فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی/سال ششم/ شماره ۲۱ /بهار۹۳ /صفحات ۱۲۸- ۱۱۰

روند بازده غیر متعارف سهام و نوسان آن در طول زمان

بهزاد قربانی*
محمد خطیری**

تاریخ دریافت: ۹۲/۸/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۲/۱۴

چکیده:

این پژوهش تأثیر گذر زمان بر بازده غیر متعارف سهام و نوسان آن را در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی یک دوره زمانی دوازده ساله (از سال ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱) مورد بررسی قرار می دهد. در این پژوهش برای اندازه گیری بازده غیر متعارف سهام و نوسان آن از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شده است. تحلیل داده های این پژوهش با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه و با استفاده از داده های ترکیبی صورت پذیرفته است. نتایج پژوهش نشان می دهد که بازده غیر متعارف سهام در طول زمان با کاهش مواجه شده است. همچنین نوسان بازده غیر متعارف سهام نیز دارای روند نزولی در طول زمان می باشد. این نتایج نشان می دهد که ریسک سرمایه گذاری در بازار سهام طی سالیان اخیر رفته رفته کاهش یافته است.

واژه های کلیدی: بازده غیر متعارف سهام ، نوسان بازده غیر متعارف سهام، ریسک

۱- مقدمه و بیان مساله

نوسان پذیری بازده سهام، یکی از موضوع های بحث برانگیز مالی است که در سال های اخیر مورد توجه پژوهشگران بازار سرمایه در بازار های نوظهور قرار گرفته است. دلیل این گرایش،

* استادیار حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تاکستان، گروه حسابداری، تاکستان، قزوین، ایران(نویسنده مسئول). Email: dr.b_ghorbani@yahoo.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری ، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تاکستان، گروه حسابداری، تاکستان، قزوین، ایران. Email: mohamadkhatiri@yahoo.com

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

به ارتباط بین نوسان پذیری قیمت و به تبع آن بازده سهام شرکت ها و تأثیر آن بر عملکرد مالی شرکت ها و همچنین کل اقتصاد بر می گردد. از طرف دیگر، فایده مندی مطالعه نوسان پذیری بازده سهام از طرف سرمایه گذاران از این جهت است که آن ها نوسان پذیری بازده سهام را به عنوان معیاری از ریسک در نظر می گیرند و همچنین خطی مشی گذاران بازار سرمایه می توانند از این معیار به عنوان ابزاری برای اندازه گیری میزان آسیب پذیری بازار سهام استفاده نمایند (ظفر و همکاران[1]، ۲۰۰۸). به اعتقاد یورک (۲۰۰۴) بازارهای کارا از نوسان‌پذیری و رویدادهای غیرمنتظره تنفر دارند. زمانی که نوسان‌پذیری وجود داشته باشد، بازارها به علامت بالا بودن ریسک، واکنش نشان می‌دهند. صرف نظر از علت نوسان‌پذیری مدیران دو راه برای برخورد با آن دارند. یکی، مقابله با علل ریشه‌ای و استفاده از کنترل مدیریتی برای کاهش یا حذف آن می‌باشد، که با این کار ریسک واقعی کاهش می‌یابد و موجب کاهش هزینه سرمایه می‌شود. راه حل دیگر، پنهان نمودن نوسان‌پذیری با استفاده از روش های مختلف حسابداری می‌باشد. حاصل این رویکرد، صرفاً ثبات ظاهری است و ریسک عملیاتی واقعی تغییر نمی‌یابد. در واقع، این رویه موجب افزایش ریسک کل می‌شود، زیرا بازار سرمایه، اطلاعات موردنیاز خود را از صورت های مالی بدست نمی‌آورد. بنابراین، هزینه سرمایه رو به فزونی می‌گذارد و قیمت اوراق بهادار تنزل می‌یابد. اگر بازار کارا باشد، می‌توان بین دو رویکرد مذکور در ارتباط با نوسان‌پذیری و واکنش بر اساس آن تمایز قائل شد. از این رو، مطالعه و بررسی عوامل مؤثر بر نوسان پذیری بازده سهام می تواند در اتخاذ بسیاری از تصمیم های بازار سرمایه مفید و راه گشا بوده، نتیجه آن برای فعالان بورس اعم از نهادهای مالی، مدیران شرکت ها، ناظران سیستم های اقتصادی و سرمایه گذاران عادی قابل استفاده باشد.

پژوهش های صورت گرفته توسط کمپبل و همکاران (۲۰۰۱)، برندت و همکاران (۲۰۱۰) و فینک و همکاران (۲۰۱۰) در مورد نوسان های بازده غیر متعارف نشان می دهد که این نوسان ها رفتارهایی متغیر دارند و از روند ثابتی پیروی نمی کنند. با توجه به اینکه نوسان بازده غیر متعارف کاربردهایی برای مواردی از قبیل تنوع بخشی و مدیریت پرتفوی، رابطه بین ریسک و پاداش و ارزشیابی حق تقدم دارد، و سرمایه گذاران از آن به عنوان معیاری برای ارزیابی ریسک و خط مشی گذاران بازار سرمایه از آن به عنوان ابزاری برای اندازه گیری میزان آسیب پذیری بازار سهام استفاده می نمایند، و با توجه به اینکه سیاست های سازمان بورس اوراق بهادار در سالیان اخیر در جهت کاهش نوسان های بازار و کنترل آن بوده است، انجام پژوهش در مورد روند بازده غیر متعارف سهام و نوسان آن در بورس اوراق بهادار می تواند مهم باشد. در صورتی

1-Zafar, et al.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

که این پژوهش به این نتیجه برسد که بازده غیر متعارف سهام و نوسان بازده غیر متعارف سهام در طول زمان کاهش یافته است این نتیجه بدان معنی خواهد بود که سیاست های سازمان بورس اوراق بهادار در جهت کاهش نوسان های بازار موفقیت آمیز بوده است.

۲- ادبیات، مبانی نظری و پیشینه پژوهش

واریانس یا انحراف معیار بازده‌های واقعی یکی از فراگیرترین معیارهای ریسک می‌باشد. چنین معیار آماری از پراکندگی بازده‌ها نسبت به امید ریاضی بازده‌ها، حاصل می‌آید، به طوری که واریانس یا انحراف معیار بالاتر نشان دهنده پراکندگی بیشتر می‌باشد. در واقع هر چه بازده‌های واقعی پراکنده‌تر باشند، مخاطره بازده‌ها در دوره های آینده بیشتر خواهد بود. به این ترتیب فزونی گستره بازده‌های واقعی (تغییر فاصله کمترین بازده تا بیشترین بازده) به مفهوم آن است که ریسک با توجه به بازده‌های واقعی در آینده بیشتر خواهد بود.

