The examination of accounting anomalies of Fama & French three factor model at the firm level by hierarchical Bayesian and standard Markov chain Monte Carlo simulation

Rahmat Allah Naderi Beni
Ph.D student at the Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Mehdi ArabSalehi*
Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Iraj Kazemi
Statistics Department, Faculty of Sciences, University of Isfahan, Isfahan , Isfahan, Iran

Abstract:
Anomaly is deviation from common rules. In finance; it can be defined as a pattern in the average of stock returns that is not consistent with the prevailing asset pricing models literature. For anomaly investigation, two common methods are used: portfolio approach and individual firm approach. The aim of this study is to examine accounting anomalies of Fama and French three-factor model at the individual firm level due to the weaknesses of the portfolio approach. The sample consists of 1150 firm – year (13800 firm-month) observations in Tehran Stock Exchange in the period of 2008-2017. Bayesian approach and standard Markov chain Monte Carlo simulation have been used to test hypotheses. The results of the research show that size, book value to market value, profitability, asset growth, working capital accrual items, investments, net stock issuance and external financing, cannot be interpreted as anomaly for Fama and French three factors model when the test is at the individual firm level

Keywords: Anomaly, Fama & French three factor model, Hierarchical Bayesian.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

*Mehdi_arabsalehi@acnt.ui.ac.ir

پژوهش‌های حسابداری مالی
سال یازدهم، شماره سوم، پیاپی (٤١)، پاییز ١٣٩٨
تاریخ وصول: ١٣٩٨/٠٢/٢١
تاریخ بازنگری: ١٣٩٨/٠٥/٢١
تاریخ پذیرش: ١٣٩٨/٠٦/٣٠
صص: ١١٦-٩٧

آزمون ناهنجاری‌های حسابداری مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت با استفاده از رویکرد بیز سلسله مراتبی و شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیرمارکوفی

رحمت ا...نادری بنی*، مهدی عربصالحی**، ایرج کاظمی[1]***
*دانشجوی دکترا گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
naderi470@yahoo.com
**گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
Mehdi_arabsalehi@acnt.ui.ac.ir
***گروه آمار، دانشکده علوم، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
i.kazemi@stat.ui.ac.ir

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. به منظور بررسی ناهنجاری‌ها عموماً دو رویکرد پورتفو بندی و استفاده از اطلاعات تک‌تک شرکت‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. هدف پژوهش حاضر، آزمون ناهنجاری‌های حسابداری مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت به دلیل نقاط ضعف رویکرد پورتفو بندی است. بدین منظور نمونه‌ای متشکل از ١١٥٠ مشاهده سال شرکت (١٣٨٠٠ مشاهده ماه شرکت) حذف سامانمند در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ١٣٨٧ تا ١٣٩٦ انتخاب و سپس با استفاده از رویکرد بیز سلسله مراتبی و شبیه‌سازی مونت‌کارلوی زنجیر مارکوفی استاندارد به بررسی و آزمون فرضیه‌ها پرداخته شد. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری، رشد دارایی، اقلام تعهدی سرمایه در گردش، سرمایه‌گذاری‌ها، تعداد سهام منتشره و تأمین مالی خارجی برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت به‌عنوان ناهنجاری شناخته نمی‌شوند.

واژه‌های کلیدی: ناهنجاری، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، بیز سلسله مراتبی.

---

[1]. نشانی مکاتباتی نویسندهٔ مسئول: m_arabsalehi@yahoo.com

Copyright©2019, University of Isfahan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/), which permits others to download this work and share it with others as long as they credit it, but they can't change it in any way or use it commercially
DOI: 10.22108/far.2019.117062.1465

مقدمه

در قرن بیستم، توسعهٔ بازارهای سرمایه در زمرهٔ بنیادی‌ترین دغدغه‌های بسیاری از کشورها در حوزهٔ اقتصاد بود. ریشهٔ این دغدغه و تلاش در تمایل سرمایه‌گذاران به کمینه‌کردن مخاطرات سرمایه‌گذاری و بیشینه‌کردن بازده آن باز می‌گردد. در این راستا پژوهشگران ضمن تلاش در راستای شناخت رفتار قیمت سهام درصدد برآمدند تا تغییرات بازده و عوامل مؤثر بر آن را توضیح دهند. این تلاش‌ها ضمن آنکه به ظهور فرضیهٔ بازار کارا منجر شد، به ظهور مدل‌هایی برای پیش‌بینی بازده سهام نیزکمک شایانی کرد. در این‌چنین فضایی، مدل‌های متعدد قیمت گذاری دارایی‌ها ازجمله مدل سه عاملی فاما و همکاران [۳۸] ظهور کرد؛ با این حال مدل مذکور مانند سایر مدل‌های ارائه‌شده در حوزهٔ علوم انسانی، به توضیح تمام تغییرات بازده سهام و خود بازده سهام قادر نبوده و نیست و این موضوع دستمایهٔ تلاش پژوهشگران برای بررسی عوامل مؤثر بر بازده شد. در این راستا و از دههٔ هفتاد میلادی تلاش‌ها در این زمینه سرعت گرفت و ازاین‌رو ادبیات ناهنجاری‌ها شکل گرفت.

ناهنجاری در لغت به معنای انحراف از قواعد رایج [٤٣] و در حوزهٔ مالی به الگویی در متوسط بازده سهام اطلاق می‌شود که با مدل‌های مرسوم در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها سازگاری ندارد [۳۳]. درواقع ناهنجاری‌های بازار نتیجهٔ پژوهش‌های تجربی است که با تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌ها سازگاری ندارد [۸]. بر اساس این بود که متغیرهایی بسیاری از جمله اندازه، اهرم مالی، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، جمع دارایی‌ها، تعداد سهام منتشره و ... ناهنجاری معرفی شدند. فرایند شناسایی ناهنجاری‌ها چنان با سرعت و شتاب ادامه یافت که کچران [٣٤] وضعیت مطالعات این حوزه و ناهنجاری‌های معرفی شده را به باغ وحشی از ناهنجاری‌ها تشبیه کرد. در این‌چنین فضایی برخی از پژوهشگران ازجمله هاروی و همکاران [٤٢] و سیدربرگ [۳۳] و هو و همکاران [٤٤] و پونتیف [٥٤] به ایرادات مربوط به شناسایی ناهنجاری‌ها و ضرورت بازبینی آنها پرداختند.

تردید ایجادشده از پژوهشگرانِ یادشده دربارهٔ ناهنجاری‌ها موجب شد بحث بررسی مجدد ناهنجاری‌ها از سوی این پژوهشگران مطرح شود. در این راستا برخی پژوهشگران روش‌شناسی شناخت ناهنجاری‌ها و روش‌های آماری استفاده‌شده را عامل سوگیری احتمالی در نتایج این حوزه می‌دانند [۳۳، ٤٢، ٤٤]. همچنین مطالعات انجام‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در حوزهٔ ناهنجاری‌ها گاهی نتایج متضادی ارائه کرده است که این موضوع در بخش پژوهش‌ها بررسی می‌شود؛ البته ضرورت بازنگری در مطالعات این حوزه را نشان می‌دهد. بنا بر دلایل ذکرشده، در پژوهش حاضر با بهره‌گیری از تکنیک‌های پیشرفته تخمین – بیز سلسله مراتبی و شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیر مارکوفی – و با یک رویکرد جدید – تعیین ناهنجاری‌ها در سطح شرکت و نه پورتفو – ناهنجاری‌های حسابداری مشاهده‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده‌اند. در ادامه و براساس مقدمهٔ پیش‌گفتهٔ مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش، روش‌شناسی پژوهش و مدل‌های استفاده‌شده، نتایج آماری و بحث و تحلیل دربارهٔ نتایج به‌دست‌آمده ارائه می‌شوند.

مبانی نظری و مروری بر پیشینهٔ پژوهش

در علوم طبیعی، مشاهدهٔ ناهنجاری پایدار موجب بسط نظریه‌های جدید می‌شود؛ اما در علوم انسانی این‌گونه نیست. در علوم انسانی آنچه نظریه‌ها از عهدهٔ توضیح آن بر نمی‌آیند، به‌شدت نقد می‌کنند و درنهایت نام ناهنجاری بر آن می‌نهند [۲۲]؛ ازاین‌رو در حوزهٔ مالی نیز مدل‌های ارائه‌شده برای توضیح بازده و تغییرات آن، موفقیت صددرصد کسب

نمی‌کنند و برخی از عوامل وجود دارند که در این‌گونه مدل‌ها تعبیه نشده‌اند؛ اما عوامل مذکور روی بازده تأثیر می‌گذارند. این عوامل برای مدل بررسی‌شده ناهنجاری محسوب می‌شوند [۱۶]. به عبارت دیگر، چنانچه متغیرهایی وجود داشته باشند که جایی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نداشته باشند، ولی با بازده ارتباط داشته باشند، ناهنجاری مطرح می‌شوند [۸].

