسیون چارکی گزارش شد، با یافته‌های پژوهش‌هایی که رابطه مستقیم بین ریسک و بازده گزارش کردند ناسازگار است، برای مثال می‌توان به تحقیقات فرنچ و همکاران (۱۹۸۷) بالی و دیگنرو (۱۹۹۰)، گیسلز و همکاران (۲۰۰۵) اشاره کرد که رابطه مستقیم بین ریسک و بازده گزارش کردند. علاوه بر این، در ادبیات موضوعی از جمله تحقیق چیانگ و لی (۲۰۱۲) گزارش شده است که رابطه بین ریسک غیرمنتظره و بازده، معکوس است که از این نظر، یافته‌های این تحقیق ناسازگار است، زیرا جدول (۸) نشان می‌دهد که رابطه بین ریسک غیرمنتظره و بازده در چارک‌های بالاتر مستقیم است. شاید دلیل این موضوع این باشد که نوسان‌پذیری غیرمنتظره شاخص، عمدتاً شامل شوک‌های غیرمنتظره مثبت (ریسک غیرمنتظره مطلوب) است. شکل (۵) این موضوع را برای شاخص کل نشان داده

۱- به منظور رعایت اختصار، از گزارش آماره‌های t ضرایب صرف نظر شده است و معناداری ضرایب برآورد شده با ستاره مشخص شده است. در هر حال، در صورت درخواست، این آماره‌ها نیز قابل ارائه است.

است. لذا در چارک‌های بالاتر که شامل شوک‌های مثبت است، رابطه بین ریسک غیرمنتظره و بازدهی مازاد مستقیم است و در چارک‌های پایین‌تر که شامل شوک‌های منفی است، رابطه بین ریسک غیرمنتظره و بازده معکوس است. علاوه بر این، تاثیر شوک‌های مثبت بر شوک‌های منفی غالب است، زیرا تجزیه و تحلیل رگرسیون خطی - جدول (۷) - نشان داد که مغایر با یافته‌های چیانگ و لی (۲۰۱۲)، رابطه مستقیم بین ریسک غیرمنتظره و بازده وجود دارد.

شکل (۵): ضرایب ریسک مورد انتظار و غیرمنتظره در چارک‌های مختلف



نمودارهای S شکل ضرایب شکل (۵) مشابه با پیش بینی تئوری چشم‌انداز کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) است، به طوری که چارک میانه (صدک ۵۰) در این شکل، نماینده^۱ نقطه مرجع در تابع تئوری چشم‌انداز، چارک‌های بالاتر از صدک ۵۰، نماینده منطقه سود، چارک‌های پایین‌تر از صدک ۵۰، نماینده منطقه زیان و ضرایب برآورد شده، نماینده تغییر مطلوبیت سرمایه‌گذاران می‌باشد. بنابراین، با حرکت به سمت چارک‌های بالاتر که به معنای انحراف بیشتر از میانگین بازده است، ضرایب ریسک (در محور عمودی) افزایش می‌یابد، اما عموماً با شیب کاهشی. در هر حال، تا زمانی که نتوان نقطه مرجع واقعی را شناسایی کرد، باید این نتایج را محتاطانه به رفتار سرمایه‌گذاران مرتبط کرد.

بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق تکنیک برآورد نیمه پارامتریک برای تجزیه و تحلیل رابطه بازدهی سهام با بازدهی بازار سهام ارائه شد. از داده‌های مربوط به بازدهی روزانه ۱۸۰ شرکت در دوره دو ساله استفاده کرده و رفتار ریسک در طول دامنه توزیع بازدهی بررسی شد. نتایج نشان داد که بتای سهام در دامنه توزیع (به طور خاص چارک ۰,۲۵، چارک ۰,۵۰ و چارک ۰,۷۵) متغیر بوده و در چارک ۰,۷۵ بزرگتر از چارک‌های دیگر است. به عبارتی، چنانچه سهام بازدهی حدى مثبت داشته باشد، تاثیر شوک‌های سیستماتیک شدیدتر بر بازدهی سهام، بیشتر خواهد شد. همچنین، نتایج پیشنهاد می‌کند که الگوی بازدهی مجزاء و متفاوتی وجود دارد که در آن نقش ریسک سیستماتیک و ریسک خاص شرکتی متغیر است. در این تحقیق برای توضیح نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل الگوهای بازدهی متفاوت، به طور خاص تفکیک الگوی بازدهی مثبت و منفی، از تئوری چشم‌انداز استفاده شد و مشاهده شد که نتایج با اثر تمایلاتی معکوس سازگار است و فرضیه اول و فرضیه دوم تحقیق رد نشد. علاوه بر این، رابطه (وابسته به الگو) ریسک و بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل رگرسیون چارکی بررسی شد. با تجزیه واریانس به ریسک مورد انتظار و ریسک غیرمنتظره، تاثیر اخبار و اطلاعات جدید، معنادار شناسایی شد. نتایج تجزیه و تحلیل رگرسیون چارکی نشان داد که در چارک‌های مختلف، ریسک (هم مورد انتظار و هم غیرمنتظره) تاثیر معنادار و متفاوت بر بازدهی دارد. به عبارتی، رابطه بین ریسک و

بازده در بین چارک‌های مختلف بازدهی، متناقض است و در نتیجه نمی‌توان فرضیه سوم تحقیق را رد کرد.