اگرچه معیارهای متعددی برای ریسک وجود دارند، اما استفاده از واریانس یا انحراف معیار بازده‌ها فراگیرتر است. زیرا: ۱- این معیار از قابلیت درک بیشتری برخوردار است ۲- قابلیت محاسبه دقیق و معتبر دارد ۳- در بیشتر مدل‌های قیمت گذاری دارایی به کار برده می شود.

پرکاربردترین مدل ها برای محاسبه بازده غیر متعارف سهام مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] **(CAPM)** و مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است. در پژوهش های پیشین ((چن و همکاران، ۲۰۱۲)، (راجکوپال و ونتاچاکالام، ۲۰۱۱)، (ژانگ، ۲۰۱۰)، (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳))، نوسان بازده غیر متعارف سهام را عموما با استفاده از دو اندازه متفاوت ساده و تعدیل شده مورد محاسبه قرار داده اند: در حالت ساده واریانس میانگین ماهانه بازده شرکت در طی یک سال محاسبه می شود، در حالیکه در حالت تعدیل شده واریانس میانگین ماهانه بازده های اضافی که توسط بازده مورد انتظار مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) تعدیل می شود، مورد محاسبه قرار می گیرد. (راجکوپال و ونتاچاکالام، ۲۰۱۱).

همانطور که پیشتر به آن اشاره شد پژوهش های صورت گرفته در مورد نوسان بازده غیر متعارف نشان می دهد که این نوسان ها رفتارهایی متغیر دارند و از روند ثابتی پیروی نمی کنند. کمپبل و همکاران (۲۰۰۱) نشان دادند که نوسان بازده غیر متعارف تا قبل از سال ۲۰۰۰ روندی صعودی داشته است. برندت و همکاران (۲۰۱۰) نشان دادند که نوسان بازده غیر متعارف روندی نزولی بین سالهای ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۶ داشته است، و فینک و همکاران (۲۰۱۰) نشان دادند که در

1 -Capital Asset Pricing Model

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

طول بحران مالی اخیر در سال ۲۰۰۸ نوسان بازده غیر متعارف روندی صعودی با شیبی تندتر داشته است.

فهمیدن دلایل این رفتارهای موقتی و روندهای غیرثابت می تواند مهم باشد. هر چند ارائه توضیح و تفسیر برای صعود و نزول این روندها چالش برانگیز است (چن و همکاران، ۲۰۱۲). تفسیرهایی برای روند صعودی در نوسان بازده غیر متعارف تا قبل از سال ۲۰۰۰ به این شرح بوده است:

- کیفیت سود و گزارشگری مالی (راجکوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱)
- عدم اطمینان پیرامون سود و رشد آتی سود (وی و ژانگ[1]، ۲۰۰۶)
- نوسان جریان نقد که منتج از افزایش رقابت در بازارهای اقتصادی است (ایرواین و پانتیف[2]، ۲۰۰۹)
- تغییر در مجموعه فرصت های سرمایه گذاری (گیو و ساویکاس[3]، ۲۰۰۸)
- دسترسی به گزینه های رشد (کاو و همکاران[4]، ۲۰۰۸)
- مالکیت نهادی ((بنت و همکاران[5]، ۲۰۰۳) و (ژو و مالکیل[6]، ۲۰۰۳)).
- تغیر در ترکیب نمونه گیری های برگرفته از جامعه پژوهش، بخاطر شرکت های جدید الورود که پر مخاطره تر هستند (براون و کاپادیا[7]، ۲۰۰۷) و جوانتر (فینک و همکاران، ۲۰۱۰)

همچنین تفسیرهایی برای روند نزولی متعاقب در نوسان بازده غیر متعارف پس از سال ۲۰۰۰ این‌گونه بوده است:

- خرید و فروش سهامی که با قیمت کمتری نسبت به سایر سهام موجود در بازار توسط سرمایه گذاران جزء مورد معامله قرار می گرفت و مالکیت محدود سرمایه گذاران نهادی (برندت و همکاران، ۲۰۱۰)
- تغییر در نوسان سود و تغییر در معیارهایی که در پژوهش های گوناگون از آن ها به عنوان شاخص های رشد استفاده می شد (ژانگ، ۲۰۱۰).

1 - Wei and Zhang
2 - Irvine and Pontiff
3 - Guo and Savickas
4 - Cao, et al.
5 - Bennett, et al.
6 - Xu and Malkiel
7 - Brown and Kapadia

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

پس از اشاره به ادبیات و مبانی نظری پژوهش، به پژوهش های انجام گرفته مرتبط با موضوع پژوهش در خارج و داخل کشور پرداخته می شود (هر چند پژوهش کاملا مشابهی یافت نشد).

کالیمیپالی و نایاک[1] (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان «نوسان بازده غیر متعارف و نقدشوندگی» به دنبال تعیین گستره ای هستند که سرمایه گذاران نگران تأثیر نوسان پذیری و نقدشوندگی بر انتشار اوراق قرضه شرکت ها هستند. نتایج این پژوهش نشان می دهد که نوسان پذیری و نقد شوندگی تأثیر با اهمیتی بر میزان انتشار اوراق قرضه شرکت ها دارد.

راجکوپال و ونکاتاچالام (۲۰۱۱) در پژوهشی تحت عنوان «کیفیت گزارشگری مالی و نوسان بازده غیر متعارف»، یک دوره زمانی ۴۰ ساله را مورد آزمون قرار داده و به این نتیجه رسیده اند که پایین آمدن کیفیت گزارشگری مالی با افزایش نوسان بازده غیر متعارف در ارتباط است.

چن و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی تحت عنوان «نوسان بازده غیر متعارف و کیفیت اطلاعات تحت اعمال نظرهای مدیریتی[2]» به بررسی نوسان بازده غیر متعارف بین سال های ۱۹۷۸ تا سال ۲۰۰۹ پرداخته اند و چنین نتیجه گرفته اند که این نوسان در اثر نوسان اقلام تعهدی اختیاری و همبستگی موجود بین سود قبل از اعمال نظرهای مدیریتی و اقلام تعهدی اختیاری که منعکس کننده کیفیت اطلاعات منتشر شده توسط شرکت ها می باشد، ایجاد شده است.