ریشهٔ ناهنجاری‌ها به‌نوعی در فرضیهٔ بازار کارا جستجو می‌شود. فرضیه‌ای که نخستین بار ریاضیدان فرانسوی به نام بچیلر در سال ۱۹۰۰ ارائه کرد [۳۲]. فاما [۳۷] به بازبینی فرضیهٔ بازار کارا و تبیین شواهد مربوط به آن پرداخت. همچنین، همگام با ارائهٔ فرضیهٔ بازار کارا تلاش‌هایی برای پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌ها صورت گرفته است. یکی از مهم‌ترین مدل‌های ارائه‌شده، مدل سه عاملی فاما و فرنچ [۳۸] است؛ با این حال نقد نظری و تجربی این مدل مانند مدل‌های پیشین با سرعت گسترش یافت. در مطالعات تجربی، پژوهشگران به دنبال بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام بودند. نتیجهٔ این دسته از مطالعات سریعاً ادعای مدل پیش‌گفته را با چالش روبه‌رو کرد و به معرفی عوامل جدید مؤثر بر بازده سهام منجر شد. در این راستا بود که پژوهشگران عوامل مختلفی را ناهنجاری مدل سه عاملی فاما و فرنچ، معرفی یا آزمون کردند. ازجمله این ناهنجاری‌ها، مومنتوم [٤٥]، تعداد سهام منتشرشده [٤٩]، سودآوری [٤١]، رشد دارایی‌ها [۳۵] و بحران مالی [۳۱] هستند.

تعداد ناهنجاری‌ها با سرعت افزایش می‌یافت و این موضوع تبدیل به چالش و دغدغه در مطالعات این حوزه شد [٣٤]. در راستای این چالش جدید، هاروی و همکاران [٤٢] با بررسی ۳۱۳ مقاله منتشرشده و منتشرنشده طراز اول از سال ۱۹٦۸، تعداد ۳۱۵ ناهنجاری بررسی‌شده را شناسایی و روش‌شناسی تشخیص ناهنجاری‌ها را به‌شدت نقد کردند و خواستار به‌کارگیری معیارهای سخت‌گیرانه برای شناسایی ناهنجاری‌ها شدند و عمده ناهنجاری‌های مطرح‌شده را در طبقهٔ کشفیات نادرست قرار دادند. هو و همکاران [٤٤] نیز در مطالعهٔ خود ٤٤٧ ناهنجاری را بررسی کردند و نتیجه گرفتند تنها ۱۵ درصد این ناهنجاری‌ها یعنی ٦٧ ناهنجاری معنادارند و بقیه به دلایل متعدد ازجمله تأثیر از دادهٔ دزدی[1]، ناهنجاری معرفی شده‌اند. نتیجهٔ پژوهش هو و همکاران [٤٤] بسیاری از متغیرهای معروف مانند کیفیت اقلام تعهدی که پیشتر ناهنجاری شناخته شده بودند، از طبقهٔ ناهنجاری‌ها خارج کرد و اعتبار باقیماندهٔ متغیرها مانند اقلام تعهدی عملیاتی که همچنان در دسته ناهنجاری‌ها قرار می‌گرفتند، به شدت کاهش داد. به عقیدهٔ این پژوهشگران دلایل متعددی ازجمله روش‌های ناکارا در شناسایی ناهنجاری‌ها و داده دزدی موجب رشد تعداد ناهنجاری‌ها به نادرستی شده است. همچنین پونتیف [٥٤] نیز اعلام کرد ناهنجاری‌ها در طی زمان از بین می‌روند یا کم‌رنگ می‌شوند و این پدیده ناشی از توجه بازار به ناهنجاری‌ها پس از انتشار است؛ بنابراین بحث استفاده از رویکرد بهینه در شناسایی ناهنجاری‌ها، اجتناب از داده دزدی و احتمال کمرنگ شدن یا حذف ناهنجاری‌ها در گذر زمان در فضای مطالعات این حوزه، پررنگ و ضرورت توجه مجدد به شناخت ناهنجاری را برجسته ساخت.

در زمینهٔ رویکردهای شناسایی ناهنجاری‌ها بیان می‌شود عموماً ناهنجاری‌ها با استفاده از رویکرد مبتنی بر پورتفوی بندی[2] شناسایی می‌شوند. بلوم [۳۰] استدلال پشتوانهٔ استفاده از پورتفوی به‌جای سهام را ارائه کرد. بلوم بیان کرد استفاده از سهام موجب می‌شود تخمین بتاها با خطا همراه شود که خطای مذکور در صورت استفاده از پورتفوی حذف می‌شود.

[1] Data snoping
[2] Portfolio based approach

بر اساس این، پژوهشگران بسیاری ازجمله بلک و همکاران [۲۹]، فاما و مکبث [۳٦] و فاما و فرنچ [۳۸] از رویکرد پورتفوبندی در آزمون مدل‌های عاملی بهره جستند. در رویکرد پورتفوی بندی برای شناخت ناهنجاری، سهام براساس یک ویژگی مرتب می‌شود و سپس دهک اول و دهک آخر سهام، انتخاب و یک پورتفوی تأمینی ایجاد می‌شود. چنانچه پورتفوی به‌دست‌آمده نسبت به مدل بررسی‌شده، بازده غیرعادی کسب کند، ویژگی بررسی‌شده، یک ناهنجاری برای مدل بررسی‌شده شناخته می‌شود [۳۳]. مهم‌ترین مزیت این رویکرد، تصویری است که پورتفوی بندی برای تحلیل‌گر ایجاد می‌کند. بدین ترتیب که پورتفوی بندی به‌سادگی نشان می‌دهد چگونه متوسط بازده از پایین‌ترین تا بالاترین سطح ناهنجاری دچار نوسان می‌شود [۳۹]. با وجود این، بحث‌های مفصلی راجع به درستی یا نادرستی این رویکرد مطرح است. عموم انتقادات وارد بر رویکرد پورتفوبندی به الف) از بین رفتن الگوی خطای قیمت گذاری در سطح شرکت در صورت استفاده از پورتفو؛ ب) کاهش کارایی آزمون‌ها در صورت استفاده از پورتفو به جای سهام؛ ج) حساسیت شدید آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌ها به نحوهٔ انتخاب پورتفوها و د) استفاده‌نکردن بهینه از اطلاعات باز می‌گردد. در این راستا میلر و شولز [۵۲] در پژوهشی با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی‌شده، اعلام کردند الگوی خطای قیمت‌گذاری در سطح شرکت در صورت استفاده از پورتفو از بین می‌رود و این خطا در سطح پورتفو کشف‌شدنی نیست. رال [۵۵] در پژوهشی با نام «نقد آزمون‌های تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌ها» بیان کرد فرایند پورتفوبندی می‌تواند مؤید یک تئوری یا مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها باشد؛ در حالی که الگوی مذکور اساساً نادرست است. این خطا از آن رو رخ می‌دهد که رفتار بازده سهام می‌تواند در فرایند شکل‌گیری پورتفوها مخدوش شود و باوجود مشاهدهٔ رابطه کاملاً خطی در پورتفوها، رابطهٔ مذکور در سطح هر سهم آنگونه نباشد. لیتز نبرگ و راماسوای [۵۰] نیز از کاهش کارایی آزمون‌ها در صورت استفاده از رویکرد پورتفوی بندی به‌جای شرکت‌ها خبر دادند. گرویر و جانمت [٤٠] به‌صورت تجربی نشان دادند خطای قیمت‌گذاری در سطح شرکت در سطح پورتفو از بین می‌رود؛ به گونه‌ای که حتی هنگامی که مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارای قدرت توضیح دهندگی برای تک‌تک شرکت‌ها نیست، می‌تواند به صورت کامل بازده مورد انتظار پورتفوها را توضیح دهد. استفاده از پورتفو می‌تواند یک مدل قیمت گذاری دارایی بد را موجه نشان دهد و برعکس استفاده از پورتفو می‌تواند یک مدل قیمت‌گذاری دارایی خوب را بد نشان دهد.

لو و مککینالی [۵۳] نیز بیان کردند رویکرد پورتفوبندی با خطای قیمت‌گذاری گذشته همبسته است و این موضوع باعث رد بیش از حد مدل می‌شود؛ در صورتی که ممکن است مدل صحیح باشد. صرف‌نظر از اینکه یک مدل قیمت‌گذاری در سطح شرکت خوب یا بد است، مدل مذکور می‌تواند در سطح پورتفو خوب یا کاملاً بد باشد. کاندل و استامبگ [٤٧] نیز بیان کردند الگوهای خطای قیمت‌گذاری در سطح شرکت در رویکرد پورتفوی بندی تحریف می‌شوند. برک [۲۸] نیز نشان داد افزایش تعداد پورتفوها موجب کاهش توان توضیح دهندگی یک مدل قیمت‌گذاری دارایی درون هر پورتفو شود. کان [٤٦] نیز اینگونه نتیجه‌گیری کرد که توان توضیح‌دهندگی یک مدل قیمت‌گذاری دارایی درون و بین پورتفوها اطلاعات مفیدی دربارهٔ توان توضیح‌دهندگی مدل مذکور در سطح شرکت ارائه نمی‌کند. این موضوع به‌طور ضمنی به این معنا است که مطالعات تجربی که از پورتفوبندی استفاده می‌کنند ارزش ندارند و نمی‌توان از آن چیزی آموخت [٤٦].

