

کشف ناهنجاری قیمت گذاری دارایی‌ها در سطح شرکت

رحمت اله نادری بنی *

مهدی عربصالحی **

ایرج کاظمی ***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۰۳

چکیده

ناهنجاری در لغت به معنای انحراف از قواعد رایج و در حوزه مالی به الگویی در متوسط بازده سهام اطلاق می‌شود که با مدل‌های مرسوم در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها سازگاری ندارد. به‌منظور بررسی ناهنجاری‌ها عموماً دو رویکرد پورتفو بندی و استفاده از اطلاعات تک‌تک شرکت‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. هدف پژوهش حاضر تبیین ناهنجاری‌های مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در سطح شرکت به دلیل نقاط ضعف رویکرد پورتفو بندی است. بدین منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۳۸۰۰ ماه - شرکت در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ انتخاب و سپس با استفاده از رویکرد بیز سلسله‌مراتبی و شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیر مارکوفی استاندارد به بررسی و آزمون فرضیه‌ها پرداخته شد. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که در سطح شرکت، اندازه و مومنتوم در سطح خطای ۵ درصد و رشد دارایی در سطح خطای ۱۰ درصد به عنوان ناهنجاری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شناخته می‌شوند اما نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری، رشد دارایی، اقلام تعهدی سرمایه در گردش،

* دانشجوی دکترای حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

Email: naderi470@yahoo.com

** دانشیار حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)

Email: Mehdi_arabsalehi@ase.ui.ac.ir

*** دانشیار آمار، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

Email: i.kazemi@stat.ui.ac.ir

بحران مالی، سرمایه‌گذاری‌ها، تعداد سهام منتشره و تأمین مالی خارجی به‌عنوان ناهنجاری این مدل شناخته نمی‌شوند.

واژه‌های کلیدی: ناهنجاری، بیز سلسله‌مراتبی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای.

۱- مقدمه

در قرن بیستم توسعه بازارهای سرمایه در زمره بنیادی‌ترین دغدغه‌های بسیاری از کشورها در حوزه اقتصاد بود. این دغدغه و همچنین تلاش برای کارایی و شفافیت بیشتر بازارهای سرمایه پس از بحران ۱۹۲۹ شدت یافت. ریشه این دغدغه و تلاش در تمایل سرمایه‌گذاران به کمینه کردن مخاطرات سرمایه‌گذاری و بیشینه کردن بازده آن باز می‌گردد. در این راستا محققان ضمن تلاش در راستای شناخت رفتار قیمت سهام درصدد برآمدند به توضیح تغییرات بازده و عوامل مؤثر بر آن بپردازند. این تلاش‌ها ضمن آنکه منجر به ظهور فرضیه بازار کارا شد، به ظهور مدل‌هایی برای پیش‌بینی بازده سهام نیز کمک شایانی نمود. در این‌چنین فضایی یک شاهکار علمی در حوزه مالی با عنوان مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ظهور کرد. با این‌حال مدل مذکور به‌مانند سایر مدل‌هایی که در حوزه علوم انسانی ارائه شده است و همچنان ارائه می‌شود، قادر به توضیح تمام تغییرات بازده سهام و خود بازده سهام نبوده و نمی‌باشد و این موضوع ضمن اینکه زمینه تلاش محققان برای ارائه مدل‌های کارا تر را فراهم نمود، دستمایه تلاش پژوهش‌گران برای بررسی عوامل مؤثر بر بازده شده است. در این راستا و از دهه هفتاد میلادی تلاش‌ها در این زمینه سرعت گرفت و از این رو ادبیات ناهنجاری‌ها شکل گرفت.

ناهنجاری در لغت به معنای انحراف از قواعد رایج (هورنبی^۱، ۲۰۱۵) و در حوزه مالی به الگویی در متوسط بازده سهام اطلاق می‌شود که با مدل‌های مرسوم در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها سازگاری ندارد (سیدبرگ و دوهرتی^۲، ۲۰۱۵). در واقع ناهنجاری‌های بازار نتیجه پژوهش‌های تجربی است که با تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌ها سازگاری ندارد (ثقفی و شعری، ۱۳۸۳). بر این اساس بنز^۳ (۱۹۸۱) و باسو^۴ (۱۹۸۳) اندازه شرکت را به‌عنوان یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای معرفی کردند. در ادامه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار توسط رزنبرگ، راید و لنستین^۵ (۱۹۸۵) به‌عنوان ناهنجاری معرفی شد. دپوند و تاهلر^۶

1 Hornby

2 Cederburg and Doherty

3 Banz

4 Basu

5 Rosenberg, Reid and Lanstein

6 De Bondt and Thaler

(۱۹۸۵) تغییرات بازده در بلندمدت، اسلون^۱ (۱۹۹۶) اقلام تعهدی و جگادیش و تیتمن^۲ (۱۹۹۳) مومنوم را به عنوان ناهنجاری معرفی کردند. این فرایند چنان با سرعت و شتاب ادامه یافت که کچران^۳ (۲۰۱۱) وضعیت مطالعات این حوزه و ناهنجاری های معرفی شده را به باغ وحشی از ناهنجاری ها تشبیه نمود. در این راستا هاروی و همکاران^۴ (۲۰۱۵) با بررسی ۳۱۳ مقاله منتشر شده و منتشر نشده طراز اول از سال ۱۹۶۸، تعداد ۳۱۵ متغیر که ارتباطشان با بازده مورد بررسی قرار گرفته بود را شناسایی نمودند و روش شناسی تشخیص ناهنجاری ها را به شدت نقد کرده و خواستار به کارگیری معیارهای سخت گیرانه برای شناسایی ناهنجاری ها شدند.

از سوی دیگر بررسی سیر مطالعات این حوزه علاوه بر وجود مشکلات روش شناختی، نشان دهنده بهره گیری کمتر از تکنیک های پیشرفته برای تشخیص ناهنجاری ها می باشد. بر این اساس هدف پژوهش حاضر در راستای مشکلات پیش گفته بررسی ناهنجاری ها در سطح شرکت با استفاده از رویکرد بیز سلسله مراتبی است تا بدین ترتیب گام کوچکی در بهبود مطالعات این حوزه صورت پذیرد.

در ادامه و بر اساس مقدمه پیش گفته مبانی نظری و پیشینه پژوهش، روش شناسی پژوهش و مدل های مورد استفاده، نتایج آماری و بحث و تحلیل پیرامون نتایج حاصله ارائه می شود.

۲- مبانی نظری پژوهش

ریشه ناهنجاری^۵ را به نوعی می توان در فرضیه بازار کارا جستجو کرد. فرضیه ای که اولین بار در سال ۱۹۰۰ توسط ریاضیدان فرانسوی به نام بچیلر^۶ ارائه شد (کمپبل و همکاران^۷، ۱۹۹۷). بچیلر در پژوهشی پیرو تلاش برای مدل بندی تغییرات قیمت سهام نتیجه گیری کرد که بازده سفته بازان در بازار صفر است. این نتیجه گیری بچیلر به طور ضمنی بدین معناست که بازار، دارایی ها را به روش مارتینگلی ارزیابی می کند (فاما و فرنچ^۸، ۲۰۰۸). گرچه به محتوای فرضیه بازار کارا طی ۷ دهه نخست قرن بیستم اشاره شده بود، اما افتخار طرح این فرضیه در نهایت به فاما رسید. فاما^۹ (۱۹۷۰) به بازبینی فرضیه بازار کارا و تبیین شواهد مربوط به آن پرداخت. به عقیده فاما بازیگران

1 Sloan

2 Jegadeesh and Titman

3 Cochrane

4 Harvey

5 Anomaly

6 Bachiler

7 Campbell

8 Fama and French

9 Fama

عرصه بازار سوای از حداکثر کردن مطلوبیتشان، دارای انتظارات منطقی هستند و در مواجهه با اطلاعات برخی بیشتر و برخی کمتر عکس‌العمل نشان می‌دهند که این امر به مبنای تصادفی بودن عکس‌العمل نسبت به اطلاعات است و اثر خالص ناشی از این پدیده اجازه تحقق سود غیرعادی را نمی‌دهد و بدین ترتیب است که با عکس‌العمل سریع و صحیح بازار نسبت به اطلاعات کارایی ایجاد می‌شود (تلنگی، ۱۳۸۳). با همه این تفاسیر فرضیه بازار کارا برای پیش‌بینی بازده آتی تلاشی نمی‌کند. این فرضیه صرفاً عنوان می‌کند که قیمت فعلی سهام بر اساس کل اطلاعات در دسترس در زمان حال ایجاد شده و به عبارت دیگر، قیمت ایجاد شده در بازار بازتاب صحیحی از واقعیت‌ها و اخبار مربوط به سهام است (واتس و زیمرمن^۱، ۱۹۸۶).