وی و ژانگ (۲۰۰۶) در پژوهشی تحت عنوان «چرا سهام برخی از شرکت ها دارای نوسان بیشتری است؟» دریافتند که علت نوسان های بیشتر سهام دسته ای از شرکت ها نسبت به سهام سایر شرکت ها از سال ۱۹۷۶ تا سال ۲۰۰۰، بخاطر اطلاعات حسابداری فصلی (۳ ماهه) منتشر شده توسط آن شرکت هاست. بطور میانگین در طول این دوره سود شرکت ها رو به کاهش داشته و نوسان قیمت سهام شرکت ها رو به افزایش بوده است.

ژو و مالکیل (۲۰۰۳) به انجام پژوهشی تحت عنوان «بررسی رفتار نوسان بازده غیر متعارف» مبادرت ورزیده اند و با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به این نتیجه رسیده اند که نوسان قیمت دسته ای خاص از سهام در طول زمان روندی افزایشی دارد. آن ها در پژوهش خود نشان دادند که چگونه ایجاد تغییر در نسبت مالکیت سهام توسط نهادهای مالی، نوسان بازده غیر متعارف سهام را توضیح می دهد.

پاستور و ورونسی (۲۰۰۳) در پژوهش خود با عنوان «ارزشیابی سهام و آگاهی پیرامون قابلیت سودآوری»، رابطه بین نامتقارنی اطلاعات و نوسان بازده را در محیطی که به سرمایه گذاران اطلاعات لازم در مورد عدم اطمینان پیرامون قابلیت سودآوری شرکت ارائه می شود، بررسی

1 - Kalimipalli,Nayak
2 -Managerial Discretion

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

نموده اند. نتایج این پژوهش نشان می دهد که شرکت های جوان تر و شرکت هایی که هیچ سودی پرداخت نکرده اند دارای نوسان بیشتری در بازده سهامشان می باشند. قابلیت سودآوری شرکت ها نیز بخاطر افزایش در نوسان بازده غیر متعارف، دچار افزایش نوسان شده است.

محقق نیا و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان «ویژگی های خاص شرکت ها و سقوط شاخص بورس» به این موضوع پرداخته اند که در تاریخ رویداد خاصی مانند سقوط شاخص بورس، چه شرکت هایی تحت تاثیر قرار می گیرند و این شرکت ها دارای چه ویژگی هایی هستند. بر این اساس ایشان با استفاده از مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای و داده های مربوط به ده سال از شاخص بازده نقدی و قیمت، یافتند که علی رغم وجود چند رابطه معنی دار میان ویژگی های خاص شرکت با بازده آن ها پیرامون روز سقوط بازار، رابطه ای با اهمیت که در تمام این رویداد ها به صورت مشترک رخ داده باشد وجود ندارد.

مشایخی و منتی (۱۳۹۲) در پژوهش « بررسی عوامل موثر بر نوسان پذیری سود » نشان می دهند که عوامل حسابداری و عوامل اقتصاد (به استثنای چرخه عملیاتی شرکت) تاثیر با اهمیتی در بوجود آوردن نوسانات سود دارد. آن ها در این پژوهش برخی از پارامتر های حسابداری از قبیل شاخصه های مرتبط با تطابق ضعیف، کیفیت اقلام تعهدی و هموار سازی سود و همچنین برخی از پارامترهای اقتصادی مشتمل بر زیان، اندازه شرکت، معیارهای رشد، نوع صنعت، نوسانات درآمد ها و جریان های نقدی و چرخه عملیاتی شرکت ها، مورد بررسی قرار داده اند.

عظیمی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به «تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران با استفاده از روش همجمعی» پرداخته اند. پرسش اصلی پژوهش این است که آیا تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی در ایران بر شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران، در بلند مدت اثر گذار است یا خیر. نتایج حاصل از برآورد مدل بر اساس روش انگل -گرنجر تایید کننده وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها است. همچنین نتایج حاصل از روش جوهانسن - جوسیلیوس نیز نشان از وجود دو بردار همجمعی می دهد که در مجموع موید تاثیر مثبت تغییرات نرخ ارز، نرخ تورم، حجـم پول و میزان تولیدات صنعتی بر تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و رابطه منفی تغییرات نرخ بهره کوتاه مدت و نرخ بهره بلند مدت می باشد.

فخاری و طاهری (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان «بررسی رابطه سرمایه گذاران نهادی و نوسان پذیری بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» به دنبال یافتن شواهدی در خصوص نقش سرمایه گذاران نهادی در نوسان پذیری بازده سهام می باشند. یافته‌های این پژوهش نشان می دهد حضور سرمایه گذاران نهادی موجب افزایش نظارت بر

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

عملکرد مدیران شده، از عدم تقارن اطلاعاتی می کاهد و نهایتاً با افزایش درصد مالکیت این گروه از سهامداران، از نوسان‌پذیری بازده سهام کاسته می‌شود.

تهرانی و پورابراهیمی (۱۳۸۸) در مطالعه ای با عنوان «مقایسه عملکرد مدل های مختلف در خصوص پیش بینی نوسان بازده بورس اوراق بهادار تهران و تحلیل تأثیر برخی عوامل بر رفتار نوسان بازده» عملکرد پیش بینی مدل های نوسان شرطی و غیرشرطی در خصوص پیش بینی نوسان شاخص نقدی و قیمت بورس تهران را بر اساس معیارهای ارزیابی (متوسط قدرمطلق خطا)، میانگین مربعات خطا و تایل مورد بررسی قرار داده اند. افزون بر این، تاثیر عواملی نظیر دامنه مجاز و نحوه محاسبه نوسان بر رفتار آن را نیز مورد تجزیه و تحلیل قرار داده اند. نتایج این پژوهش نشان می دهد عملکرد مدل میانگین متحرک ۲۵۰ روزه، هموارسازی نمایی و CGARCH طبق معیارهای میانگین مربعات خطا و تایل از مدل های دیگر بهتر است. از سوی دیگر، طبق مدل های نوسان شرطی (به استثنای مدل PARCH) تغییر دامنه مجاز نوسان بر روی نوسان تاثیرگذار بوده، در حالی که مدل میانگین متحرک خودرگرسیو (ARMA) خلاف آن را نشان می دهد. مطالعه رفتار نوسان به صورت روزانه و ماهانه نیز نشان می دهد که نوسان در این دو حالت رفتار متفاوتی از خود نشان می دهد.