همچنین فاما و فرنچ [۳۹] به این نتیجه رسیدند که در رویکرد پورتفوی بندی، بازده با استفاده از وزن‌های مساوی ممکن است از سهام خرد و نه حتی کوچک تأثیر بگیرد که البته می‌توان این مشکل را با استفاده از بازده‌های وزنی مبتنی بر ارزش حل کرد؛ با این حال باوجود آنکه مشکل سهام خرد حل می‌شود، ممکن است پورتفوی تأمینی جدید شکل‌گرفته به شدت از سهام بزرگ تأثیر بگیرد و تصویر ناصحیح از اهمیت ناهنجاری بررسی‌شده ارائه کند. فاما و فرنچ [۳۹] در انتقادی دیگر اعلام کردند الگوهای خطای قیمت‌گذاری در سطح شرکت در رویکرد پورتفوی بندی تحریف می‌شوند و بدین ترتیب ناهنجاری‌های موجود در سطح پورتفوی الزاماً نشان‌دهندهٔ ناهنجاری برای تک‌تک اوراق بهادار عضو پورتفوی نیست. کمپل [۳۱] نیز بیان کرد استنتاج‌های صورت‌گرفته در آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌ها به‌شدت از انتخاب پورتفوی آزمون تأثیر می‌گیرد. سیدربرگ[۳۳] نیز به طرح این موضوع پرداخت که گروه‌بندی شرکت‌ها و نیز تلفیق بازده‌ها موجب از بین رفتن اطلاعات می‌شود. به عقیدهٔ او، فرایند پورتفوبندی می‌تواند موجب تحریف حقایق دربارهٔ صحت مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها و تبعاً الگوی مقطعی بازده‌های غیرعادی و تشخیص ناهنجاری‌های مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها شود. فاما و فرنچ [۳۹] در ادامه این موضوع را طرح کرد که استفاده از رویکرد پورتفوبندی در تشخیص ناهنجاری‌ها موجب می‌شود تنها از ۲۰ درصد داده‌ها استفاده شود و ۸۰ درصد داده‌ها استفاده نشوند.

درنهایت انگ و همکاران [۲۵] در پژوهشی با نام «استفاده از سهام یا پورتفو در آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌ها» به بررسی تحلیلی و تجربی موضوع انتخاب رویکرد پورتفوبندی یا سهام پرداختند. پژوهشگران درنهایت به‌صورت تحلیلی و تجربی نشان دادند انگیزهٔ پژوهشگران در استفاده از پورتفو به جای سهام ناصحیح بوده است. به عقیدهٔ این پژوهشگران، پورتفوبندی با کاهش پراکندگی مقطعی بتاها موجب از دست رفتن اطلاعات و درنتیجه کاهش شدید کارایی آزمون‌ها می‌شود؛ از این رو استفاده از اطلاعات تک‌تک شرکت‌ها به جای استفاده از پورتفو در مطالعات این حوزه به‌شدت توصیه می‌شود [۲۵، ۲۶].

افزون بر بحث مربوط به ایرادهای وارد بر رویکرد پورتفوبندی و پیشنهاد استفاده از اطلاعات در سطح شرکت برای تعیین ناهنجاری‌های مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، روش تخمین استفاده‌شده برای تعیین ناهنجاری‌ها نیز حائز اهمیت است. روش‌هایی که عموماً برای برآورد مدل‌ها استفاده می‌شوند، روش‌های برآورد کلاسیک رگرسیون است که پیش‌فرض اصلی آنها مجانبی‌بودن آنهاست که باعث می‌شود به دقت برآورد آنها در نمونه‌های کوچک تردید شود [۳]. لیولن و همکاران [۴۹] نیز معتقدند روش تخمین حداقل مربعات معمولی[1] دارای مشکل است و بیان می‌کنند روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[2] مشکل کمتری نسبت به روش حداقل مربعات معمولی دارد؛ اما این روش نیز همچنان مشکل‌ساز است و مفروضات تسهیل‌کننده‌ای دارد که با دنیای واقع اختلاف دارد [۴۸]. یک روش جایگزین که در راستای تعیین ناهنجاری‌های مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها استفاده می‌شود روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] است [۲۵]. نقطه قوت این روش این است که این استراتژی تخمین، نیازمند مفروضات توزیعی[4] قوی نیست [۵۴]؛ با این حال، این روش نیز در زمرهٔ روش‌های کلاسیک تخمین است و از کاستی‌های آنها رنج می‌برد [۳۳]. نقاط ضعف دیگر رگرسیون کلاسیک مفروضات مربوط به پسماندها است که ممکن است با واقعیت اختلاف

[1] Ordinary least square(OLS)
[2] Generalized least square (GLS)
[3] Generalized method of moments (GMM)
[4] Distributional assumption

زیادی داشته باشد [٢٦]. علاوه بر موارد گفته‌شده، وجود متغیرهای پنهان[1] در برخی از مدل‌های پژوهش، استفاده از روش‌های کلاسیک تخمین را غیرممکن یا بسیار پیچیده می‌کند. به همین دلایل استفاده از مدل بندی بیزین برای تشخیص ناهنجاری‌ها بسیار سودمند است [٣٣].

در ایران مطالعات تجربی دربارهٔ ناهنجاری‌ها و عوامل مؤثر بر بازده از دهه ۸۰ آغاز شد. ثقفی و سلیمی [٨] در پژوهشی اثر متغیرهای بنیادی حسابداری را بر بازده سهام بررسی کردند. نتیجهٔ پژوهش این پژوهشگران تأیید اثر سودآوری و رشد دارایی‌ها بر بازده غیرعادی بود. همچنین خوش‌طینت و اسماعیلی [١١] در پژوهشی دریافتند رابطهٔ مستقیم ولی ضعیف بین کیفیت سود و بازده سهام وجود دارد. پورحیدری و شهبازی [٣] با استفاده از روش پورتفوبندی دریافتند اندازهٔ شرکت روی بازده، اثر مثبت و متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار روی بازده سهام اثر منفی دارد. برخلاف پورحیدری و شهبازی [٣]، شریعت پناهی و خسروی [١٥] دریافتند ناهنجاری اندازهٔ شرکت دارای رابطهٔ منفی با بازده سهام و ناهنجاری ارزش دفتری به ارزش بازار دارای اثر مثبت روی بازده است.

رحمانی و سرهنگی [١٣] به تأیید ناهنجاری مومنتوم در دوره‌های کوتاه‌مدت کمتر از ۳ ماه و رد ناهنجاری معکوس در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. سعیدی و حسین‌زاده [١٤] نیز در پی یک پژوهش تجربی دریافتند اندازه و نسبت قیمت به سود پس از عرضهٔ اولیه بر بازده اثرگذارند. ناهنجاری جدید تأمین مالی و نابهنجاری سرمایه‌گذاری در پژوهش خانی و افشاری [٩] تأیید شد و در ادامه، دولو و رحمانی [١٢] در پژوهشی با نام «واکاوی خلاف قاعده رشد دارایی» با استفاده از رویکرد پورتفوبندی، وجود ناهنجاری رشد دارایی‌ها را تأیید کردند و وجود ناهنجاری خالص دارایی‌های عملیاتی را تأیید نکردند.

همچنین هاشمی و همکاران [٢٤] در پژوهشی با نام «بررسی ناهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» وجود ناهنجاری اقلام تعهدی به‌صورت وجود رابطهٔ منفی معنادار میان اقلام تعهدی و بازده غیرعادی آتی در بورس اوراق بهادار تهران را تأیید کردند. کرمی و مرشدزاده [٢٠] پیرو پژوهش پیش‌گفته وجود ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری عایدات را در بورس اوراق بهادار تهران تأیید کردند.

در ادامه، عرب صالحی و همکاران [١٦] و کربلایی و همکاران [١٩] ضمن تأیید ناهنجاری اقلام تعهدی اختیاری این موضع را تبیین کردند که حساسیت بازده به این ناهنجاری در شرکت‌های با رشد بالا نسبت به سایر شرکت‌ها بیشتر است. تقیان و فرید [٦] نیز در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که به‌کارگیری ناهنجاری مومنتوم، زمانی بیشترین بازده را دارد که از مومنتوم ٦ ماهه به جای مومنتوم سه‌ماهه و سالانه استفاده شود. درنهایت، خانی و آذرپور [١٠]، ناهنجاری سرمایه‌گذاری نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ را آزمون و تأیید کردند. تشرفی و رحمانی [٥] ناهنجاری برگشت قیمت بلندمدت سهام را تأیید کردند؛ به گونه‌ای که بازده ماهانه پورتفوهای بازنده به‌صورت معنادار بیشتر از پورتفوهای برنده است. بخردی نسب و زولانژاد [٢] نیز وجود ناهنجاری مومنتوم را در بورس اوراق بهادار تهران، تأیید و بیان کردند این ناهنجاری بر کیفیت سود تأثیر می‌گذارد.

بررسی مطالعات حوزهٔ ناهنجاری‌ها در بورس اوراق بهادار تهران بیان‌کنندهٔ نوعی اختلاف بین نتایج

---

[1] Latent variable

۲- متغیر پنهان به متغیری گفته می‌شود که به‌تنهایی مشاهده‌پذیر نیست؛ اما می‌توان آن را با الگوی ریاضی و سایر متغیرهایی استنتاج کرد که مشاهده‌پذیر هستند.

و همچنین روش‌های استفاده‌شده برای کشف ناهنجاری‌ها است. این اختلافات علاوه بر مشکلات روش‌شناختی پیش‌گفته خلأ یک پژوهش و رویکرد جدید دربارهٔ کشف ناهنجاری‌های احتمالی را نشان می‌دهد. بر اساس این، پژوهش حاضر درصدد بررسی این موضوع است که آیا ناهنجاری‌های رایج هنگامی که در سطح شرکت با استفاده از مدل‌های ترکیبی بررسی می‌شوند، ناهنجاری شناخته می‌شوند یا خیر.