از سوی دیگر، همگام با ارائه فرضیه بازار کارا تلاش‌هایی برای پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌ها صورت گرفته است. یکی از مهم‌ترین مدل‌های ارائه شده، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. شارپ^۲ (۱۹۶۴)، لینتر^۳ (۱۹۶۵) و موسین^۴ (۱۹۶۶) مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را بر اساس مفاهیم مطرح شده توسط مارکوویتز ارائه کردند. بر اساس این مدل، یک دارایی بدون ریسک وجود دارد که دارای بازدهی مشخص است و همچنین، برای هر ورقه اوراق بهادار می‌توان بازده مورد انتظار را محاسبه کرد. بر اساس این مدل بازده سهام صرفاً تحت تأثیر یک عامل به‌عنوان ریسک می‌باشد. با این حال نقد نظری و تجربی این مدل با سرعت گسترش یافت و این موضوع باعث بروز ناهنجاری‌ها در فضای مالی شد (تلنگی، ۱۳۸۳).

ناهنجاری در واقع نوعی انحراف از یک استاندارد است (هورنبی، ۲۰۱۵). در علوم طبیعی مشاهده ناهنجاری پایدار موجب بسط نظریه‌های جدید می‌شود اما در علوم انسانی این‌گونه نیست. در علوم انسانی آنچه را نظریه‌ها از عهده توضیح آن بر نمی‌آیند به‌شدت نقد می‌کنند و در نهایت نام ناهنجاری بر آن می‌نهند (میاندری، ۱۳۸۹). از این رو است که در حوزه مالی نیز مدل‌های ارائه شده برای توضیح بازده و تغییرات آن، موفقیت صد در صد کسب نمی‌کنند و برخی از عوامل وجود دارد که در این‌گونه مدل‌ها تعبیه نشده است اما عوامل مذکور بر روی بازده تأثیر می‌گذارند. این عوامل در واقع برای مدل مورد بررسی ناهنجاری محسوب می‌شوند (عرب صالحی، گوگردچیان و پورفخریان، ۱۳۹۴). به‌عبارت‌دیگر چنانچه متغیرهایی وجود داشته باشند که جایی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نداشته باشند ولی با بازده ارتباط داشته باشند به‌عنوان ناهنجاری مطرح می‌شوند (ثقفی و شعری، ۱۳۸۳).

1 Watts and Zimmerman

2 Sharpe

3 Linter

4 Mossin

عموماً ناهنجاری‌ها با استفاده از رویکرد مبتنی بر پورتنفوی بندی^۱ شناسایی می‌شوند. در رویکرد پورتنفوی بندی، بازده سهام بر اساس یک ویژگی مرتب می‌شوند و سپس دهک اول و دهک آخر سهام انتخاب و یک پورتنفوی مصون سازی شده^۲ ایجاد می‌گردد. چنانچه پورتنفوی به دست آمده نسبت به مدل مورد بررسی، بازده غیرعادی کسب کند، ویژگی مورد بررسی به عنوان یک ناهنجاری برای مدل مورد بررسی شناخته می‌شود (سیدبرگ و دوهرتی، ۲۰۱۵). مهم‌ترین مزیت این رویکرد تصویری است که پورتنفوی بندی برای تحلیل‌گر ایجاد می‌کند. بدین ترتیب که پورتنفوی بندی به سادگی نشان می‌دهد که چگونه متوسط بازده از پایین‌ترین تا بالاترین سطح ناهنجاری دچار نوسان می‌شود (فاما و فرنچ، ۲۰۰۸). با این وجود بحث‌های مفصلی راجع به درستی یا نادرستی این رویکرد مطرح است. به عنوان مثال فاما و فرنچ (۲۰۰۸) عنوان می‌کنند که در رویکرد پورتنفوی بندی، بازده با استفاده از وزن‌های مساوی ممکن است تحت تأثیر سهام خرد و نه حتی کوچک قرار گیرد که البته می‌توان این مشکل را با استفاده از بازده‌های وزنی مبتنی بر ارزش حل کرد. البته علی‌رغم آنکه مشکل سهام خرد حل می‌شود اما ممکن است پورتنفوی تأمینی جدید شکل گرفته به شدت تحت تأثیر سهام بزرگ قرار گیرد و یک تصویر ناصحیح از اهمیت ناهنجاری مورد بررسی ارائه کند. از سوی دیگر رال^۳ (۱۹۷۷)، کاندل، مک کالوچ و استامبگ^۴ (۱۹۹۵)، فاما و فرنچ (۲۰۰۸) عنوان می‌کنند که الگوهای خطای قیمت‌گذاری در سطح شرکت در رویکرد پورتنفوی بندی تحریف می‌شوند و بدین ترتیب ناهنجاری‌های موجود در سطح پورتنفوی الزاماً نشان‌دهنده ناهنجاری برای تک‌تک اوراق بهادار عضو پورتنفوی نیست. لیتزنبرگ و راماسوای^۵ (۱۹۷۹) از کاهش کارایی آزمون‌ها در صورت استفاده از رویکرد پورتنفوی بندی به جای شرکت‌ها خبر دادند. انگ، لیو و شوارتز^۶ (۲۰۱۰) به صورت تحلیلی و تجربی نشان دادند که انگیزه ارائه شده توسط بلوم ناصحیح است زیرا استفاده از پورتنفوی به جای سهام موجب از دست دادن اطلاعات از طریق کاهش پراکندگی بتاها می‌شود. از سوی دیگر استفاده از رویکرد پورتنفوی بندی موجب می‌شود که تنها از ۲۰ درصد داده‌ها استفاده شود و ۸۰ درصد داده‌ها مورد استفاده قرار نگیرند. لیولن و ناگل^۷ (۲۰۱۰) نیز نشان دادند که استنتاج‌های صورت گرفته در آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌ها به شدت تحت تأثیر انتخاب پورتنفوی آزمون است و استفاده از رویکرد

1 Portfolio Based Approach

2 Zero Cost Hedge Portfolio

3 Roll

4 Kandel, McCulloch and Stambaugh

5 Litzenberger and Ramaswamy

6 Ang, Liu and Schwarz

7 Lewellen and Nagel

پورتفو بندی صرف نظر از سایر ایرادات وارد بر آن، تنها در صورتی که بین ویژگی مورد بررسی و بازده ارتباط خطی وجود داشته باشد مناسب است، لکن برای بررسی وجود ارتباط غیرخطی بین ویژگی مورد بررسی و بازده، استفاده از رویکرد پورتفو بندی نامناسب است. از این رو بود که گرایش به استفاده از اطلاعات تک تک شرکت‌ها به جای استفاده از پورتفو در مطالعات این حوزه قدرت گرفت (انگ و همکاران، ۲۰۱۰)