عیوضلو (۱۳۸۷) در پژوهشی با عنوان «مدل سه عاملی فاما و فرنچ با تأکید بر صرف ارزش؛ تحلیل دیدگاه های منتقدان» بیان می کند که فاما و فرنچ مدلی سه عاملی را برای قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای ارائه کرده و ادعا میکنند که ناهمسانی های مدل قیمتگ ذاری دارایی های سرمایه ای توسط مدل ارائه شده از سوی آنان پوشش داده می شود. ایشان همچنین نشان دادند که صرف ریسک ناشی از اثر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عایدی به قیمت (صرف ارزش) نقش شایانی در افزایش قدرت مدل دارد .تحقیقاتی که در داخل کشور انجام شده نیز بر قدرت مدل عاملی و نیز عامل صرف ارزش در تبیین بازدهی سهام دلالت دارد. این دو پژوهشگر پرتفوی هایی را شناسایی کردند که قدرت تبیین بازدهی دارایی ها را به شدت افزایش می داد. بدین ترتیب ادعا میکنند که مدل سه عاملیشان منطبق بر تئوری قیمت گذاری آربیتراژ می باشد .فاما و فرنچ با ارائه این ادعا، قیمتگذاری دارایی سرمای های را عقلایی دانسته و سعی دارند رفتار بازارهای مالی را بر اساس فرضیه بازار کارا تبیین کنند .در مقابل، برخی دیگر از پژوهشگران رفتارگرا (نظیر هاگن) اذعان دارند که موفقیت مدل ارائه شده، منطبق بر قیمتگذاری عقلایی مبتنی بر ریسک نبوده و نتیجهٔ اصلاح فراواکنش سرمایه گذاران میباشد.

کیمیاگری و همکاران (۱۳۸۶) به بررسی رابطه ریسک و بازده بر مبنای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس تهران و توانایی این مدل در تبیین بازدهی سهام در مقایسه با مدل تک عاملی

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

CAPM پرداخته اند. نتایج این مطالعه نشان می دهد که تغییرات بازده سهام در بورس تهران بوسیله سه متغیر بازده اضافی بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار درحد قابل قبولی (بطور متوسط ۶۰%) تبیین می شود. با توجه به نتایج بدست آمده، از دید کلی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بازار ایران تایید میشود ولی در بررسی جزئیات مواردی برخلاف یافته های فاما و فرنچ در بازارکشورهای توسعه یافته به خصوص بازار امریکا مشاهده شدند که عبارتند از :۱) اندازه و بازده در بازار سرمایه ایران رابطه مستقیم با هم دارند و این برخلاف یافته های فاما و فرنچ است . ۲) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در بازارهای توسعه یافته قدرت بالایی در تبیین بازدهی دارد، ولی یافته های این مطالعه نشان میدهد که این متغیر در بازار سرمایه ایران نقش ضعیفتری در تبیین بازدهی ایفاء میکند.

مجتهد زاده و طارمی (۱۳۸۴) به آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش بینی بازده سهام پرداخته اند. نتایج آزمون فرضیه های آن ها نشان دهنده ی رابطه مثبت بین صرف ریسک و میانگین بازده سهام می باشد .همچنین میانگین بازده سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار رابطه معکوس دارد . در شرکت های کوچک این رابطه قویتر و در شرکت های بزرگ ضعیف تر است. چنانچه اندازه با عامل صرف ریسک بازار و یا به همراه دو عامل دیگر (صرف ریسک بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار) در نظر گرفته شود، ارتباط آن با میانگین بازده سهام مثبت می شود .در شرکت های بزرگ این ارتباط قویتر از شرکت های کوچک است . در مواردی که عامل اندازه به تنهایی یا به همراه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار درنظر گرفته شود، با میانگین بازده سهام رابطه معکوس دارد.

۳- فرضیه های پژوهش

فرضیه اول: با گذر زمان بازده غیر متعارف سهام کاهش یافته است.

فرضیه دوم: با گذر زمان نوسان بازده غیر متعارف سهام کاهش یافته است.

۴- جامعه آماری، روش نمونه‌گیری و حجم نمونه

جامعه آماری این پژوهش شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران میباشد. دوره زمانی این پژوهش نیز از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۹۱ است. روش نمونه گیری بر مبنای روش هدفمند یا حذف سیستماتیک می باشد و شرکت هایی که ویژگی های زیر را داشتند به عنوان شرکت های نمونه انتخاب شده اند:

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

- سال مالی آن ها به آخر اسفند ماه هر سال ختم شود.
- به منظور همگن شدن نمونه آماری در سال های مورد بررسی، شرکت ها باید تا پایان اسفند ۱۳۷۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
- شرکت های سرمایه گذاری و واسطه گری های مالی با توجه به ماهیت متفاوت درآمدها و هزینه ها، نباید جزو این گروه از شرکت ها باشند.
- هیچ وقفه معاملاتی بیشتر از شش ماه در دوره مذکور نداشته باشند.
- اطلاعات صورت های مالی آن ها بصورت کامل و پیوسته در دوره مورد بررسی در دسترس باشد.

پس از حذف شرکت هایی که ویژگی های فوق الذکر را دارا نبودند تعداد ۶۵ شرکت باقی ماند که این تعداد شرکت به عنوان شرکت های نمونه انتخاب شدند.

۵- نوع، روش و متغیرهای پژوهش

پژوهش حاضر در حوزه پژوهش های اثباتی حسابداری قرار می گیرد که به صورت تجربی به بررسی تأثیر گذر زمان بر بازده غیر متعارف سهام و نوسان آن می پردازد. همچنین این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت از نوع پژوهش ها همبستگی است و تحلیل داده ها با استفاده از رگرسیون خطی صورت پذیرفته است. داده های مورد نیاز جهت آزمون فرضیه های پژوهش نیز به روش اسنادکاوی و با مراجعه به سایت های اینترنتی «مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار[1]»، «سازمان بورس اوراق بهادار[2]» و «مرکز آمار ایران[3]» و بانک های اطلاعاتی مرتبط با عملکرد شرکت ها نظیر نرم افزارهای «ره آورد نوین» جمع آوری شده است.