فرضیه‌های پژوهش

براساس موارد پیش‌گفته و نظر به اختلاف میان نتایج پژوهش‌های مختلف و خلأ بهره‌گیری از تکنیک‌های جدید، فرضیه‌هایی به شرح زیر مطرح می‌شوند. شایان ذکر است علت انتخاب متغیرهای زیر برای بررسی، رواج آنها در ادبیات ناهنجاری‌ها و تعلق آنها به گروه ناهنجاری‌های حسابداری است.

ناهنجاری‌های بررسی‌شده در این پژوهش در طبقهٔ ناهنجاری‌های حسابداری قرار می‌گیرند و به ترتیب شامل ۱- اندازه؛ ۲- ارزش دفتری به ارزش بازار؛ ۳- سودآوری؛ ٤- رشد دارایی‌ها؛ ٥- اقلام تعهدی سرمایه در گردش؛ ٦- سرمایه‌گذاری‌ها؛ ۷- تعداد سهام منتشرشده و ۸- تأمین مالی خارجی‌اند. بر اساس این، فرضیه‌ها به شرح زیر ارائه می‌شوند:

فرضیه ۱- اندازهٔ یک ناهنجاری برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت است.

فرضیه ۲- نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار یک ناهنجاری برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت است.

فرضیه ۳- سودآوری، یک ناهنجاری برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت است.

فرضیه ٤- رشد دارایی‌ها یک ناهنجاری برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت است.

فرضیه ٥- اقلام تعهدی سرمایه در گردش، یک ناهنجاری برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت است.

فرضیه ٦- سرمایه‌گذاری‌ها یک ناهنجاری برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت است.

فرضیه ۷- تعداد سهام منتشره، یک ناهنجاری برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت است.

فرضیه ۸- تأمین مالی خارجی، یک ناهنجاری برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش، توصیفی و از نوع پژوهش‌های پس رویدادی است که مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است و با روش استقرایی به کل جامعهٔ آماری تعمیم‌پذیر خواهد بود. همچنین این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی است؛ به دلیل اینکه نتایج حاصل از این پژوهش می‌توانند در فرایند تصمیم‌گیری استفاده شوند. در این پژوهش از مدل‌های رگرسیونی چندمتغیره، بیز سلسله مراتبی و شبیه‌سازی مونت کارلو استاندارد زنجیره مارکوفی[1] برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها استفاده شده است. شایان ذکر است برنامه‌نویسی‌های لازم در نرم‌افزار وین باگز[2] انجام شده است. جامعهٔ آماری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹٦ است. برای تعیین نمونه از روش حذف سامانمند استفاده شده است. شایان ذکر است به سبب اینکه برای محاسبهٔ برخی متغیرها داده‌های مربوط به دو سال قبل مورد نیاز است، شرکت‌های بررسی‌شده باید در انتهای سال ۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند تا بتوان

[1] standard Markov chain Monte Carlo simulatin
[2] Winbugs

متغیرهای مدنظر را برای سال ۱۳۸۷ محاسبه کرد. نمونهٔ انتخابی شامل شرکت‌هایی است که دارای شرایط زیر بوده‌اند:

- شرکت‌های صنایع واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها به دلیل ماهیت متفاوت عملیات آنها، نباید جزء نمونهٔ انتخابی باشند.
- به‌منظور جلوگیری از ناهمگن‌شدن نمونه، سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند هر سال باشد.
- اطلاعات صورت‌های مالی آنها به‌طور سالانه به‌طور کامل و پیوسته دردسترس باشد.
- معاملات سهام آنها طی دورهٔ پژوهش، بیش از سه ماه متوالی در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.
- در طول قلمروی زمانی پژوهش پایان سال مالی آن تغییر نکند.
- در خلال سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹٦ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشد.
- ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی نباشد.

با توجه به موارد گفته‌شده، تعداد مشاهدات به‌دست آمده ۱۳۸۰۰ ماه شرکت (۱۱۵ شرکت طی ۱۰ سال) به شرح جدول ۱ است.

جدول ۱. نحوهٔ انتخاب نمونه

شرح	تعدادشرکت
شده در بورس اوراق بهادار تهران در انتهای سال ۸۵تعداد شرکت‌های پذیرفته	٤٥٢
محدودیت‌ها:	
شرکت‌هایی که سال مالی آنها پایان اسفند نیست.	۹۷
شرکت‌هایی که جزء صنعت سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و واسطه‌گرهای مالی طبقه‌بندی می‌شوند.	٤٤
شرکت‌هایی که اطلاعات مالی آنها به‌طور کامل و پیوسته دردسترس نیستند.	۱۲۰
شرکت‌هایی که معاملات سهام آنها طی دورهٔ پژوهش، بیش از شش ماه (غیرمتوالی) در بورس اوراق بهادار تهران متوقف شده‌اند.	٥۳
شرکت‌هایی که در خلال دورهٔ بررسی‌شده، پایان سال مالی تغییر می‌کند.	۲۰
شرکت‌هایی که ارزش حقوق صاحبان سهام آنها منفی بوده است.	۳
تعداد شرکت‌های باقیمانده:	۱۱٥

مدل‌های پژوهش

فرضیه‌های پژوهش بیان می‌کنند مدل سه عاملی فاما و فرنچ دارای ناهنجاری‌های متعدد است. به منظور آزمون فرضیه‌ها، ابتدا مدل سه عاملی فاما و فرنچ [۳۸] به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

رابطه(۱)
$$E[r_{i,t}] = \beta_i E[r_{m,t}] + s_i E[SMB_{m,t}] + h_i E[HML_{m,t}]$$

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

رابطه (۲)
$$E_{t-1}[r_{i,t}] = \beta_{i,t} E_{t-1}[r_{m,t}] + s_i E_{t-1}[SMB_{m,t}] + h_i E_{t-1}[HML_{m,t}]$$

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

رابطه (۳)
$$E_{t-1}[\alpha_{i,t}] = E_{t-1}[r_{i,t}] - \beta_{i,t} E_{t-1}[r_{m,t}] - s_i E_{t-1}[SMB_{m,t}] - h_i E_{t-1}[HML_{m,t}]$$

در صورتی که مدل سه عاملی فاما و فرنچ صادق باشد، باید مقدار آلفا برای تمامی سهام‌ها برابر صفر شود. به بیان دیگر انتظار می‌رود مقدار آلفا با استفاده از رگرسیون مقطعی زیر در سطح شرکت‌ها پیش‌بینی شود:

$$\alpha_{i,t} = \delta_{t,0} + \delta_{t,1} x_{i,t} + \eta_{i,t} \qquad \text{رابطه (٤)}$$

که در آن $x_{i,t}$ بیان‌کنندهٔ هر یک از ناهنجاری‌ها است که این ناهنجاری‌ها عبارت‌اند از: اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری، رشد دارایی، اقلام تعهدی سرمایه در گردش، سرمایه‌گذاری‌ها، تعداد سهام منتشره و تأمین مالی خارجی.

با وجود این، تحلیل رگرسیون مقطعی بیان‌شده در رابطه ٤ با تأثیر از این واقعیت پیچیده می‌شود که متغیر وابستهٔ این مدل یک متغیر پنهان است. برای رفع این پیچیدگی باید مدل یا مدل‌هایی برای آزمون رابطهٔ بیان‌شده در مدل ٤ ایجاد کرد؛ ازاین‌رو در این پژوهش یک سیستم معادلات پیشنهاد می‌شود که در آن به‌طور هم‌زمان مقدار آلفا مدل‌بندی شود و رابطهٔ مقطعی بین آلفای شرکت و ویژگی‌های شرکت تحلیل شود. بدین منظور کل دورهٔ پژوهش به دوره‌های یک‌ساله با شاخص $\boldsymbol{y}$ و زیر دوره‌های ماهانه با شاخص $\boldsymbol{t}$ تقسیم می‌شوند و مدل‌های ٥ تا ٧ ارائه می‌شوند.

$$\boldsymbol{R_{i,t,y}} = \alpha_{i,y} + \beta_{i,y}[r_{m,t,y}] + s_{i,y}[SMB_{m,t,y}] + h_{i,y}[HML_{m,t,y}] + \epsilon_{i,t,y} \quad \epsilon_{i,t,y} \sim N(0,\sigma^2_{\,i,y}) \qquad \text{رابطه(٥)}$$

$$\alpha_{i,y} = \boldsymbol{x_{i,y}}\boldsymbol{\sigma_y} + \eta_{i,y} \quad \eta_{i,y} \sim N(0,\sigma^2_{\,\alpha,y}) \qquad \text{رابطه(٦)}$$

$$\boldsymbol{\sigma}_{\boldsymbol{y}} = \bar{\sigma} + \boldsymbol{v_y} \quad v_y \sim MVN(0,V) \qquad \text{رابطه(٧)}$$

که در روابط یادشده، $\boldsymbol{R_{i,t,y}}$ بیان‌کنندهٔ بازده مازاد سهام $\boldsymbol{i}$ در ماه $\boldsymbol{t}$ از دوره $\boldsymbol{y}$ و همچنین $\boldsymbol{r_{m,t,y}}$ بیان‌کنندهٔ بازده مازاد بازار در ماه $\boldsymbol{t}$ از دوره $\boldsymbol{y}$، $SMB_{m,t,y}$ عامل اندازه در ماه $\boldsymbol{t}$ از دوره $\boldsymbol{y}$، $HML_{m,t,y}$ عامل ارزش در ماه $\boldsymbol{t}$ از دوره $\boldsymbol{y}$، $\alpha_{i,y}$ و $\boldsymbol{\sigma_y}$ متغیرهای پنهان و درنهایت $\boldsymbol{x_{i,y}}$ برداری شامل یک جزء ثابت به علاوهٔ ویژگی‌های قابل مشاهدهٔ شرکت در ابتدای دوره $\boldsymbol{y}$ هستند.