افزون بر بحث مربوط به ایرادات وارد بر رویکرد پورتفو بندی و پیشنهاد استفاده از اطلاعات در سطح شرکت برای تعیین ناهنجاری‌های مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، روش تخمین مورد استفاده برای تعیین ناهنجاری‌ها نیز حائز اهمیت است. به عنوان مثال لیولن و ناگل (۲۰۱۰) معتقدند که روش تخمین حداقل مربعات معمولی به دلیل مفروضات این روش دارای مشکل است زیرا مفروضات اولیه آن اختلاف زیادی با دنیای واقعی دارد. از سوی دیگر روش حداقل مربعات تعمیم یافته مشکل کمتری نسبت به روش حداقل مربعات معمولی دارد، اما این روش نیز همچنان مشکل ساز است. یک روش جایگزین که در راستای تعیین ناهنجاری‌های مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد روش گشتاورهای تعمیم یافته^۱ است. نقطه قوت روش مذکور این است که نیازمند مفروضات توزیعی^۲ قوی نیست اما این روش نیز برای تعیین ناهنجاری‌ها مناسب نیست (سیدبرگ، ۲۰۱۵). از جمله نقاط ضعف کلیه روش‌های رگرسیون کلاسیک مفروضات مربوط به پسماندها است که ممکن است با واقعیت اختلاف زیادی داشته باشد. از این رو باید از روش‌هایی همچون بیز سلسله‌مراتبی استفاده کرد که محدود به مفروضات تسهیل کننده‌ای همچون نرمال بودن اجزا اخلاص نباشند. (ابراهیمی، ۱۳۹۷)

۳- پیشینه پژوهش

هو و همکاران^۳ (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان "اندازه‌گیری مجدد ناهنجاری‌ها" به بررسی مجدد ۴۴۷ ناهنجاری مطرح شده در ادبیات مالی پرداختند. محققان در نهایت این گونه نتیجه‌گیری کردند که بسیاری از ناهنجاری‌های مطرح شده در صورت استفاده از روش‌های مناسب دیگر به عنوان ناهنجاری طبقه بندی نمی‌شوند. به عقیده این محققان ۸۵ درصد ناهنجاری‌های مطرح شده ناهنجاری نیستند و طبقه بندی آن‌ها به عنوان ناهنجاری ناشی از مشکلات روش‌شناختی و تلاش محققان برای رسیدن به نتایج مشخص است.

1 Generalized Method of Moments (GMM)

2 Distributional Assumption

3 Hou et al

هاروی و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان ".... و بازده‌های مورد انتظار" با بررسی ۳۱۳ مقاله منتشر شده و منتشر نشده طراز اول از سال ۱۹۶۸، تعداد ۳۱۵ متغیر که ارتباطشان با بازده مورد بررسی و تأیید قرار گرفته بود را شناسایی نمودند و روش‌شناسی تشخیص ناهنجاری‌ها را به‌شدت نقد کرده و خواستار به‌کارگیری معیارهای سخت‌گیرانه برای شناسایی ناهنجاری‌ها شدند.

سیدبرگ و دوهرتی (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان "ناهنجاری قیمت‌گذاری دارایی‌ها در سطح شرکت" به بررسی وجود یا عدم وجود ۹ ناهنجاری در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارای ۷ ناهنجاری (۷ مورد از ۹ مورد) است.

پنمن و زو^۱ (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان "ناهنجاری‌های حسابداری، ریسک و بازده" به بررسی این موضوع پرداختند که آیا بازده‌های ناشی از ناهنجاری‌هایی که به‌وسیله اعداد حسابداری پیش‌بینی می‌شوند، منعکس‌کننده بازده نرمال یا غیر نرمال است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که بسیاری از متغیرهایی که سود و رشد سود را پیش‌بینی می‌کنند، بازده آتی را نیز در همان جهت پیش‌بینی می‌کنند. به عبارت دیگر می‌توان این‌گونه نتیجه‌گیری کرد که بازده‌های پیش‌بینی‌شده توسط این متغیرها کاملاً نرمال و منطقی هستند.

آورامو و همکاران^۲ (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان "ناهنجاری‌ها و بحران مالی" به بررسی موارد اشتراک میان ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که سودآوری ناهنجاری‌های مومنتوم، ریسک اعتباری پراکندگی، رشد دارایی و سرمایه‌گذاری در سهام با بدترین ریسک اعتباری موضوعیت دارد و هنگامی که وضعیت ریسک اعتباری بهبود یابد این اثر نیز از بین می‌رود. بدین ترتیب در طی دوره‌های بهبود وضعیت اعتباری هیچ‌یک از استراتژی‌های مبتنی بر ناهنجاری‌های فوق اثربخش نیست.

ریچاردسون^۳ (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان "ناهنجاری‌های حسابداری و تحلیل‌های بنیادین: مروری بر پژوهش‌های اخیر" به بررسی و تحلیل پژوهش‌های انجام‌شده در مورد ناهنجاری‌های حسابداری و تجزیه‌وتحلیل‌های بنیادین به همراه اخذ و تحلیل نظرات متخصصان دانشگاهی و افراد حرفه‌ای پرداختند. این محققان دریافته‌اند که یافتن ناهنجاری‌ها در دهه‌های ۱۹۶۰، ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ کار نسبتاً ساده‌ای بوده است اما کشف آن‌ها طی دهه گذشته بسیار دشوار شده است و

1 Penman & Zhu
2 Avramov et al
3 Richardson

ادبیات ناهنجاری‌های حسابداری اثر قابل ملاحظه‌ای بر روی دانشگاهیان، افراد حرفه‌ای و استاندارد گذاران از طریق ترسیم سودمندی اطلاعات حسابداری برای پیش‌بینی سود آینده و بازده آتی داشته است و بنابراین مطالعات مربوط به کشف ناهنجاری‌ها باید مجدداً انجام شود.

فروغی و رهروی دستجردی (۱۳۹۵) پژوهشی با عنوان "ناهنجاری‌های بازار و بازده‌های غیرعادی" انجام دادند. آن‌ها مفهوم غیرعادی بودن بازده‌های آتی را مورد بررسی قرار دادند و به مطالعه‌ی این موضوع پرداختند که آیا متغیرهایی که شاخص ناهنجاری در بازار هستند، بازده آتی را در همان جهتی پیش‌بینی می‌کنند که سود آتی یا رشد در سود آتی را پیش‌بینی کرده بودند یا خیر. اگر این هم‌جهت بودن اثبات شود، می‌توان نتیجه گرفت بازدهی که به‌وسیله‌ی این متغیرها پیش‌بینی شود بازده غیرعادی نیست؛ بلکه بازدهی است که طبق پیش‌بینی باید به وقوع بپیوندد (بازده موردنیاز). نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای اقلام تعهدی سرمایه در گردش، روند حرکت بازده سهام، تأمین مالی خارجی و بازده دارایی‌ها توانسته‌اند سود آتی، بازده آتی و رشد در بازده آتی را در یک‌جهت به‌صورت معنادار پیش‌بینی کنند. این موضوع نشان می‌دهد بازدهی که به‌وسیله‌ی این متغیرها پیش‌بینی شود، بازده غیرعادی نیست و کاملاً با فرض انتظارات عقلایی منطبق است.

هاشمی، حمیدیان و ابراهیمی (۱۳۹۲) پژوهشی با عنوان "بررسی ناهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران" انجام دادند. در این پژوهش، پژوهشگران ناهنجاری اقلام تعهدی (رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام) را با در نظر گرفتن پدیده ریسک ناتوانی مالی برای ۸۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش حاکی از تأیید وجود ناهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایه‌ایران و همچنین اثرگذاری ریسک ناتوانی مالی بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده غیرعادی آتی است.

خانی و افشاری (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان "ناهنجاری تأمین مالی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۹" به بررسی ارتباط میان تأمین مالی و سرمایه‌گذاری با بازده سهام پرداختند. پژوهشگران بدین منظور نمونه‌ای متشکل از ۷۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را برای دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که یک رابطه منفی بین تأمین مالی و بازده وجود دارد و بدین ترتیب با کاهش میزان تأمین مالی، بازده سهام افزایش می‌یابد. از سوی دیگر نتایج حاصل از بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری و بازده سهام نیز مؤید وجود یک رابطه منفی است.

دولو و رحمانی (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان "واکای موارد خلاف قاعده - شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی رابطه بین رشد دارایی‌ها و رشد خالص دارایی‌های عملیاتی با بازده سهام پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از وجود رابطه مثبت بین رشد دارایی‌ها و بازده سهام و رابطه منفی بین رشد خالص دارایی‌های عملیاتی و بازده سهام است. شایان‌ذکر است که رابطه منفی بین رشد خالص دارایی‌های عملیاتی و بازده سهام تحت تأثیر الگوی وزنی بازده سهام و افق زمانی بازده آتی سهام می‌تواند مثبت، منفی و یا حتی فاقد معنی باشد.