نتایج این تحقیق می‌تواند مناقشه درباره فرضیه بده‌وبستان ریسک/بازده را حل نماید. از نظر دانش مالی کلاسیک، می‌توان بیان کرد زمانی که شرایط اقتصادی خوشبینانه است و بازدهی در چارک‌های بالاتر توزیع بازدهی قرار دارد، سرمایه‌گذاران پیش‌بینی می‌کنند که نوسان‌پذیری مورد انتظار از طریق بازده مورد انتظار بالاتر پاداش داده می‌شود. به طور تجربی، همان‌طور که هاریزون و ژانگ (۱۹۹۹) بحث می‌کنند، این رابطه مستقیم بین ریسک و بازده در بلندمدت برای یک اقتصاد دارای رشد نیز معتبر است. در هر حال، زمانی که دیدگاه بدبینانه به بازار غالب می‌شود که عموماً مطابق با قرار داشتن در چارک‌های پایین دامنه توزیع بازدهی است، سرمایه‌گذاران احساس می‌کنند که نوسان‌پذیری بالاتر به عدم اطمینان بیشتر منجر می‌شود و موجب کاهش بازدهی سهام می‌شود. بنابراین، مطابق با یافته‌های جدول (۸)، رابطه معکوس بین بازده مازاد و نوسان‌پذیری مورد انتظار مشاهده می‌شود. همچنین، می‌توان این یافته‌ها را از طریق دانش مالی رفتاری نیز توضیح داد. بنابراین، شاید تئوری چشم‌انداز کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) بتواند متغیر بودن ضرایب برآورد شده ریسک (مورد انتظار و غیرمنتظره) در چارک‌های مختلف را توضیح دهد و این نتایج ممکن است نشان‌دهنده اثر تمایلاتی در بین سرمایه‌گذاران باشد که انجام تحقیقات بیشتر در این زمینه جهت نتیجه‌گیری مورد نیاز است.

از محدودیت‌های این تحقیق می‌توان به دوره کوتاه این تحقیق (۲ سال) اشاره کرد. زیرا برآورد مدل‌های رگرسیون چارکی در چارک‌های مختلف بازدهی، نتایج بهتری از نظر اقتصادسنجی مالی فراهم می‌کند. لذا با استفاده از دوره زمانی روزانه برای ۱۸۰ شرکت و شاخص کل بورس، تا حدودی از اهمیت این محدودیت کاسته شده است. در هر حال، کمی مشاهدات در این نوع تحقیقات تجربی، به عنوان یک محدودیت در تعمیم نتایج اهمیت دارد. همچنین، با توجه به اینکه شاخص کل بورس اوراق بهادار شاخص قیمتی نمی‌باشد، نتایج تجزیه و تحلیل مدل‌های رگرسیون چارکی و خطی با استفاده از یک شاخص قیمتی ممکن است متفاوت باشد. بنابراین، با توجه به اینکه شاخص کل بورس به‌عنوان نماینده سبد بازار انتخاب شده است، ممکن است بتاهای به‌دست آمده قابل اتکاء نباشد.

استفاده کنندگان از نتایج این تحقیق، سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران حقیقی، سازمان‌های نظارتی نظیر سازمان بورس و اوراق بهادار و سازمان‌های اجرایی نظیر شرکت بورس اوراق تهران می‌باشند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در زمان وجود شوک‌های مثبت قابل ملاحظه، سرمایه‌گذاران رفتار کاملاً متفاوتی از خود نشان می‌دهند. لذا سرمایه‌گذاران نهادی و حقیقی می‌توانند در زمان تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری به این مهم توجه داشته باشند. برای انجام تحقیقات بیشتر در حوزه مالی رفتاری به طور عام و تئوری چشم‌انداز به طور خاص، پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آتی،

۱. نقاط مرجع خرید یا فروش تعیین شود و بر اساس سود یا زیان معاملاتی مشاهده شده، تئوری چشم‌انداز مورد آزمون قرار گیرد.
۲. از داده‌های میان‌روزی در برآورد مدل‌های رگرسیونی مخصوصاً مدل رگرسیون چارکی استفاده شود.