رابطهٔ شماره ٥ یک رگرسیون سری زمانی برای هر سهم $\boldsymbol{i}$ در هر دوره $\boldsymbol{y}$ است. بدین ترتیب این فضا ایجاد می‌شود که آلفا و بتای شرکت در هر سال تغییر کند. در رابطه ٦، $\boldsymbol{\sigma_y}$ به اندازه‌گیری روابط سال‌به‌سال بین آلفا و ویژگی‌های شرکت با استفاده از یک رگرسیون مقطعی می‌پردازد. چنانچه مدل قیمت‌گذاری مورد آزمون – مدل سه عاملی فاما و فرنچ – صادق باشد، آلفای سال شرکت نباید با ویژگی‌های شرکت ارتباطی داشته باشد؛ با این حال ممکن است در یک سال بازده غیرعادی به‌طور اتفاقی با ویژگی‌های شرکت در ارتباط باشد. برای بررسی وجودداشتن یا نداشتن یک رابطهٔ سیستماتیک بین ویژگی‌های شرکت و آلفا در طی کل دورهٔ آزمون، یک لایهٔ اضافی به سلسله مراتب مدل اضافه می‌شود که لایهٔ مذکور در رابطهٔ شماره ٧ نشان داده شده است. چنانچه $\bar{\sigma}$ در رابطه ٧ برابر با صفر باشد، وجود رابطه بین متغیر بررسی‌شده و آلفا رد می‌شود. این موضوع بدین معنا است که متغیر بررسی‌شده، ناهنجاری محسوب نمی شود. برعکس چنانچه $\bar{\sigma}$ مخالف صفر باشد، یعنی رابطهٔ سیستماتیک بین متغیر بررسی‌شده و آلفا وجود دارد و بدین ترتیب متغیر بررسی‌شده، ناهنجاری در سطح شرکت شناخته می‌شود. شایان ذکر است سیستم معادلات یادشده با استفاده از تکنیک‌های شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیر مارکوفی استاندارد برآورد شده است که در آن ١٥٠٠٠ مرتبه مدل، اجرا و نتایج حاصل از ٥٠٠٠ مرتبهٔ نخست، حذف و نتایج حاصل از ١٠٠٠٠ مرتبه دوم مبنای تحلیل نتایج قرار گرفته‌اند. همچنین در این پژوهش برای توزیع احتمال خطای سطح اول مدل حسب نیاز از توزیع احتمال نرمال[1]، تی[2] و لاپلاس[3] و

1-Normal
2 T
3 Laplace

به‌منظور تعیین نتایج بهینه از معیار اطلاع انحراف[1] و تابع جریمه[2] استفاده شده است. نیز دو نمودار برای مشخص‌کردن وجود همگرایی در الگوریتم نمونه‌گیری گیبز با نرم‌افزار اُپن‌باگز به‌صورت زیر ارائه شده که در این پژوهش استفاده شده‌اند:

الف) نمودار چگالی تابع توزیع پسین: در صورت همگراشدن، نمودارهای توزیع پسین، شکلی هموار دارند و اگر این نمودارها دارای برآمدگی متعدد باشند یا در نقطه‌ای خاص بیشترین احتمال را داشته باشند، همگرایی رخ نداده است.

ب) نمودار اثر: نمودار اثر، مقادیر پارامتر را تابعی از اندازهٔ نمونه رسم می‌کند. در صورت وجود روند مشخص در این نمودار، همگرایی صورت نگرفته است؛ اما اگر روند به‌صورت تصادفی باشد، همگرایی انجام شده است.

نحوهٔ محاسبهٔ متغیرهای پژوهش

متغیرهای استفاده‌شده در پژوهش حاضر شامل متغیر وابسته، متغیرهای مستقل‌اند که در ادامه نحوهٔ محاسبه هر یک از آنها توضیح داده خواهد شد.

متغیر وابسته

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

متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل پژوهش عبارت‌اند 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. شایان ذکر است در این پژوهش از شاخص کل قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران برای محاسبهٔ 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. همچنین در این پژوهش از نرخ سود اوراق مشارکت ایران به‌عنوان معیار نرخ بازده بدون ریسک استفاده شده است. به سبب اینکه بانک مرکزی این نرخ را هر ساله اعلام می‌کند و به‌طور عمده به‌صورت فصلی پرداخت می‌شود، می‌توان نرخ بازده ماهانهٔ بدون ریسک را با استفاده از رابطه ۸ محاسبه کرد.

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

عامل اندازه: عبارت است از تفاوت بین میانگین موزون بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ است. شایان ذکر است برای محاسبهٔ میانگین موزون بازده سهام باید به شرکت‌ها وزن داده شود و براساس مدل اصلی سه عاملی فاما و فرنچ برای وزن‌دهی از اندازهٔ شرکت‌ها (ارزش بازار حقوق صاحبان سهام) استفاده می‌شود.

رابطه (۹)
$$SMB = \frac{(SL+SM+SH)}{3} - \frac{(BL+BM+BH)}{3}$$

که در آن:

SL: میانگین بازده شرکت‌هایی که ازنظر اندازه کوچک‌اند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است.

SM: میانگین بازده شرکت‌هایی که ازنظر اندازه کوچک‌اند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است.

SH: میانگین بازده شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک‌اند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است.

1 DIC
2 Pd

BL: میانگین بازده شرکت‌هایی که ازنظر اندازه بزرگ‌اند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است.

BM: میانگین بازده شرکت‌هایی که ازنظر اندازه بزرگ‌اند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است.

BH: میانگین بازده شرکت‌هایی که ا نظر اندازه بزرگ‌اند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است.

عامل ارزش (*HML*): عبارت است از تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین که با *HML* نشان داده می‌شود.

رابطه(۱۰)
$$HML = \frac{(SH + BH)}{2} - \frac{(SL + BL)}{2}$$

که متغیرهای آن در رابطه ۹ تعریف شده است.

دفتری به ارزش بازار، سودآوری، رشد دارایی، اقلام تعهدی سرمایه در گردش، سرمایه‌گذاری‌ها، تعداد سهام منتشره و تأمین مالی خارجی هستند که به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

اندازه[1] (Size): عبارت است از لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام که ارزش بازار حقوق صاحبان سهام با حاصل‌ضرب قیمت هر سهم در تعداد سهام در دست سهامداران به دست آمده است.

ارزش دفتری به ارزش بازار[2] (BM): عبارت است از لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام

سودآوری[3] (ROE): عبارت است از تقسیم سود خالص بر حقوق صاحبان سهام

رشد دارایی[4] (AG): عبارت است از حاصل تقسیم تغییرات دارایی طی دوره بر دارایی اول دوره

اقلام تعهدی[5] سرمایه در گردش (ACC): با استفاده از مدل ۹ محاسبه شده است.

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

که در آن:

$\boldsymbol{Acc_{i,t}}$: اقلام تعهدی شرکت i در سال t

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

$\boldsymbol{\Delta lct_{i,t-1}}$: تغییرات بدهی جاری[6] از سال t-2 به سال t-1

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

$\boldsymbol{\Delta dlc_{i,t-1}}$: تغییرات بدهی‌های جاری بهره دار[7] از سال t-2 به سال t-1

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

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

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

[1] Size
[2] Book to Market
[3] Profitability
[4] Asset Growth
[5] Accruals
[6] the change in current liabilities
[7] the change in debt in current liabilities

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

تعداد سهام منتشرشده (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

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

پس از گردآوری داده‌ها و محاسبهٔ متغیرهای پژوهش، در این قسمت نتایج مربوط به تجزیه‌وتحلیل فرضیه‌ها ارائه شده است. در ادامه، ابتدا آماره‌های توصیفی متغیرهای استفاده‌شده در مدل‌های پژوهش در نگاره (۱) ارائه شده‌اند.

نگاره ۱- آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
بازده مازاد شرکت	$R_{i,t,y}$	۰/۰۱٦	۰/۰۱	-۰/٤۹	۱
بازده مازاد بازار	r_m	۰/۰۰٦	۰/۰۰۹	-۰/۲۲۹	۰/۱۷۱
عامل اندازه	*SMB*	۰/۱۰٤	۰/۵۹۱	-۱/۱٤	۳/۸۸
عامل ارزش	*HML*	۰/۱٦٦	۰/۹٤۵	-٤/۱٦	۳/۵۲
اندازه	*Size*	۲٦/٦	٤/۵	۱٦/۱۱	۳۲
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	*B/M*	۰/۵۲	۰/٤۳	-۵/۸۸	٤/۳٤
مومنتوم	*MOM*	-۰/۰۰۱	۰/۰۳	-۱۰/۵۷	۱۰/۵۸
سودآوری	*ROE*	۰/۲۱	۰/۰۵	-۷۲/٦۹	۲۸/۲۹
رشد دارایی‌ها	*AG*	۰/۱٦٦	۰/۰٤۷	-۰/٤۷	۲/۲۷
اقلام تعهدی سرمایه در گردش	ACC_{wc}	۰/۰۹٤	۰/۰۵	-۰/۵۰۸	۱/٤۸
بحران مالی	*OS*	۰/۷۷	۰/۱۹	۰	۱
سرمایه‌گذاری	*IN*	۰/۰٤۵	۰/۰۲	-۰/٤٦۸	۲/۳۱٤
تعداد سهام منتشره	*NS*	۰/۱۵۹	۰/۰۳	۰	۲/۸۳
تأمین مالی خارجی	*EF*	۰/۰٤۰	۰/۰۲	-۰/٤۸۹	۰/۸٤۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در نگاره (۱) آمار توصیفی مربوط به داده‌ها ارائه شده است. ارائهٔ آمار توصیفی در راستای آشنایی با رفتار متغیرها و همچنین برآورد سیستم معادلات و تجزیه‌وتحلیل نتایج صورت می‌گیرد. نگاره (۱) آمار توصیفی متغیرهای آزمون‌شده شامل برخی شاخص های مرکزی و پراکندگی را برای نمونه‌ای متشکل از ۱۳۸۰۰ مشاهده در فاصلهٔ زمانی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹٦ نشان می‌دهد.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