بررسی مطالعات حوزه ناهنجاری‌ها در بورس اوراق بهادار تهران بیانگر نوعی اختلاف بین نتایج و همچنین روش‌های مورد استفاده برای کشف ناهنجاری‌ها می‌باشد. این اختلافات خلأ یک تحقیق و رویکرد جدید پیرامون کشف ناهنجاری‌های احتمالی را نشان می‌دهد. بر این اساس پژوهش حاضر درصدد بررسی این موضوع است که آیا ناهنجاری‌های رایج هنگامی که در سطح شرکت با استفاده از مدل‌های ترکیبی مورد بررسی قرار می‌گیرند، به‌عنوان ناهنجاری شناخته می‌شوند یا خیر.

۴- فرضیه‌های پژوهش

بر اساس موارد پیش گفته و نظر به اختلاف میان نتایج پژوهش‌های مختلف و خلأ بهره‌گیری از تکنیک‌های جدید، فرضیه‌هایی به شرح زیر مطرح می‌شود. شایان ذکر است علت انتخاب متغیرهای ده‌گانه زیر برای بررسی، رواج آن‌ها در ادبیات ناهنجاری‌ها است.

فرضیه اول: اندازه یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطح شرکت است.

فرضیه دوم: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطح شرکت است.

فرضیه سوم: مومنتم یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطح شرکت است.

فرضیه چهارم: سودآوری یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطح شرکت است.

فرضیه پنجم: رشد دارایی‌ها یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطح شرکت است.

فرضیه ششم: اقلام تعهدی سرمایه در گردش یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطح شرکت است.

فرضیه هفتم: بحران مالی یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطح شرکت است.

فرضیه هشتم: سرمایه‌گذاری‌ها یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطح شرکت است.

فرضیه نهم: تعداد سهام منتشره یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطح شرکت است.

فرضیه دهم: تأمین مالی خارجی یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطح شرکت است.

۵- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش، یک پژوهش توصیفی از نوع پژوهش‌های پس رویدادی است که مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با روش استقرایی به کل جامعه آماری قابل‌تعمیم خواهد بود. همچنین به دلیل اینکه نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند در فرایند تصمیم‌گیری مورد استفاده قرار گیرد، این پژوهش از لحاظ نتایج کاربردی است. در این پژوهش از مدل‌های رگرسیونی مرکب، بیز سلسله‌مراتبی و شبیه‌سازی مونت کارلو استاندارد زنجیره مارکوفی^۱ برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است که در ادامه تشریح شده است. شایان ذکر است برنامه‌نویسی‌های لازم در نرم‌افزار وین باگز^۲ انجام شده است. جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ است. برای تعیین نمونه از روش حذف سامانمند استفاده شده است. نمونه انتخابی شامل شرکت‌هایی است که دارای شرایط زیر بوده‌اند:

- شرکت‌های صنایع واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها به دلیل ماهیت متفاوت عملیات آن‌ها، نباید جزء نمونه انتخابی باشند.
- به‌منظور جلوگیری از ناهمگن شدن نمونه، سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند هر سال باشد.
- اطلاعات صورت‌های مالی آن‌ها به‌طور سالانه به‌طور کامل و پیوسته در دسترس باشد.
- معاملات سهام آن‌ها طی دوره پژوهش، بیش از سه ماه متوالی در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.

1 Standard Markov Chain Monte Carlo

2 Winbugs

- در طول قلمرو زمانی پژوهش پایان سال مالی آن تغییر نکند.
 - در خلال سال های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۶ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشد.
 - نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن منفی نباشد.
- با توجه به موارد گفته شده تعداد مشاهدات به دست آمده ۱۳۸۰۰ مشاهده ماه شرکت (۱۱۵ شرکت طی ۱۰ سال) می باشد.

۶- مدل های پژوهش

فرضیه های پژوهش بیان می کنند که مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای دارای ناهنجاری های متعدد است. به منظور آزمون این فرضیه ابتدا مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای به صورت رابطه ۱ نوشته می شود:

$$E[r_{i,t}] = \beta_i E[r_{m,t}] \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن $E[r_{i,t}]$ ، $E[r_{m,t}]$ و β_i به ترتیب بیانگر بازده اضافی، صرف ریسک بازار و ریسک سیستماتیک (بتا) هستند. در صورتی که عامل زمان در رابطه ۱ منظور شود، رابطه ۲ به شرح زیر به دست خواهد آمد.

$$E_{t-1}[r_{i,t}] = \beta_{i,t} E_{t-1}[r_{m,t}] \quad \text{رابطه (۲)}$$

چنانچه هر دو عبارت به یک سمت مساوی انتقال یابند، نتیجه را می توان با مقدار آلفا نمایش داد و رابطه ۳ را به شرح زیر به دست آورد:

$$E_{t-1}[\alpha_{i,t}] = E_{t-1}[r_{i,t}] - \beta_{i,t} E_{t-1}[r_{m,t}] \quad \text{رابطه (۳)}$$

در صورتی که مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای صادق باشد باید مقدار آلفا برای تمامی سهام برابر صفر گردد. به بیان دیگر در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای انتظار می رود که مقدار آلفا با استفاده از رگرسیون مقطعی زیر در سطح شرکت ها قابل پیش بینی باشد:

$$\alpha_{i,t} = \delta_{t,0} + \delta_{t,1} x_{i,t} + \eta_{i,t} \quad \text{رابطه (۴)}$$

که در آن x بیانگر هر یک از ویژگی های شرکت است که این ویژگی ها عبارتند از: اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، مومنتم، سودآوری، رشد دارایی، اقلام تعهدی، بحران مالی، سرمایه گذاری ها، تعداد سهام منتشره و تأمین مالی خارجی. شایان ذکر است که در این تحقیق بررسی می شود که آیا ویژگی های مذکور در سطح هر شرکت ناهنجاری می باشد یا خیر.

با این وجود تحلیل رگرسیون مقطعی بیان شده در رابطه ۴ تحت تأثیر این واقعیت که متغیر وابسته این مدل یک متغیر پنهان^۱ است، پیچیده می شود. برای رفع این پیچیدگی باید مدل یا

^۱ Latent Variable

مدل‌هایی برای آزمون رابطه بیان شده در مدل ۴ ایجاد کرد. از این رو در این پژوهش یک سیستم معادلات پیشنهاد می‌شود که در آن به‌طور هم‌زمان مقدار آلفا مدل بندی شود و رابطه مقطعی بین آلفای شرکت و ویژگی‌های شرکت تحلیل گردد. بدین منظور کل دوره پژوهش به دوره‌های یک‌ساله با شاخص y و زیر دوره‌های ماهانه با شاخص t تقسیم می‌شوند و مدل‌های ۵ تا ۷ ارائه می‌شود (سیدبرگ، ۲۰۱۵).

$$R_{i,t,y} = \alpha_{i,y} + \beta_{i,y} r_{m,t,y} + \epsilon_{i,t,y} \quad \epsilon_{i,t,y} \sim N(0, \sigma^2_{\epsilon_{i,t,y}}) \quad \text{رابطه (۵)}$$

$$\alpha_{i,y} = x_{i,y} \sigma_y + \eta_{i,y} \quad \eta_{i,y} \sim N(0, \sigma^2_{\eta_{i,y}}) \quad \text{رابطه (۶)}$$

$$\sigma_y = \bar{\sigma} + v_y \quad v_y \sim MVN(0, V) \quad \text{رابطه (۷)}$$

که در روابط فوق $R_{i,t,y}$ بیانگر بازده مازاد سهام i در ماه t از دوره y و همچنین $r_{m,t,y}$ بیانگر بازده مازاد بازار در ماه t از دوره y ، $\alpha_{i,y}$ و σ_y متغیرهای پنهان و در نهایت $x_{i,y}$ برداری شامل یک جز ثابت بعلاوه ویژگی‌های قابل مشاهده شرکت در ابتدای دوره y هستند.