متغیر مستقل این پژوهش گذر زمان و متغیر های وابسته این پژوهش بازده غیر متعارف سهام و نوسان بازده غیر متعارف سهام می باشد که نحوه محاسبه هر کدام جداگانه در ادامه توضیح داده شده است. متغیرهای کنترلی شامل جریان نقدی عملیاتی، بازده سالانه سهام، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اهرم مالی و نسبت سهام تحت تملک سرمایه گذاران نهادی، می باشد که نحوه محاسبه هر کدام جداگانه در ادامه توضیح داده شده است.

1 -www.rdis.ir
2 -www.seo.ir
3 -www.sci.org.ir

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

- **بازده غیر متعارف سهام**: برای اندازه گیری بازده غیر متعارف سهام از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شده است که به صورت رابطه (۱) است:

رابطه (۱)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i\left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \tau_{i,t}$$

$R_{i,t} - R_{f,t}$: صرف ریسک سهام شرکت i ماه t، $R_{m,t} - R_{f,t}$: صرف ریسک بازار در ماه t، SMB_t: عامل اندازه شرکت ها در ماه t، HML_t: عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام در ماه t

متغیرهای این مدل سه عاملی به صورت زیر محاسبه شده است:

❖ $R_{i,t} - R_{f,t}$: صرف ریسک سهام هر یک از شرکت های نمونه می باشد که از طریق کسر بازده بدون ریسک (R_f) از بازده سهام هر یک از شرکت ها در ماه t به دست آمده است.

بازده سهام هر شرکت نیز با استفاده از قیمت بازار سهام شرکت در اول و آخر دوره و نیز منافع مالکیت سهامدار در آن دوره، محاسبه شده است. R_f نیز نرخ بازده بدون ریسک می باشد که از نرخ سود اوراق مشارکت دولتی به عنوان نرخ بازده بدون ریسک استفاده شده است.

❖ $R_{m,t} - R_{f,t}$: مازاد بازدهی ماهیانه سبد بازار پس از کسر نرخ بازده بدون ریسک در طول دوره مطالعه می باشد. این متغیر صرف ریسک بازار نامیده می شود. $R_{m,t}$ بازده ماهانه بازار در سال t می باشد که از رابطه (۲) محاسبه شده است:

رابطه (۲)

$$R_{m,t} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}$$

I_t: شاخص کل قیمت در پایان دوره، I_{t-1}: شاخص کل قیمت در پایان دوره t-۱

برای محاسبه دو متغیر دیگر مدل، یعنی عامل اندازه شرکت (SMB_t) و عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت (HML_t)، شرکت ها اینگونه دسته بندی شده اند؛ در پایان هر سال کلیه شرکت ها بر اساس ارزش بازار مرتب شده و از میانه به دو پورتفوی شرکت های با اندازه بزرگ[1] (B) و شرکت های با اندازه کوچک[2] (S) تقسیم شده اند، طوری که هر پورتفوی

[1] - Big
[2] - Small

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

۵۰٪ کل شرکت ها را شامل شده است. در مرحله بعد شرکت ها، بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام رتبه بندی شده و به سه گروه تقسیم شده اند که شامل به ترتیب ۳۰٪ بالا[1] (H)، ۴۰٪ میانی[2] (M)، و ۳۰٪ پایین[3] است. بنابراین کل شرکت ها در شش پرتفوی به شرح زیر قرار گرفته اند:

ارزش دفتری به ارزش بازار / ارزش بازار	H	M	L
S	S/H	S/M	S/L
B	B/H	B/M	B/L

❖ SMB_t: عامل اندازه شرکت می باشد که پس از رتبه بندی شرکت ها بر حسب اندازه، از تفاوت بین میانگین ساده بازدهی پورتفوی ساخته شده شرکت های بزرگتر از میانه (S/H و S/M و S/L) و میانگین ساده بازدهی پورتفوی ساخته شده شرکت های کوچکتر از میانه (B/H و B/M و B/L)، در هر ماه بدست آمده است.

❖ HML_t: عامل ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت در سال t است که از تفاوت بین متوسط بازده دو پورتفوی ۳۰٪ بالا (B/H و S/H) و متوسط بازده دو پورتفوی ۳۰٪ پایین (B/L و S/L)، در هر ماه بدست آمده است.

لازم به ذکر است که دسته بندی شرکت ها در پورتفوی ها برای تمامی متغیرها به صورت سالانه بوده اما محاسبه بازده این شرکت ها به صورت ماهانه انجام گرفته است. همچنین محاسبات مربوط به بازده هر پورتفوی در سال t بر اساس پورتفوی بندی انجام شده در سال t-۱ انجام پذیرفته است. متأسفانه معیاری که بر مبنای آن بتوان طبقه بندی سبدها را مشخصکرد همچنان به عنوان یک مساله باقیمانده است و هیچ استدلال محکمی مبنی بر بهتر بودن انتخاب ذکر شده درمطالعات انجام شده، ارائه نشده است (کیمیاگری و همکاران، ۱۳۸۶).

- **نوسان بازده غیر متعارف سهام**: برای اندازه گیری نوسان بازده غیر متعارف سهام (VAR^{FFadj}) از رابطه (۳) استفاده شده است، بدین نحو که پس از به کار گیری مدل سه عاملی

[1] -High
[2] -Middle
[3] -Low

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

فاما و فرنچ (رابطه ۱) و به دست آمدن پسماندهای ماهیانه، واریانس سالیانه پسماندهای ماهیانه این مدل محاسبه گردیده و به عنوان شاخص نوسان بازده غیر متعارف سهام به کار گرفته شده است.

$$\mathrm{VAR_{it}} = \sigma^2 \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۳)

$\mathrm{VAR_{it}}$: نوسان بازده غیر متعارف سهام شرکت i در سال t، $\sigma^2 \varepsilon_{i,t}$: واریانس سالیانه پسماندهای ماهیانه شرکت i در ماه t پس از به کارگیری مدل سه عاملی

- جریان نقدی عملیاتی(CFO): نسبت جریان نقدی عملیاتی به متوسط جمع دارایی ها.
- بازده سالانه سهام (RET): بازده سالانه ناشی از خرید و نگهداری سهام.
- اندازه شرکت (SIZE): لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت چهار ماه پس از پایان سال مالی.
- نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BM): نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار شرکت در پایان هر سال.
- اهرم مالی (LEV): نسبت ارزش دفتری بدهیهای بلندمدت به ارزش دفتری جمع دارایی ها در پایان هر سال.
- نسبت سهام تحت تملک سرمایه گذاران نهادی (INST): نسبت سهام تحت تملک سهامداران نهادی به کل سهامداران شرکت در پایان سال.