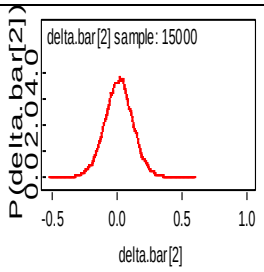
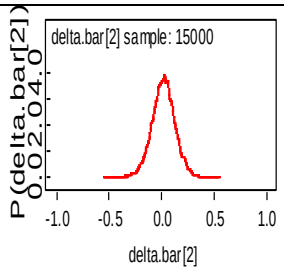
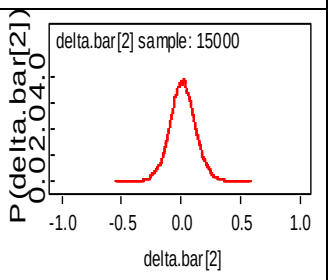
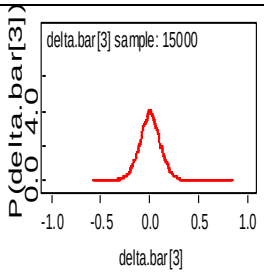
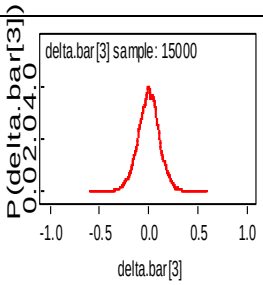
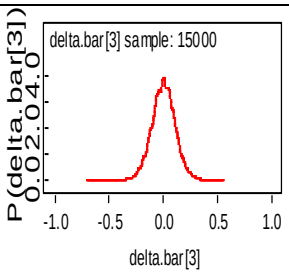
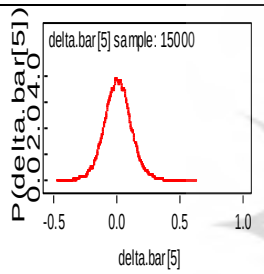
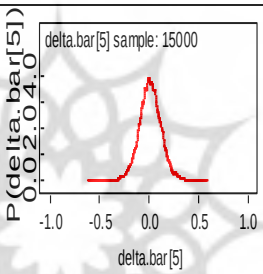
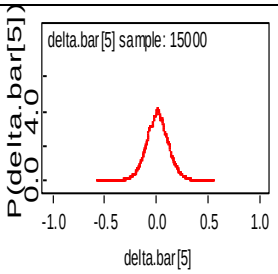
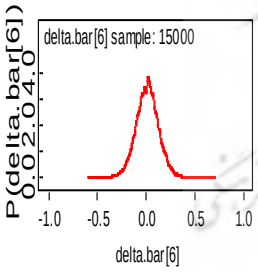
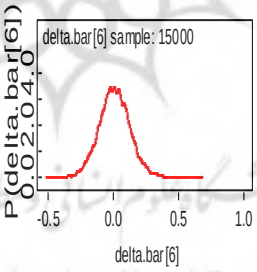
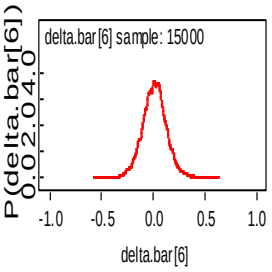
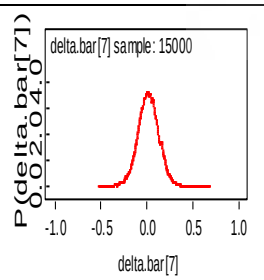
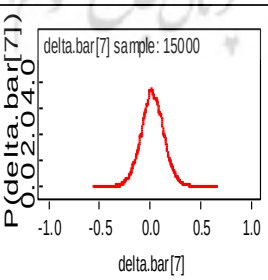
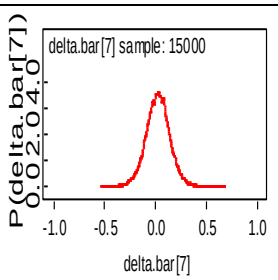
همان‌گونه که پیش‌تر بیان شد به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش یک سیستم معادلات سه سطحی برآورد می‌شود که هدف آن، برآورد $\bar{\sigma}$ در لایهٔ سوم سیستم معادلات بود. نتایج حاصل از این تخمین در نگاره (۲) ارائه می‌شوند:

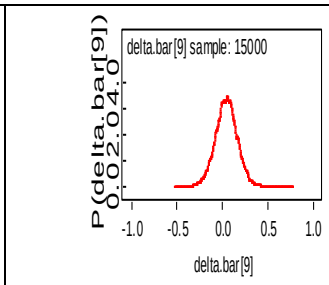
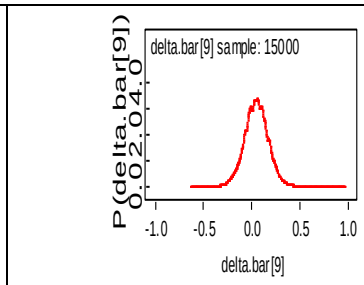
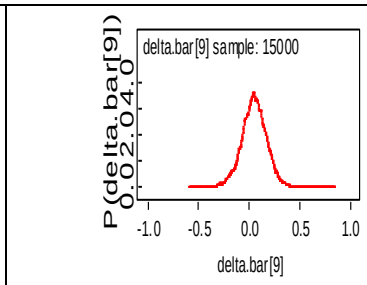
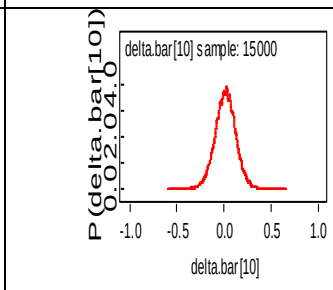
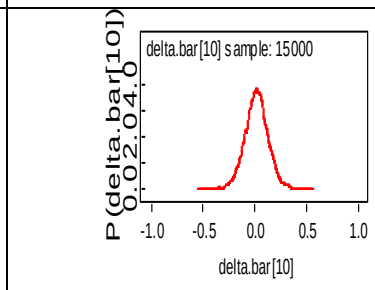
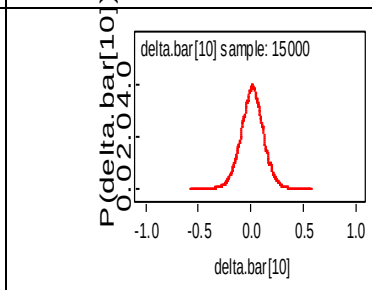
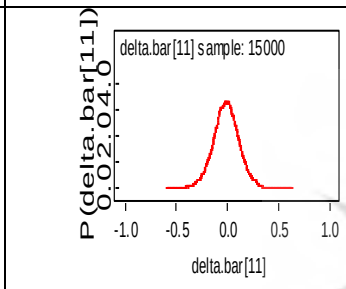
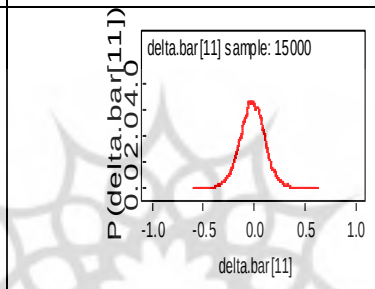
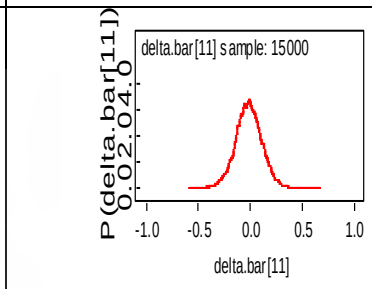
نگاره ۲- برآورد $\bar{\sigma}$ در لایهٔ سوم سیستم معادلات در مدل سه عاملی فاما و فرنچ

متغیر / مدل	فرض نرمال‌بودن اجزا اخلال لایهٔ اول مدل	فرض تی‌بودن اجزا اخلال لایهٔ اول مدل	فرض لاپلاس‌بودن اجزا اخلال لایهٔ اول مدل
اندازه	۰/۰۱۱**	۰/۰۱۰	۰/۰۱۳
ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۰
سودآوری	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷
رشد دارایی‌ها	۰/۰۰۹	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶
اقلام تعهدی سرمایه در گردش	۰/۰۱۹	۰/۰۱۸	۰/۰۱۲
سرمایه‌گذاری‌ها	۰/۰۴۴	۰/۰۴۴	۰/۰۳۹
تعداد سهام منتشرشده	۰/۰۱۱	۰/۰۰۸	۰/۰۱۱
تأمین مالی خارجی	-۰/۰۲۱	۰/۰۱۸	-۰/۰۱۷
DIC	-۱۷۷۵۰	-۱۸۱۴۰	-۲۸۰۵۰
pD	۵۴۰۴	۶۵۶۸	۳۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش *معنادار در سطح خطای ۵ درصد و ** معنادار در سطح خطای ۱۰ درصد