رابطه شماره ۵ یک رگرسیون سری زمانی برای هر سهم i در هر دوره y است. بدین ترتیب این فضا ایجاد می‌شود که آلفا و بتای شرکت در هر سال تغییر کند. در رابطه ۶، σ_y به اندازه‌گیری روابط سال‌به‌سال بین آلفا و ویژگی‌های شرکت با استفاده از یک رگرسیون مقطعی می‌پردازد. چنانچه مدل قیمت‌گذاری مورد آزمون صادق باشد، آلفای سال شرکت نباید با ویژگی‌های شرکت ارتباطی داشته باشد. باین‌وجود ممکن است که در یک سال بازده غیرعادی به‌طور اتفاقی با ویژگی‌های شرکت در ارتباط باشد. برای بررسی وجود یا عدم وجود یک رابطه سیستماتیک بین ویژگی‌های شرکت و آلفا در طی کل دوره آزمون، یک‌لایه اضافی به سلسله‌مراتب مدل اضافه می‌شود که لایه مذکور رابطه شماره ۷ است. چنانچه $\bar{\sigma}$ در رابطه ۷ برای هر یک از ویژگی‌های مورد بررسی ارزش غیر صفر داشته باشد به معنای آن است که ویژگی مورد بررسی یک ناهنجاری برای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. به‌این‌ترتیب سیستم معادلات فوق ۱۰ مرتبه برای ۱۰ متغیر مورد بررسی تخمین زده می‌شود و بر اساس $\bar{\sigma}$ به‌دست‌آمده برای هر متغیر نسبت به رد یا قبول فرضیه اقدام می‌شود. شایان‌ذکر است سیستم معادلات فوق با استفاده از تکنیک‌های شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیر مارکوفی استاندارد برآورد شده است که در آن ۲۰۰۰۰ مرتبه

مدل اجرا و نتایج حاصل از ۵۰۰۰ مرتبه نخست حذف و نتایج حاصل از ۱۵۰۰۰ مرتبه دوم مبنای تحلیل نتایج قرار گرفته است.

شایان‌ذکر است که در این پژوهش برای توزیع احتمال خطای سطح اول مدل حسب نیاز از توزیع احتمال نرمال^۱، تی^۲ و لاپلاس^۳ و به‌منظور تعیین نتایج بهینه از معیار اطلاع انحراف^۴ استفاده شده است.

۷- نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر شامل متغیر وابسته، متغیرهای مستقل هستند که در ادامه نحوه محاسبه هر یک از آن‌ها توضیح داده خواهد شد.

۷-۱- متغیر وابسته

بازده اضافی $(R_t - R_f)$: بیانگر تفاضل نرخ بازده سهام و نرخ بازده بدون ریسک است.

۷-۲- متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل پژوهش عبارت است از صرف ریسک بازار و ناهنجاری‌های احتمالی که به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

صرف ریسک بازار $(R_M - R_F)$: صرف ریسک بازار عبارت است از تفاضل میانگین نرخ بازده بازار و نرخ بهره بدون ریسک. در این پژوهش از شاخص کل قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران جهت محاسبه نرخ بازده بازار استفاده شده است. بدین ترتیب، نرخ بازده بازار عبارت است از حاصل تقسیم شاخص قیمت پایان دوره بر شاخص قیمت اول دوره منهای یک. از سوی دیگر در این پژوهش از نرخ سود اوراق مشارکت ایران به‌عنوان معیار نرخ بازده بدون ریسک استفاده شده است. از آنجایی که این نرخ هر ساله توسط بانک مرکزی اعلام می‌شود و به‌طور عمده به‌صورت فصلی پرداخت می‌شود می‌توان نرخ بازده ماهانه بدون ریسک را با استفاده از رابطه ۸ محاسبه کرد

$$R_F = \left[\left(1 + \left(\frac{i}{4} \right) \right)^4 - 1 \right] \div 12 \quad \text{رابطه (۸)}$$

در پژوهش حاضر متغیرهای مستقل (ناهنجاری) شامل اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، استراتژی مومنتوم، سودآوری، رشد دارایی، اقلام تعهدی سرمایه در گردش، بحران

1 Normal

2 T

3 Laplace

4 Deviance information criteria (DIC)

مالی (شاخص السون)، سرمایه‌گذاری‌ها، تعداد سهام منتشره و تأمین مالی خارجی است که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

اندازه^۱ (Size): این متغیر از طریق ضرب تعداد سهام در قیمت هر سهم محاسبه گردید. به منظور محاسبه اندازه شرکت‌ها از لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان شهریورماه استفاده شده است.

ارزش دفتری به ارزش بازار^۲ (BM): عبارت است از لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام.

مومنتوم^۳ (mom): بازده تجمعی سهام در یک دوره قبل (ماه گذشته) منهای بازده تجمعی سهام در نه دوره قبل (نه ماه گذشته).

سودآوری^۴ (ROE): عبارت است از تقسیم سود خالص بر حقوق صاحبان سهام.

رشد دارایی^۵ (AG): عبارت است از حاصل تقسیم تغییرات دارایی طی دوره بر دارایی اول دوره.

اقدام تعهدی^۶ سرمایه در گردش (ACC): با استفاده از مدل ۹ محاسبه شده است.

$$Acc_{i,t} = \frac{\Delta act_{i,t-1} - \Delta lct_{i,t-1} - \Delta che_{i,t-1} + \Delta dlc_{i,t-1} - dp_{i,t-1}}{at_{i,t-2}} \quad \text{رابطه (۹)}$$

که در آن:

$Acc_{i,t}$: اقدام تعهدی شرکت i در سال t .

$\Delta act_{i,t-1}$: تغییرات دارایی جاری از سال $t-2$ به سال $t-1$.

$\Delta lct_{i,t-1}$: تغییرات بدهی جاری^۷ از سال $t-2$ به سال $t-1$.

$\Delta che_{i,t-1}$: تغییرات وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت از سال $t-2$ به سال $t-1$.

$\Delta dlc_{i,t-1}$: تغییرات بدهی‌های جاری بهره‌دار^۸ از سال $t-2$ به سال $t-1$.

$dp_{i,t-1}$: هزینه استهلاک سال $t-1$.

$at_{i,t-2}$: جمع دارایی‌های پایان سال $t-2$.

1 Size

2 Book to Market

3 Momentum

4 Profitability

5 Asset Growth

6 Accruals

7 The Change in Current Liabilities

8 The Change in Debt in Current Liabilities

CHIN: عبارت است از تغییرات سود خالص از سال $t-2$ به سال $t-1$ تقسیم بر مجموع سود خالص سال‌های $t-2$ و $t-1$.

سرمایه‌گذاری‌ها (IN): عبارت است از تغییر در خالص دارایی‌های ثابت بعلاوه تغییر در موجودی‌ها تقسیم بر دارایی‌های اول دوره.

تعداد سهام منتشر شده (NS): عبارت است از لگاریتم طبیعی نسبت تعداد سهام منتشره در پایان سال به تعداد سهام منتشره در پایان سال قبل.

تأمین مالی خارجی (EF): حاصل جمع تغییرات در بدهی بلندمدت و سرمایه تقسیم بر میانگین دارایی‌ها.