۶- مدل های مورد استفاده برای آزمون فرضیه ها

برای تحلیل داده ها و آزمون فرضیه اول و دوم پژوهش به ترتیب از مدل های با داده های ترکیبی برمبنای رابطه های (۴) و (۵) استفاده شده است.

رابطه (۴)

$$IR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TIME_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در این رابطه:

IR_{it}: بازده غیر متعارف سهام شرکت i در ماه t

TIME: متغیر روند زمانی می باشد که ارزش ۱ تا ۱۴۴ برای هر یک از ماه های مربوط به سال های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ به خود می گیرد. در صورتیکه α_1 منفی باشد به معنای این خواهد بود که بازده غیر متعارف سهام در طول زمان کاهش پیدا می کند.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

رابطه (۵)

$$VAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TIME_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t-1} + \beta_3 RET_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 BM_{i,t-1} + \beta_6 LEV_{i,t-1} + \beta_7 INST_{i,t-1}$$

در این رابطه:

VAR_{it}: نوسان بازده غیر متعارف سهام شرکت i در سال t

TIME: متغیر روند زمانی می باشد که ارزش ۱ تا ۱۲ برای هر یک از سال های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ به خود می گیرد. در صورتی که β_1 منفی باشد به معنای این خواهد بود که نوسان بازده غیر متعارف سهام در طول زمان کاهش پیدا می کند.

$CFO_{i,t-1}$: جریان های نقدی عملیاتی شرکت i در سال t-۱

$RET_{i,t-1}$: بازده سالانه سهام شرکت i در سال t-۱

$SIZE_{i,t-1}$: اندازه شرکت i در سال t-۱

$BM_{i,t-1}$: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت i در سال t-۱

$LEV_{i,t-1}$: اهرم مالی شرکت i در سال t-۱

$INST_{i,t-1}$: نسبت سهام تحت تملک سرمایه گذاران نهادی شرکت i در سال t-۱

۷- نتایج آزمون فرضیه اول

در جدول شماره ۱ نتایج آزمون های صورت پذیرفته بر روی فرضیه دوم به صورت یک جا آورده شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون های صورت پذیرفته روی فرضیه اول

$IR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TIME_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$				
نام متغیر	**نماد متغیر**	**ضریب**	**آماره t**	**سطح معناداری**
عرض از مبدأ	α_0	۲٤/۷۲۵۹۷	۰/۵۳۵۵۷۸	۰/۵۹۵۲
بازده غیر متعارف سهام	**IR**	-۰/۰۲۰۰۵۱	-۲/۷۲۸۳۵۳	۰/۰۰٦٤
آماره دوربین- واتسون	۱/۹۹۳٤۸۷	R^2		۰/۰۰۳
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰	**آماره F**		۳۰/٦۱۳٤٦
سطح معناداری F لیمر	۱/۰۰۰۰	**آماره F لیمر**		۰/۰۰۰۰۰۰

ماخذ: یافته های پژوهشگران

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

با توجه به این نتایج مشاهده می شود که احتمال F لیمر ۱/۰۰۰۰ است و چون این مقدار از ۰/۰۵ بیشتر است، لذا فرض صفر مبنی بر استفاده از روش داده های تلفیقی رد نمی شود و بنابراین از این روش در برآورد مدل رگرسیونی تک متغیره (۳) استفاده می شود. برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده گردیده است. با توجه به اینکه احتمال اماره F محاسبه شده برابر است با ۰/۰۰۰۰۰۰ و این عدد از ۰/۰۵ کمتر است، این بدین معنی است که مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است.

برای بررسی عدم خود همبستگی در نتایج مدل رگرسیونی (۶) از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. مقدار دوربین واتسون محاسبه شده برای این مدل ۱/۹۹۳۴۸۷ می باشد. با توجه به تعداد متغیرهای مستقل (K = ۱) و تعداد مشاهدات (n= ۶۹)، فاصله اطمینان محاسبه شده برای عدم وجود خود همبستگی میان جزء باقیمانده ها ۲/۱۶۲ < d < ۱/۸۳۸ می باشد. از آنجایی که مقدار d محاسبه شده در فاصله اطمینان قرار می گیرد، می توان گفت بین باقیمانده ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد.

با توجه به نتایج جدول (۳) مشاهده می گردد که سطح معناداری β_1 برابر با ۰/۰۰۶۴ ی باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد، فرضیه H_0 رد می شود و فرضیه پژوهش تایید می گردد. لذا می توان نتیجه گرفت که گذر زمان بر بازده غیر متعارف سهام تأثیر معناداری دارد و با توجه به اینکه (β_1 = -۲/۷۲۸۳۵۳)، می توان نتیجه گرفت که این تأثیر معکوس است.

۸- نتایج آزمون فرضیه دوم

در جدول شماره ۲ نتایج آزمون های صورت پذیرفته بر روی فرضیه دوم به صورت یک جا آورده شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون های صورت پذیرفته روی فرضیه دوم

$$VAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TIME_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t-1} + \beta_3 RET_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 BM_{i,t-1} + \beta_6 LEV_{i,t-1} + \beta_7 INST_{i,t-1}$$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	α_0	۲٤/۷۲۵۹۷	۰/۵۳۵۵۷۸	۰/۵۹۵۲
زمان	TIME	-۲/۳۸۷٦٤٥	-۲/۵٤۲٤۷۵	۰/۰۱۱۳
جریان نقدی عملیاتی	CFO	-۵۲/۲۱۲۲٦	-۲/۷۲۳۳۰۹	۰/۰۰٦۷
بازده سالانه سهام	RET	-۲/۰۵٦٤٦۳	-۰/۵۸۸۷٦۲	۰/۵۵٦۳
اندازه شرکت	SIZE	۱۱/۷۸۲٤۳	٤/٤۳٤۲۲۲	۰/۰۰۰۰
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	۱٤/۷۲۱۰۸	۱/۳۵۲۷۷۰	۰/۱۷٦۷