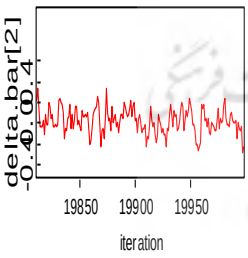
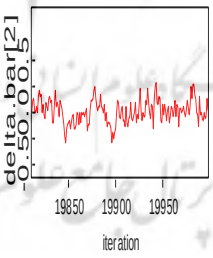
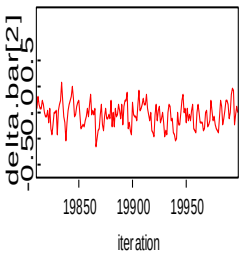
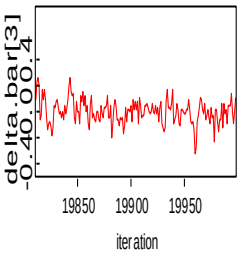
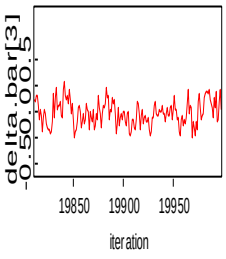
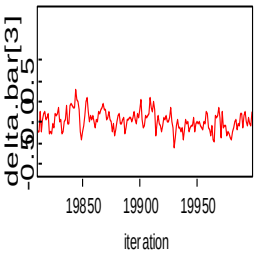
با توجه به نگاره (۲)، با فرض لاپلاس‌بودن اجزا اخلال لایهٔ اول سیستم معادلات هیچ‌کدام از متغیرهای بررسی‌شده ناهنجاری شناخته نمی‌شوند. همچنین با فرض تی‌بودن یا نرمال‌بودن اجزا اخلال لایهٔ اول سیستم معادلات، تنها متغیر اندازه در سطح خطای ۱۰ درصد ناهنجاری شناخته می‌شود. نیز با استفاده از معیار اطلاع انحراف دریافته می‌شود که نتایج حاصل از تخمین با فرض تبعیت اجزا اخلال لایهٔ اول از توزیع لاپلاس بهتر از سایر نتایج است؛ زیرا معیار اطلاع انحراف مربوطه برابر با ۲۸۰۵۰- و کوچک‌تر از دو مورد دیگر است. درخور ذکر است در صورتی می‌توان به معیار انحراف تکیه کرد که دو شرط برقرار باشد؛ نخست اینکه باید مقدار تابع جریمه در مدل، مثبت باشد که این شرط در نگاره (۲) صادق است. شرط دوم این است که مدل باید همگرا باشد. ازجمله آزمون‌هایی که میزان همگرایی مدل را نشان می‌دهد، نمودار چگالی، نمودار روند و نمودار تاریخچه است که به‌ترتیب در ادامه نمایش داده می‌شوند.

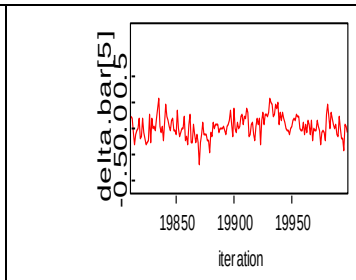
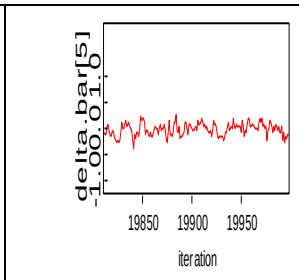
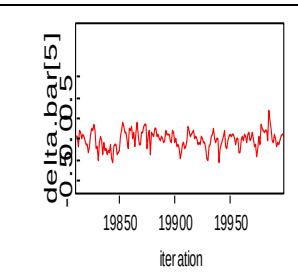
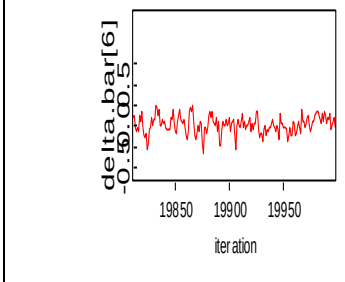
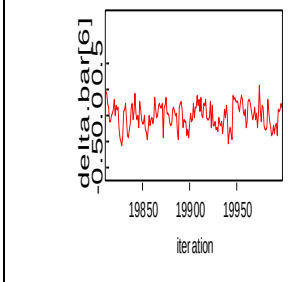
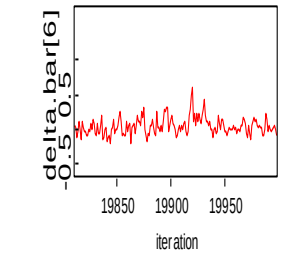
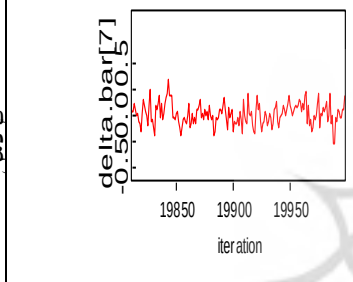
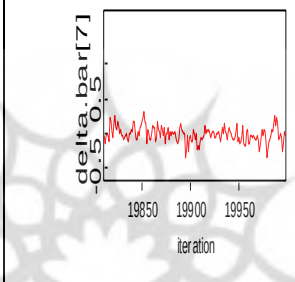
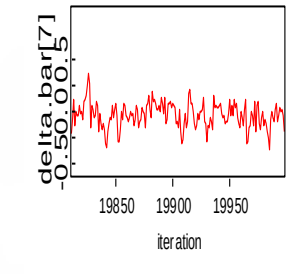
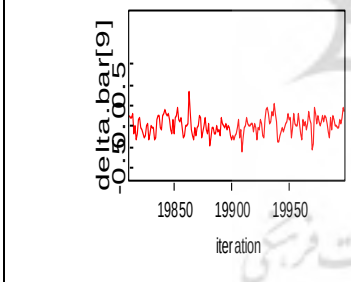
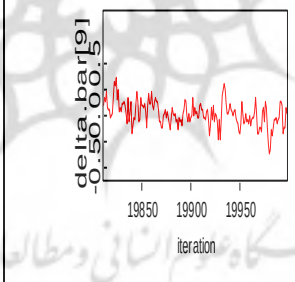
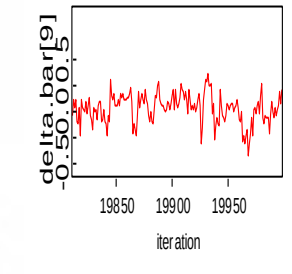
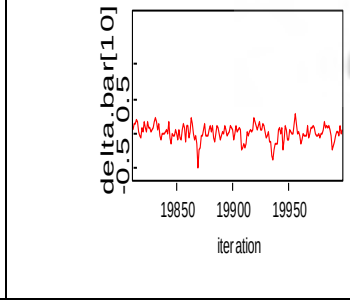
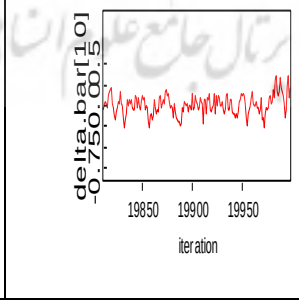
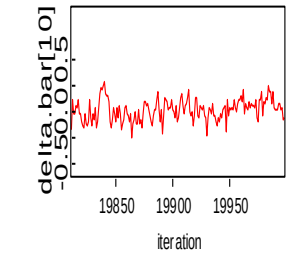
نام متغیر	توزیع احتمال لاپلاس	توزیع احتمال نرمال	توزیع احتمال تی
اندازه			
ارزش دفتری به ارزش بازار			
سودآوری			
رشد دارایی			
اقلام تعهدی سرمایه در گردش			

سرمایه‌گذاری‌ها			
تعداد سهام منتشر شده			
تأمین مالی خارجی			

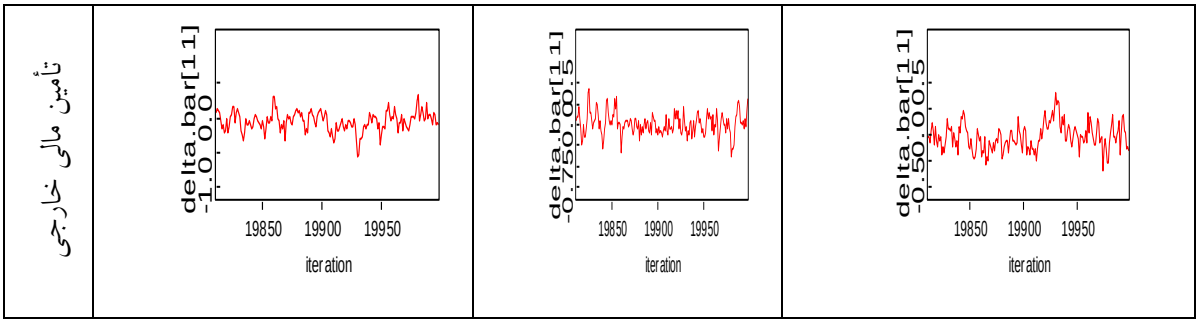
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل ۱- نمودار چگالی (توزیع پسین)

نام متغیر	توزیع احتمال لاپلاس	توزیع احتمال نرمال	توزیع احتمال تی
انداره			
ارزش دفتری به ارزش بازار			

سودآوری			
رشد دارایی			
اقلام تعهدی سرمایه در گردش			
سرمایه‌گذاری‌ها			
تعداد سهام منتشر شده			

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل۲- نمودار اثر (روند) مدل سه عاملی فاما و فرنچ

با توجه به نمودار چگالی تابع توزیع پسین سه توزیع احتمال مطالعه‌شده در شکل (۱) مشاهده می‌شود نمودارهای مربوط به توزیع احتمال لاپلاس دارای کمترین میزان برآمدگی هستند و بنابراین از بین سه توزیع مذکور توزیع احتمال لاپلاس همگراتر است. همچنین نمودار اثر ترسیم‌شده در شکل (۲) حاکی از آن است که نمودارهای مربوط به توزیع لاپلاس دارای روند خاصی نیستند و به‌صورت اتفاقی‌اند. از این موضوع این‌گونه استنباط می‌شود که از بین سه توزیع احتمال پسین مطالعه‌شده، نتایج مربوط به توزیع لاپلاس همگراتر از سایر توزیع‌های احتمال پسین مطالعه‌شده است.