۸- تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

پس از گردآوری داده‌ها و محاسبه متغیرهای پژوهش در این قسمت نتایج مربوط به تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها ارائه شده است. در ادامه ابتدا آماره‌های توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل‌های پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
بازده مازاد شرکت	$R_{i,t,y}$	۰/۰۱۶	۰/۰۱	-۰/۴۹	۱
بازده مازاد بازار	r_m	۰/۰۰۶	۰/۰۰۹	-۰/۲۲۹	۰/۱۷۱
اندازه	$size$	۲۶/۶	۴/۵	۱۶/۱۱	۳۲
لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	-۰/۲۷	۰/۰۹	-۱/۲۲	۰/۶۳
مومنتم	MOM	-۰/۰۰۱	۰/۰۳	-۱۰/۵۷	۱۰/۵۸
سودآوری	ROE	۰/۲۱	۰/۰۵	-۷۲/۶۹	۲۸/۲۹
رشد دارایی‌ها	AG	۰/۱۶۶	۰/۰۴۷	-۰/۴۷	۲/۲۷
اقدام تعهدی سرمایه در گردش	ACC_{wc}	۰/۰۹۴	۰/۰۵	-۰/۵۰۸	۱/۴۸
بحران مالی	OS	۰/۷۷	۰/۱۹	۰	۱
سرمایه‌گذاری	IN	۰/۰۴۵	۰/۰۲	-۰/۴۶۸	۲/۳۱۴
تعداد سهام منتشره	NS	۰/۱۵۹	۰/۰۳	۰	۲/۸۳
تأمین مالی خارجی	EF	۰/۰۴۰	۰/۰۲	-۰/۴۸۹	۰/۸۴۰

در جدول بالا آمار توصیفی مربوط به داده‌ها ارائه شده است. نظر به استفاده از تکنیک بیز سلسله‌مراتبی و شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیر مارکوفی استاندارد، بررسی نرمال بودن داده‌ها موضوعیت ندارد. بر این اساس نتایج تخمین سیستم معادلات پیش گفته به شرح جدول (۲) ارائه می‌شود. ضمناً استفاده از تکنیک بیز سلسله‌مراتبی و شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیر مارکوفی

استاندارد به خودی خود بررسی فروض کلاسیک رگرسیون را منتفی می‌سازد و به عبارتی با استفاده از این تکنیک‌ها نیازی به بررسی فروض رگرسیون کلاسیک ندارد.

جدول (۲): مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای - با فرض نرمال بودن اجزا اخلال لایه اول

متغیر	برآورد	انحراف	فاصله اطمینان بیز	فاصله اطمینان
	بیز	معیار بیز	(سطح خطای ۱۰	بیز (سطح خطای
			درصد)	۵ درصد)
اندازه	۰/۰۲۸	۰/۰۰۹	(۰/۰۱۳ ، ۰/۰۴۳)	(۰/۰۱۰ ، ۰/۰۴۶)
ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۷	(-۰/۰۰۹ ، ۰/۰۱۶)	(-۰/۰۱۱ ، ۰/۰۱۹)
مومنتوم	۰/۰۸۲۰	۰/۰۱۹	(۰/۰۵۳ ، ۰/۱۱۳)	(۰/۰۴۷ ، ۰/۱۲۲)
سودآوری	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۳	(-۰/۰۰۳ ، ۰/۰۰۹)	(-۰/۰۰۴ ، ۰/۰۱۱)
رشد دارایی‌ها	۰/۰۳۰۷	۰/۰۱۴	(۰/۰۰۶ ، ۰/۰۵۴)	(۰/۰۰۲ ، ۰/۰۵۸)
اقدام تعهدی سرمایه در گردش	۰/۰۰۵۴	۰/۰۱۶	(-۰/۰۲۲ ، ۰/۰۳۲)	(-۰/۰۲۷ ، ۰/۰۳۸)
بحران مالی	-۰/۰۲۷۶	۰/۰۱۵	(-۰/۰۵۲ ، -۰/۰۰۲)	(-۰/۰۵۶ ، ۰/۰۰۳)
سرمایه‌گذاری‌ها	۰/۰۰۳۵	۰/۰۲۴	(-۰/۰۳۴ ، ۰/۰۴۵)	(-۰/۰۴۵ ، ۰/۰۵۲)
تعداد سهام منتشر شده	۰/۰۰۴	۰/۰۱	(-۰/۰۱۲ ، ۰/۰۱۹)	(-۰/۰۱۵ ، ۰/۰۲۲)
تأمین مالی خارجی	-۰/۰۲۳۵	۰/۰۳	(-۰/۰۷۸ ، ۰/۰۲۰)	(-۰/۰۸۷ ، ۰/۰۳۲)
	Dhat	DIC	PD	Dbar
	-۲۵۹۹۰	-۲۰۲۹۰	۲۸۵۰	-۲۳۱۴۰

با توجه به جدول فوق چنانچه فاصله اطمینان بیز عدد صفر را در برگرد به معنای آن است که میانگین برآورد شده در لایه سوم سیستم معادلات پیش گفته برابر با صفر است. به‌عنوان مثال حد پایین فاصله اطمینان بی‌زین مربوط به متغیر اندازه در سطح خطای ۵ درصد برابر با ۰/۰۱۰ و حد بالای آن ۰/۰۴۶ است که طبیعتاً عدد صفر در این فاصله اطمینان قرار ندارد و این به معنای آن است که ضریب ۰/۰۲۸ که مربوط به متغیر اندازه است به لحاظ آماری برابر با صفر نمی‌باشد و از این رو متغیر اندازه به‌عنوان ناهنجاری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شناخته می‌شود. به صورت کلی با بررسی سایر نتایج در می‌یابیم که سه متغیر اندازه، مومنتوم و رشد دارایی‌ها ناهنجاری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در سطح شرکت هستند و متغیرهای ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری، اقدام تعهدی سرمایه در گردش، بحران مالی، سرمایه‌گذاری‌ها و تأمین مالی خارجی در سطح شرکت به‌عنوان ناهنجاری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شناخته نمی‌شوند.

با این حال همان‌طور که پیش‌تر عنوان شد نتایج حاصل از تخمین این سیستم معادلات به‌شدت تحت تأثیر توزیع اجزا اخلال لایه اول قرار دارد. با بررسی اجزا اخلال لایه اول به‌سادگی

می‌توان دریافت که توزیع آن‌ها نرمال نیست و این موضوع نتایج به‌دست‌آمده را تحت تأثیر قرار داده است. از سوی دیگر بررسی اجزا اخلاص لایه اول مدل ضمن رد نرمال بودن توزیع اجزا اخلاص، استفاده از توزیع لاپلاس و تی را برای تخمین سیستم معادلات فوق به‌صورت تجربی پیشنهاد می‌دهد. به همین دلیل مجدداً برنامه‌نویسی لازم انجام‌شده و سیستم معادلات تخمین زده و نتایج مندرج در جدول ۳ و ۴ با فرض توزیع لاپلاس و تی برای اجزا اخلاص لایه اول به دست آمد.

جدول (۳): مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای - با فرض لاپلاس بودن اجزا اخلاص لایه اول

متغیر	میانگین	انحراف	فاصله اطمینان	فاصله اطمینان بیز
	بیز	معیار بیز	بیز (سطح خطای ۱۰ درصد)	(سطح خطای ۵ درصد)
اندازه	۰/۰۲۰	۰/۰۰۸	(۰/۰۰۵ ، ۰/۰۳۴)	(۰/۰۰۵ ، ۰/۰۳۷)
ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۰۰۵	۰/۰۰۶	(-۰/۰۰۴ ، ۰/۰۱۵)	(-۰/۰۰۶ ، ۰/۰۱۷)
مومنتوم	۰/۰۵۴	۰/۰۱۶	(۰/۰۲۷ ، ۰/۰۸۱)	(۰/۰۲۲ ، ۰/۰۸۷)
سودآوری	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	(-۰/۰۰۲ ، ۰/۰۰۷)	(-۰/۰۰۳ ، ۰/۰۰۹)
رشد دارایی‌ها	۰/۰۱۷	۰/۰۱۲	(-۰/۰۰۳ ، ۰/۰۳۷)	(-۰/۰۰۶ ، ۰/۰۴۱)
اقدام تعهدی سرمایه در گردش	۰/۰۰۲	۰/۰۱۵	(-۰/۰۲۷ ، ۰/۰۲۴)	(-۰/۰۳۱ ، ۰/۰۰۳)
بحران مالی	-۰/۰۱۸	۰/۰۱۴	(-۰/۰۴۱ ، ۰/۰۰۶)	(۰/۰۴۶ ، ۰/۰۱۱)
سرمایه‌گذاری‌ها	۰/۰۱۴	۰/۰۱۹	(-۰/۰۰۲ ، ۰/۰۴۵)	(-۰/۰۲۷ ، ۰/۰۵۱)
تعداد سهام منتشر شده	۰/۰۰۱	۰/۰۰۸	(-۰/۰۱۱ ، ۰/۰۱۴)	(-۰/۰۱۳ ، ۰/۰۱۷)
تأمین مالی خارجی	-۰/۰۱۶	۰/۰۲۴	(-۰/۰۵۶ ، ۰/۰۲۲)	(-۰/۰۶۴ ، ۰/۰۰۳)
	<i>Dhat</i>	<i>DIC</i>	<i>PD</i>	<i>Dbar</i>
	-۲۸۳۸۰	-۳۰۷۹۰	-۱۲۰۶	-۲۹۵۹۰

نتایج حاصل از آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با فرض تبعیت اجزا اخلاص لایه اول از توزیع لاپلاس، دو متغیر اندازه و مومنتوم را در سطح خطای ۵ درصد به عنوان ناهنجاری شناسایی می‌کند. از سوی دیگر متغیرهای ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری، رشد دارایی، اقدام تعهدی سرمایه در گردش، بحران مالی، سرمایه‌گذاری‌ها و تأمین مالی خارجی در سطح شرکت به عنوان ناهنجاری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شناخته نمی‌شوند.