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

$$VAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TIME_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t-1} + \beta_3 RET_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 BM_{i,t-1} + \beta_6 LEV_{i,t-1} + \beta_7 INST_{i,t-1}$$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
اهرم مالی	LEV	-٤/٦٣٩١٥٥	-۰/۱۳۲٦۷۰	۰/۸۹٤٥
نسبت سهام تحت تملک سرمایه گذاران نهادی	INST	-۰/۷۰٤۰٦۰	-۲/٦۱۳۱۸۰	۰/۰۰۹۲
آماره دوربین- واتسون	۲/۰۸۱۳۳۹	R^2		۰/۲۲۸۳
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰۰۱	آماره F		۲/۱٤۹۷٦۷
سطح معناداری F لیمر	۰/۰۰۰۰	آماره F لیمر		۲/۲٦۷۳۲۹
سطح معناداری آزمون هاسمن	۱/۰۰۰۰	آماره هاسمن		۰/۰۰۰۰۰۰

ماخذ: یافته های پژوهشگران

با توجه به نتایج آزمون F لیمر، از آنجا که سطح معناداری F لیمر ۰/۰۰۰۰ است و چون این مقدار از ۰/۰۵ کمتر است، بنابراین از روش داده های تابلویی (پانل) در برآورد مدل رگرسیونی چند متغیره (۴) استفاده شده است. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن، از آنجا که سطح معناداری آماره هاسمن ۱/۰۰۰۰ است و چون این مقدار از ۰/۰۵ بیشتر است، بنابراین از روش داده های تابلویی (پانل) با اثرات ثابت در برآورد مدل رگرسیونی چند متغیره (۴) استفاده شده است.

برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده گردیده است. با توجه به اینکه احتمال اماره F محاسبه شده برابر است با ۰/۰۰۰۰۰۱ و این عدد از ۰/۰۵ کمتر است، این بدین معنی است که مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است.

برای بررسی عدم خود همبستگی در نتایج مدل رگرسیونی (۶) از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. مقدار دوربین واتسون محاسبه شده برای این مدل ۲/۰۸۱۳۳۹ می باشد. با توجه به تعداد متغیرهای مستقل (K = ۷) و تعداد مشاهدات (n= ۶۹)، فاصله اطمینان محاسبه شده برای عدم وجود خود همبستگی میان جزء باقیمانده ها $1/838 < d < 2/162$ می باشد. از آنجایی که مقدار d محاسبه شده در فاصله اطمینان قرار می گیرد، می توان گفت بین باقیمانده ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد.

با توجه به نتایج آزمون مشاهده می گردد که سطح معناداری α_1 برابر با ۰/۰۱۱۳ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد، فرضیه H_0 تأیید نمی شود و فرضیه پژوهش تایید می گردد و می توان نتیجه گرفت که گذر زمان بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر معناداری دارد و با توجه به اینکه (β_1 =-۲/۳۸۷۶۴۵)، می توان نتیجه گرفت که گذر زمان بر نوسان

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

بازده غیر متعارف سهام تأثیر معکوس دارد و با گذر زمان نوسان بازده غیر متعارف سهام کاهش یافته است.

همچنین در مورد تأثیر متغیرهای کنترلی بر نوسان بازده غیر متعارف سهام نتایج زیر حاصل شده است:

سطح معناداری β_2 برابر با ۰/۰۰۶۷ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد، جریان نقدی عملیاتی بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر معناداری دارد و با توجه به اینکه (β_4 =-۵۲/۲۱۲۲۶)، می توان نتیجه گرفت که بازده سالانه سهام بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر معکوس دارد.

سطح معناداری β_3 برابر با ۰/۵۵۶۳ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ بزرگتر می باشد، بازده سالانه سهام بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر معناداری ندارد.

سطح معناداری β_4 برابر با ۰/۰۰۰۰ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد، اندازه شرکت بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر معناداری دارد و با توجه به اینکه (β_4 =-۱۰/۰۱۳۷۰)، می توان نتیجه گرفت که اندازه شرکت بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر مستقیم دارد.

سطح معناداری β_5 برابر با ۰/۱۷۶۷ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ بزرگتر می باشد، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر معناداری ندارد.

سطح معناداری β_6 برابر با ۰/۸۹۴۵ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ بزرگتر می باشد، اهرم مالی بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر معناداری ندارد.

سطح معناداری β_7 برابر با ۰/۰۰۹۲ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد، نسبت سهام تحت تملک سرمایه گذاران نهادی بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر معناداری دارد و با توجه به اینکه (β_7 =-۰/۷۰۴۰۶۰)، می توان نتیجه گرفت که نسبت سهام تحت تملک سرمایه گذاران نهادی بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر معکوس دارد.

۹- خلاصه بحث، نتیجه گیری و پیشنهادات

این پژوهش با این هدف مورد آزمون قرار گرفت تا بررسی نماید که آیا بازده غیر متعارف سهام و نوسان بازده غیر متعارف سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با گذشت زمان تغییر می یابد. همانگونه که نتایج نشان می دهد این فرضیه ها مورد تأیید قرار گرفته است. بر اساس ضرایب همبستگی محاسبه شده می توان نتیجه گرفت که گذر زمان بر

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

بازده غیر متعارف سهام و نوسان آن تاثیر معکوس دارد. به عبارت دیگر با گذر زمان بازده غیر متعارف سهام و نوسان بازده غیر متعارف سهام کاهش می یابد. نتیجه این پژوهش با نتیجه پژوهش برندت و همکاران (۲۰۱۰) که نشان دادند نوسان بازده غیر متعارف روندی نزولی بین سال های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۶ داشته است هم راستا می باشد و با نتایج پژوهش های کمپبل و همکاران (۲۰۰۱) و فینک و همکاران (۲۰۱۰) که نشان دادند نوسان بازده غیر متعارف تا قبل از سال ۲۰۰۰ و پس از سال ۲۰۰۸ روندی صعودی داشته است نا همسو می باشد. دلیل این تناقضات می تواند به عواملی نظیر شرایط اقتصادی و سیاسی متفاوت بین کشور ها و همچنین بین دوره های زمانی مورد پژوهش بازگردد. در حالی که در اکثر کشورها نوسان بازده غیر متعارف سهام روندی صعودی داشته است این متغیر در بورس اوراق بهادار تهران روندی نزولی دارد. علت این امر را می توان به قوانین تدوین شده در معاملات بورس اوراق بهادار تهران نسبت داد. یک قانون مربوط به حد نوسان روزانه قیمت سهام شرکت ها نسبت به روز معاملاتی قبل است که نمی تواند بیش از حد مجازی باشد (این حد مجاز تا سال ۸۷، ۳ درصد، در سال ۸۸، ۳/۵ درصد و از سال ۸۹ به بعد ۴ درصد می باشد) و قانون دیگر مربوط به حجم مبنای لازم جهت تثبیت قیمت پایانی سهام در یک روز معاملاتی است که حداقل می بایست ۰/۰۰۰۸ کل سهام شرکت در یک روز مورد معامله قرار بگیرد تا قیمت پایانی سهام تثبیت گردد، در غیر این صورت قیمت پایانی سهام در یک روز معاملاتی برابر خواهد بود با میانگین موزون قیمت های معاملاتی سهام ضرب در نسبت تعداد سهام معامله شده به حجم مبنای آن سهام.