منابع

- بدری، احمد و گودرزی، ندا (۱۳۹۳) "مالی رفتاری، سوگیری نماگری و متغیرهای بینادی حسابداری: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران". فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی. سال یازدهم، شماره ۴۳. ص ۵۹.
- جهانگیری راد، مرفوع، محمد، و سلیمی، محمد جواد (۱۳۹۳) بررسی رفتار گروهی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی. سال یازدهم، شماره ۴۲. ص ۱۴۲.
- ANG, A. AND J. CHEN .2002. "Asymmetric Correlations of Equity Portfolios", *Journal of Financial Economics*, 63, 443-494.
- ANG, A. AND J. CHEN 2007. "CAPM over the long run: 1926-2001", *Journal of Empirical Finance*, 14, 1-40
- Antoniou, A., Koutmos, G., & Pericli, A. 2005. Index futures and positive feedback trading: Evidence from major stock exchanges. *Journal of Empirical Finance*, 12, 19-38.
- Baillie, R., & R. DeGennaro. 1990. Stock returns and volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 203-214.
- Barberis, N., Huang, M., 2009. Preferences with frames: A new utility specification that allows for the framing of risks. *Journal of Economic Dynamics and Control* 33, 1555-1576.
- Barnes, M., & Hughes, A.W. 2002. A Quantile Regression Analysis of the Cross Section of Stock Market Returns. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=458522>.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. 1992. ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- BOYER, B.H., KUMAGAI, T. AND K. YUAN 2006. "How Do Crises Spread? Evidence from Accessible and Inaccessible Stock Indices", *Journal of Finance*, 61, 2, 957-1003
- Breen, W., Glosten, L., & Jagannathan, R. 1989. Economic significance of predictable variations in stock index returns. *Journal of Finance*, 44, 1177-1189.
- Campbell, J. 1987. Stock returns & the term structure. *Journal of Financial Economics*, 18, 373-399.
- Chiang, T. C. and Li, J. 2012. Stock returns and risk: Evidence from quantile. *Journal of Risk and Financial Management*, 5, 20-58.
- Engle, R. 1995. ARCH: Selected Readings. Oxford University Press, New York, NY.
- ENGLE, R., BOLLERSLEV, T. AND J. WOOLDRIDGE 1988. "A capital asset pricing model with time varying covariances", *Journal of Political Economy*, 96, 116-131

- FAMA, E.F. AND K.R. FRENCH 1992. "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fratzcher, M. 2002. Financial market integration in Europe: on the effects of EMU on stock markets. *International Journal of Finance and Economics*, 7, 165-193.
- French, K., Schwert, W. & Stambaugh, R. 1987. Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- Ghysels, E.; Santa-Clara, P., & Valkanov, R. 2005. There is a risk-return tradeoff after all. *Journal of Financial Economics*, 76, 509-548.
- Glosten, L., Jagannathan, R. & Runkle, D. 1993. Relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48, 1779-1802.
- Harrison, P., & Zhang, H. 1999. An investigation of the risk and return relation at long horizons. *Review of Economics and Statistics*, 81, 399-408.
- Hens, T., Vlcek, M., 2011. Does prospect theory explain the disposition effect? *Journal of Behavioral Finance* 12, 141-157.
- Kahneman, D. and A. Tversky. 1979. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica* 47: 263-291.
- Lettau, M., & Ludvigson, S. 2002. Measuring and modeling variation in the risk-return tradeoff. In *Handbook of Financial Econometrics*, Y. Ait-Sahalia and L. Hansen, eds. North-Holland, Amsterdam.
- Lettau, M., & Ludvigson, S. 2002. Measuring and modeling variation in the risk-return tradeoff. In *Handbook of Financial Econometrics*, Y. Ait-Sahalia and L. Hansen, eds. North-Holland, Amsterdam.
- Lo, A., & MacKinlay, C. 1990. An econometric analysis of nonsynchronous trading. *Journal of Econometrics*, 45, 181-211.
- Merton, R. 1980. On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of Financial Economics*, 8, 323-361.
- Pagan, A. R., & Ullah, A. 1988. The econometric analysis of models with risk terms. *Journal of Applied Econometrics*, 3, 87-105.
- Sentana, E., & Wadhvani, S., 1992. Feedback traders and stock return autocorrelations: Evidence from a century of daily data. *Economic Journal*, 102, 415-435.
- SHARPE, W.F. (1964), "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- TVERSKY, A. AND D. KAHNEMAN (1986), "Rational choice and the framing of decisions", *Journal of Business*, 59, 251-278
- Tversky, A. and D. Kahneman. 1991. Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference-Dependent Model. *Quarterly Journal of Economics* 106: 1039-1061.