جدول (۴): مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای - با فرض توزیع تی اجزا اخلاخل لایه اول

متغیر	برآورد بیز	انحراف معیار بیز	فاصله اطمینان بیز (سطح خطای ۱۰ درصد)	فاصله اطمینان بیز (سطح خطای ۵ درصد)
اندازه	۰/۰۲۵	۰/۰۰۸	(۰/۰۱۲ ، ۰/۰۳۸)	(۰/۰۱۰ ، ۰/۰۴۱)
ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	(-۰/۰۰۷ ، ۰/۰۱۴)	(-۰/۰۱۰ ، ۰/۰۱۷)
مومنتوم	۰/۰۷۵	۰/۰۱۸	(۰/۰۴۷ ، ۰/۰۱۰۶)	(۰/۰۴۰ ، ۰/۰۱۱۳)
سودآوری	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	(-۰/۰۰۳ ، ۰/۰۰۸)	(-۰/۰۰۴ ، ۰/۰۰۹)
رشد دارایی‌ها	۰/۰۲۶	۰/۰۱۳	(۰/۰۰۳ ، ۰/۰۴۷)	(-۰/۰۰۰۳ ، ۰/۰۵۱)
اقدام تعهدی سرمایه در گردش	۰/۰۰۳	۰/۰۱۶	(-۰/۰۲۴ ، ۰/۰۳۱)	(-۰/۰۲۹ ، ۰/۰۳۶)
بحران مالی	-۰/۰۲۳	۰/۰۱۶	(-۰/۰۵۰ ، ۰/۰۰۳)	(-۰/۰۵۵ ، ۰/۰۱۰)
سرمایه‌گذاری‌ها	۰/۰۰۵	۰/۰۲۱	(-۰/۰۳۰ ، ۰/۰۴۰)	(-۰/۰۳۶ ، ۰/۰۴۶)
تعداد سهام منتشر شده	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	(-۰/۰۱۲ ، ۰/۰۱۸)	(-۰/۰۱۵ ، ۰/۰۲۱)
تامین مالی خارجی	۰/۰۲۰	۰/۰۲۵	(-۰/۰۶۱ ، ۰/۰۱۸)	(-۰/۰۷۵ ، ۰/۰۲۳)
<i>Dbar</i>	<i>DIC</i>	<i>PD</i>	<i>Dhat</i>	
-۲۵۶۹۰	-۲۱۵۴۰	۴۱۵۸	-۲۹۸۵۰	

نتایج حاصل از آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با فرض تبعیت اجزا اخلاخل لایه اول از توزیع تی، دو متغیر اندازه و مومنتوم را در سطح خطای ۵ درصد و متغیر رشد دارایی‌ها را در سطح خطای ۱۰ درصد به عنوان ناهنجاری شناسایی می‌کند. از سوی دیگر متغیرهای ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری، اقدام تعهدی سرمایه در گردش، بحران مالی، سرمایه‌گذاری‌ها و تامین مالی خارجی در سطح شرکت به عنوان ناهنجاری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شناخته نمی‌شوند.

نتایج حاصل از جداول ۲ و ۳ و ۴ یکسان نیستند. در وهله نخست نتایجی که دارای *Pd* منفی هستند حذف می‌شوند. بر این اساس نتایج مبتنی بر توزیع لاپلاس حذف می‌شود. در گام دوم نتایجی انتخاب می‌شوند که دارای معیار اطلاع انحراف کوچک‌تری باشند. بدین ترتیب نتایج حاصل از تخمین با فرض تبعیت اجزا اخلاخل لایه اول از توزیع تی بهتر از توزیع نرمال است زیرا معیار اطلاع انحراف مربوطه برابر با ۲۱۵۴۰- و کوچک‌تر از معیار اطلاع انحراف توزیع نرمال است. بدین ترتیب تنها دو متغیر اندازه و مومنتوم در سطح خطای ۵ درصد و متغیر رشد دارایی‌ها در سطح خطای ۱۰ درصد به عنوان ناهنجاری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تایید

می‌شوند. بنابراین فرضیه اول و سوم تحقیق به صورت قوی و فرضیه پنجم به صورت ضعیف تایید و بقیه فرضیه‌ها رد می‌شوند.

۹- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش حاکی از آن است که اندازه یک ناهنجاری در سطح شرکت در بازار سرمایه ایران محسوب می‌شود. این نتیجه هماهنگ با بنز (۱۹۸۱)، فاما و همکاران (۱۹۹۲)، احمد پور و همکاران (۱۳۸۶)، پورحیدری و شهبازی (۱۳۸۷)، هاشمی، صمدی و سارکیسیان (۱۳۹۰)، سعیدی و حسین زاده (۱۳۹۰)، شریعت پناهی و خسروی (۱۳۸۷) است. باین حال نتایج این مطالعات نیز به‌گونه‌ای متضاد هستند به این صورت که دو پژوهش سعیدی و حسین زاده (۱۳۹۰) و پورحیدری و شهبازی (۱۳۸۷) نشان‌دهنده رابطه مثبت بین اندازه و بازده می‌باشند در حالی که سایر مطالعات فوق‌الذکر رابطه منفی میان بازده و اندازه را تایید کرده‌اند.

از سوی دیگر متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار نیز در این پژوهش در سطح شرکت به‌عنوان ناهنجاری تایید نشد. این نتیجه تا اندازه‌ای با پژوهش عرب مازار یزدی و عرب احمدی (۱۳۹۰) که وجود رابطه میان این متغیر و بازده را نه قویاً رد و نه قویاً تایید می‌کند، سازگار است. باین حال پژوهش گریفین و لیمن (۲۰۰) و پورحیدری و شهبازی (۱۳۸۷) متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار را به‌عنوان ناهنجاری دارای رابطه منفی با بازده معرفی کردند و شریعت پناهی و خسروی (۱۳۸۷) نیز به رابطه مثبت میان نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده اشاره می‌کند که مخالف نتایج قبلی است.

دومین فرضیه تایید شده این پژوهش مربوط به متغیر مومنتوم است. نتیجه این تحقیق نشان می‌دهد که متغیر مومنتوم در سطح شرکت یک ناهنجاری محسوب می‌شود. بر این اساس سهام در بورس اوراق بهادار تهران تمایل به عملکرد گذشته خود دارند. این نتیجه با پژوهش سیدبرگ (۲۰۱۵) هماهنگ است.

یافته دیگر این پژوهش حاکی از آن است که سودآوری یک ناهنجاری در سطح شرکت محسوب نمی‌شود و ارتباطی بین سودآوری و بازده در سطح شرکت وجود ندارد. این نتیجه به‌مانند پژوهش هاشمی، صمدی و سارکیسیان (۱۳۹۰) و برخلاف نتایج اصولیان، شریف و خلیلی (۱۳۹۶) است که به ترتیب رابطه بین سودآوری عملیاتی با بازده را منفی و رابطه میان سودآوری عملیاتی بر مبنای نقد با بازده را مثبت توصیف کردند.