نهایتا می توان نتیجه گرفت که سازمان بورس اوراق بهادار تهران در پیاده سازی سیاست های کنترلی خود مبنی بر کاهش نوسان های بازار موفق عمل کرده است و بر این اساس می توان به متولیان و دست اندرکاران مربوطه پیشنهاد تداوم بخشیدن به این سیاست ها را نمود. به منظور انجام پژوهش های آتی نیز می توان پیشنهاد نمود که این پژوهش به تفکیک صنایع مختلف بورس انجام شود تا نتایج دقیق تری جهت مقایسه به دست آید.

منابع:

۱- تهرانی، رضا و پورابراهیمی، محمدرضا. (۱۳۸۸). مقایسه عملکرد مدل های مختلف در خصوص پیش بینی نوسان بازده بورس اوراق بهادار تهران و تحلیل تاثیر برخی عوامل بر رفتار نوسان بازده. **پژوهش های اقتصادی ایران**، سال ۱۳، شماره ۴۰، ص ص ۱۴۹-۱۷۰.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

۲- عظیمی، مجید و کریمی، فرزاد و نوروزی، محمد. (۱۳۸۹). "تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران با استفاده از روش همجمعی". **حسابداری مالی**، دوره ۲، شماره ۵، ص ص ۷۶-۹۳.

۳- عیوضلو، رضا. (۱۳۸۷). مدل سه عاملی فاما و فرنچ با تأکید بر صرف ارزش؛ تحلیل دیدگاه های منتقدان. **بورس اوراق بهادار**، سال اول، شماره۴، ص ص۱۴۳-.۱۶۵

۴- فخاری، حسین و طاهری، عصمت الصادات. (۱۳۸۹). بررسی رابطه سرمایه گذاران نهادی و نوسان پذیری بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. **پژوهشهای حسابداری مالی**، سال ۴، شماره ۶، ص ص ۱۵۹-۱۷۲.

۵- کیمیاگری، علی محمد و اسلامی بیدگلی، غلامرضا و اسکندری، مهدی. (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بورس تهران بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ. **تحقیقات مالی**، دوره ۹، شماره ۲۳ ، ص ص ۶۱-۸۲.

۶- محقق نیا، محمدجواد و شفیع پور، سیدمجتبی و موسوی، اعظم السادات. (۱۳۹۲). "ویژگیهای خاص شرکت ها و سقوط شاخص بورس". **حسابداری مالی**، سال ۵، شماره ۱۹، ص ص ۱۳۷-۱۶۱.

۷- مجتهد زاده، ویدا و طارمی، مریم. (۱۳۸۴). آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش بینی بازده سهام. **پیام مدیریت**، شماره ۱۷ و ۱۸، زمستان ۸۴ و بهار ۸۵، ص ص ۱۰۹-۱۳۲.

۸- مشایخی، بیتا و منتی، وحید. (۱۳۹۲). بررسی عوامل موثر بر نوسان پذیری سود. حسابداری مالی، سال پنجم، شماره ۲۰، ص ص ۶۶-۸۹.

9- Bennett, J. A., R. W. Sias, L. T. Starks., 2003. Greener Pastures and the Impact of Dynamic Institutional Preferences. **Review of Financial Studies** 16: pp 1203–1238.

10- Brandt, M., Brav, A., Graham, J., Kumar, A., 2010. The idiosyncratic volatility puzzle: time trend or speculative episodes? **Review of Financial Studies** 23 (2): pp 863–899.

11- Brown, G., and N. Kapadia, 2007. Firm-Specific Risk and Equity Market Development. **Journal of Financial Economics** 84: pp 358–388.

12- Campbell, J.Y., Lettau, M., Malkiel, B.G., Xu, Y., 2001. Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. **Journal of Finance** 56: pp 1–43.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

13- Cao, C., T. Simin, and J. Zhao, 2008 .Can Growth Options Explain the Trend in Idiosyncratic Risk? **Review of Financial Studies** 21: pp 2599–2633.
14- Chen, C., Huang, A.G., Jha, R., 2012. Idiosyncratic return volatility, economic activity, and managerial discretion. **Journal of Financial and Quantitative Analysis** 47, pp 873-899.
15- Fama, E., French, K., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics** 33: pp 3–56.
16- Fink, J., K. Fink, G. Grullon, and J. Weston, 2010. What Drove the Increase in Idiosyncratic Volatility during the Internet Boom? **Journal of Financial and Quantitative Analysis** 45: pp 1253–1278.
17- Guo, H., and R. Savickas, 2008. Average Idiosyncratic Volatility in G7 Countries. **Review of Financial Studies** 21: pp 1259–1296.
18- Irvine, P., Pontiff, J., 2009. Idiosyncratic return volatility, cash flows, and product market competition**. Review of Financial Studies** 22 (3): pp 1149–1177.
19- Kalimipalli,M., Nayak, S.,2012. Idiosyncratic volatility vs. liquidity? Evidence from the US corporate bond market**. Journal of Financial Intermediation**, 21, pp 217-242.
20- Pastor, L., Veronesi, P., 2003. Stock valuation and learning about profitability. **Journal of Finance** 58: pp 1749–1789.
21- Rajgopal, S., M. Venkatachalam, 2011. Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility. **Jaournal of Accounting and Economics** 51: pp 1–20.
22- Wei, S.X., Zhang, C., 2006. Why did individual stocks become more volatile**? Journal of Business** 79: pp 259–292.
23- Xu, Y., Malkiel, B.G., 2003. Investigating the behavior of idiosyncratic volatility. **Journal of Business** 76: pp 613–644.
24- Zafar, N. Urooj, S.F., Durrani, T.K., 2008. Interest rate volatility and stock return and volatility. **European journal of economic** 14: pp 1-6.
25- Zhang, C. 2010. A Re-examination of the Causes of Time-Varying Stock Return Volatilities**. Journal of Financial and Quantitative Analysis** 45: pp 663–684.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]