رشد دارایی‌ها متغیر دیگری بود که رفتار آن در این پژوهش در سطح شرکت مورد بررسی قرار گرفت و به صورت ضعیف (در سطح خطای ۱۰ درصد) به‌عنوان ناهنجاری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شناخته شد. باین حال پژوهش مشایخی، افتخاری و پروایی (۱۳۹۲) و دولو

و رحمانی (۱۳۹۲) متغیر رشد دارایی‌ها را به‌عنوان یک ناهنجاری که دارای رابطه منفی با بازده می‌باشد، معرفی کردند. از سوی دیگر اقلام تعهدی سرمایه در گردش متغیر دیگری بود که پژوهش حاضر آن را به‌عنوان یک ناهنجاری نشناخت. این نتیجه برخلاف فروغی و رهروی دستجردی (۱۳۹۵) است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که متغیر اقلام تعهدی سرمایه در گردش می‌تواند بازده آتی و رشد در بازده آتی را به‌صورت معنادار پیش‌بینی کند.

سرمایه‌گذاری، تعداد سهام منتشر شده و تأمین مالی خارجی سه متغیر دیگری هستند که در پژوهش حاضر مورد بررسی قرار گرفته‌اند و هیچ‌کدام از آن‌ها به‌عنوان ناهنجاری در سطح شرکت شناخته نشده‌اند و ارتباطی بین این متغیرها و بازده در سطح شرکت وجود ندارد. این نتیجه با پژوهش فروغی و رهروی (۱۳۹۵) سازگار است. باین‌حال پژوهش فروغی و رهروی (۱۳۹۵) ارتباط میان متغیر تأمین مالی خارجی و بازده را تأیید می‌کند که این یافته برخلاف نتیجه پژوهش حاضر مبنی بر عدم وجود ارتباط میان متغیر مذکور و بازده در سطح شرکت است. همان‌گونه که مشاهده می‌کنید اختلاف زیادی بین نتایج سایر پژوهش‌ها و همچنین این پژوهش با سایر پژوهش‌ها وجود دارد. به نظر می‌رسد این اختلافات ریشه در روش‌شناسی‌های متفاوت استفاده شده در این پژوهش دارد. همان‌گونه که پیش‌تر عنوان شده پژوهش حاضر با استدلال بر ضعف استفاده از رویکرد پورتفوبندی به سمت استفاده از اطلاعات تک‌تک شرکت‌ها حرکت کرده است. از سوی دیگر استفاده از رویکرد بیز سلسله‌مراتبی و شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیر مارکوفی استاندارد نیز با استدلال مبنی بر برتری این راهکارها بر روش‌های سنتی مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده به نظر می‌رسد پژوهش پیرامون ناهنجاری‌ها همچنان باید ادامه پیدا کند تا به یک جمع‌بندی مناسب در این حوزه دست‌یابیم.

۱۱- منابع

پورحیدری، امید، و مهدی شهبازی. (۱۳۸۷). بررسی ارتباط بین بازده بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام با بازده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه مطالعات حسابداری* ۶(۲۴): ۵۱-۳۵.

تلنگی، احمد. (۱۳۸۳). تقابل نظریه نوین مالی و مالی رفتاری، *تحقیقات مالی* ۶(۱): ۳-۲۵.

ثقفی، علی و صابر شعری. (۱۳۸۳). "نقش اطلاعات بنیادی حسابداری در پیش‌بینی بازده سهام، *فصلنامه مطالعات حسابداری*، ۸، ۸۷-۱۲۰.

خانی، عبدالله، و حمیده افشاری. (۱۳۹۱). ناهنجاری تأمین مالی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۹. **مجله تحقیقات مالی** ۲(۱۴): ۴۶-۳۱.

دولو، مریم، و علی رحمانی. (۱۳۹۲). واکاوی خلاف قاعده رشد دارایی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، **مجله مدیریت دارایی و تأمین مالی** ۱(۳): ۱۴-۱.

سعیدی، علی، و موسی حسین زاده. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر بازدهی سهام شرکت‌های تازه پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، **چشم‌انداز مدیریت مالی** ۲(۴): ۹۵-۱۱۴. شریعت پناهی، مجید، و فرمان خسروی. (۱۳۸۷). رابطه بازدهی سهام با اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت سود به قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، **فصلنامه مطالعات حسابداری** ۵(۲۰): ۸۳-۶۱.

عرب صالحی، مهدی؛ احمد گوگردچیان و پروین پورفخریان. (۱۳۹۴). تحلیل مقایسه‌ای اثر اقلام متعهدی اختیاری بر بازده سهام در شرکت‌های با رشد بالا و سایر شرکت‌ها، **فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی** ۷(۲۸): ۷۸-۵۶.

فروغی، داریوش، و علیرضا رهروی دستجردی. (۱۳۹۵). ناهنجاری‌های بازار و بازده‌های غیرعادی، **مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز** ۸(۱): ۱۵۸-۱۲۷. میانداری، حسن. (۱۳۸۹). اصالت فلسفه علم کوهن، **فصلنامه روش‌شناسی علوم انسانی** ۶۲: ۸۹-۱۱۰.

هاشمی، سید عباس؛ نرگس حمیدیان و خدیجه ابراهیمی. (۱۳۹۲). بررسی ناهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، **فصلنامه حسابداری مالی** ۱۹(۵): ۲۰-۱.

Ang, A., J. Liu, and K. Schwarz. (2010). Using stocks or portfolios in tests of factor models, **Working paper**. Columbia University.

Avramov, D., T.C., G.J., A.P. (2013). Anomalies and financial distress. **Journal of Financial Economics** 108: 139-159.

Banz, R. (1981). The relationship between return and market value of common stock. **Journal of Financial Economics** 9: 3-18.

Basu, S. (1983). The relationship between earnings 'yield, market value and return for NYSE common stocks. **Journal of Financial Economics** 12:129-156.

Campbell, J.Y. Lo, A.W, Carig Mackinlay. A. (1997), the Econometrics of Financial Markets, Princeton University Press, New Jersey.

- Cederburg, S., and M.M. Doherty. (2015). Asset-pricing anomalies at the firm level. **Journal of Econometrics** 186: 113-128.
- Cochrane, J.H. (2011). Presidential Address: Discount Rates, **Journal of Finance** 66(10): 1047-1108.
- De Bondt, W.F.M., and R.Thaler .(1985). Does the Stock Market Overreact? **The Journal of Finance** 4(3): 793-805.
- Fama, E.F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. (1970). **Journal of Finance** 25(2): 383-417.
- Fama, E.F., and K.R. French. (2008). Dissecting anomalies, **Journal of Finance** 63: 1653–1678..
- Hornby, S. (2015). Oxsord Advanced Learner's Dictionary. **Oxford University Press**, Fifth Edition.
- Harvey, R. Liou Y, Zhu H. (2015). ...and the cross section of expected return. SSRN
- Hou, Kewei, Xue, Chen and Lu Zhang. (2018). “Replicating Anomalies” **The Review of Financial Studies**, 21, 37-59
- Jegadeesh, N. Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency, **Journal of Finance**, 48. 65-091.
- Kandel, S., R. McCulloch, and R.F. Stambaugh, (1995). Bayesian inference and portfolio efficiency, **Review of Financial Studies** 8: 1–53.
- Lewellen, J., and S. Nagel. (2010). the conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies, **Journal of Financial Economics** 82, 289–314.
- Litzenberger, R.H., and K. Ramaswamy. (1979). the effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence, **Journal of Financial Economics** 7: 163–195.
- Penman, S.H., and J.L. Zhu. (2014). Accounting Anomalies, Risk, and Return. **The Accounting Review** 89: 183–196.
- Richardson, S. (2010). Accounting anomalies and fundamental analysis: A review of recent research advances. **Journal of Accounting and Economics** 50: 410-454.
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests – Part I: On past and potential testability of the theory, **Journal of Financial Economics** 4: 129–176.

- Rosenberg, B., K. Reid, and R. Lanstein. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency, **Journal of Portfolio Management** 11: 9–17.
- Sloan, R.G. (1996). Do stock prices fully reflect information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? **The Accounting Review** 71: 289–315.
- Watts, R.L., and J.L. Zimmerman. (1986). **Positive Accounting Theory**. United States of America, Prentice Hall, INC., Englewood cliffs.