بنابراین با توجه به نمودارهای چگالی و روند مشاهده می‌شود توزیع لاپلاس کمترین مقدار معیار انحراف را دارد و شرط اول اتکاپذیری آن (مثبت بودن مقدار تابع جریمه) نیز صادق است و شرط دوم (همگرایی مدل) را نیز دارد؛ زیرا نخست نمودار چگالی آن به‌صورت تک‌قله‌ای و زنگوله‌ای شکل است و دوم، نمودارهای روند و تاریخچه آن بیان‌کنندهٔ تصادفی‌بودن و نداشتن روند است؛ بنابراین مدل لاپلاس، مدل بهینه انتخاب می‌شود؛ درنتیجه هیچ‌یک از متغیرهای مطالعه‌شده ناهنجاری مدل سه عاملی فاما و فرنچ شناخته نمی‌شوند و به عبارتی کلیهٔ فرضیه‌های این پژوهش رد می‌شوند.

نتیجه‌گیری، پیشنهادات و محدودیت‌ها

نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش نشان می‌دهند اندازهٔ یک ناهنجاری در بازار سرمایهٔ ایران محسوب نمی‌شود. این نتیجه، مخالف بنز [۲۷]، فاما و همکاران [۳۸]، پورحیدری و شهبازی [۳]، هاشمی و همکاران [۲٤]، سعیدی و حسین‌زاده [۱٤]، شریعت پناهی و خسروی [۱۵] است؛ با این حال نتایج این مطالعات نیز به‌گونه‌ای متضادند؛ به این صورت که دو پژوهش سعیدی و حسین‌زاده [۱٤] و پورحیدری و شهبازی [۳] نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مثبت بین اندازه و بازده‌اند؛ درحالی‌که سایر مطالعات یادشده رابطهٔ منفی میان بازده و اندازه را تأیید کرده‌اند. همچنین، متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار نیز در این پژوهش، ناهنجاری تأیید نشد. این نتیجه تا اندازه‌ای با پژوهش عرب مازار یزدی و عرب احمدی [۱۷] سازگار است که وجود رابطهٔ میان این متغیر و بازده را به‌طور کامل رد یا تأیید نمی‌کند؛ با این حال پژوهش پورحیدری و شهبازی [۳] متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار را ناهنجاری دارای رابطهٔ منفی با بازده معرفی کردند و شریعت پناهی و خسروی [۱۵] نیز به رابطهٔ مثبت میان نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار اشاره می‌کند.

یافتهٔ دیگر این پژوهش حاکی از آن است که سودآوری، ناهنجاری محسوب نمی‌شود. این نتیجه مانند پژوهش هاشمی و همکاران [۲٤] و برخلاف

نتایج اصولیان و همکاران [۱] است که رابطهٔ بین سودآوری عملیاتی با بازده را منفی و رابطهٔ میان سودآوری عملیاتی بر مبنای نقد با بازده را مثبت توصیف کردند. رشد دارایی‌ها متغیر دیگری بود که رفتار آن در این پژوهش بررسی شد و ناهنجاری مدل سه عاملی فاما و فرنچ شناخته نشد؛ با این حال پژوهش مشایخی، افتخاری و پروایی [۲۱] و دولو و رحمانی [۱۲] متغیر رشد دارایی‌ها را ناهنجاری معرفی کردند که دارای رابطهٔ منفی با بازده است. همچنین اقلام تعهدی سرمایه در گردش متغیر دیگری بود که پژوهش حاضر آن را ناهنجاری نشناخت. این نتیجه برخلاف فروغی و رهروی دستجردی [۱۸] است.

سرمایه‌گذاری و تعداد سهام منتشرشده، دو متغیر دیگری‌اند که در پژوهش حاضر بررسی شدند و هیچ‌کدام از آنها ناهنجاری شناخته نشده‌اند و ارتباطی بین این متغیرها و بازده وجود ندارد. این نتیجه با پژوهش فروغی و رهروی [۱۸] سازگار است؛ با این حال پژوهش فروغی و رهروی [۱۸] ارتباط میان متغیر تأمین مالی خارجی و بازده را تأیید می‌کند که این یافته برخلاف نتیجهٔ پژوهش حاضر مبنی بر ارتباط‌نداشتن میان متغیر مذکور و بازده 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 عوامل زیر داشته باشد:

الف- همان‌گونه که پیش‌تر عنوان شد پژوهش حاضر با استدلال بر ضعف استفاده از رویکرد پورتفوبندی به سمت استفاده از اطلاعات تک‌تک شرکت‌ها حرکت کرده است. برتری استفاده از سهام به جای پورتفو در پژوهش انگ و همکاران [۲۵] به صورت تحلیلی و تجربی نشان داده شده است. همچنین استفاده از رویکرد بیز سلسله مراتبی و شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیر مارکوفی استاندارد نیز با استدلال مبنی بر برتری این راهکارها بر روش‌های سنتی استفاده شده است.

ب- به عقیده پونتیف (۲۰۱۵)، اثر ناهنجاری‌ها در گذر زمان کم‌رنگ می‌شود. کم‌رنگ شدن اثر ناهنجاری‌ها به دلیل انتشار آنها و درنتیجه، حساسیت بیشتر بازار نسبت به آنها است. انتشار ناهنجاری‌ها موجب می‌شود بازار به سمت کارایی بیشتر حرکت کند و این مسئله باعث حذف یک ناهنجاری یا کم رنگ شدن اثر آن در گذر زمان می‌شود.

براساس یافته‌های یادشده پیشنهاد می‌شود در حوزهٔ سرمایه‌گذاری از مدل سه عاملی فاما و فرنچ استفاده بیشتری شود؛ زیرا مدل مذکور از توانایی بالایی برای تبیین بازده اوراق بهادار برخوردار است. به‌علاوه در حوزهٔ مطالعات مالی پیشنهاد می‌شود ناهنجاری‌ها مجدداً در سطح پورتفو بررسی شوند و اثر انتشار ناهنجاری‌ها روی کم‌رنگ شدن یا حذف آنها بررسی شود. مهم‌ترین محدودیت در تحقیق حاضر تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. طبیعتاً تعداد بیشتر شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و درنتیجه، تعداد بیشتر نمونه به فرایند متنوع‌سازی پورتفوها کمک شایانی می‌کند.

منابع

۱- اصولیان، محمد، صادقی، سیدجلال و محمد امین خلیلی. (۱۳۹٦). رابطهٔ اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی و سودآوری عملیاتی با بازدهی سهام شواهدی در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۲٤، شماره ٤، صص ٤٨۲-٤٦۳.

۲-بخردی نسب، وحید و فاطمه زولانژاد. (۱۳۹٦). تأثیر کیفیت سود بر رابطهٔ بین مومنتوم و بازده اضافی سهام. *مجلهٔ مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، دوره ۸، شماره ۳۲، صص ۲۱-٤۳.

۳-پورحیدری، امید و مهدی شهبازی. (۱۳۸۷). بررسی ارتباط بین بازده بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام با بازده شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ مطالعات حسابداری*، دوره ۵۱، شماره ۲٤، صص ٦-۳۵.

٤-پورمحمدی، پریسا و احمد بدری. (۱۳۹٦). رابطهٔ آب وهوا با بازده و فعالیت‌های معاملاتی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ علمی‌پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، سال ۵، شماره ۲، ص ۷۱.

۵-تشرفی، محمد و علی رحمانی. (۱۳۹٦). الگوی برگشت قیمت بلندمدت سهام: شواهدی از پورتفوی پژوهشی. *چشم انداز مدیریت مالی، دوره ۷*، شماره ۲، صص ٦٦-۵۱.

٦-تقیان، زهرا و داریوش فرید. (۱۳۹۵). بررسی رابطهٔ بین بازده اضافی ناشی از استراتژی مومنتوم و ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم‌انداز مدیریت مالی، دوره ٦*، شماره ۱٦، صص ۳۰-۹.

۷-تلنگی، احمد. (۱۳۸۳). تقابل نظریهٔ نوین مالی و مالی رفتاری. *تحقیقات مالی*، دوره ٦، شماره ۱، صص ۲۵-۳.

۸-ثقفی، علی و محمدجواد سلیمی. (۱۳۸۳). نقش اطلاعات بنیادی حسابداری در پیش‌بینی بازده سهام. *فصلنامهٔ مطالعات حسابداری*، دوره ۸، صص ۲۵-٤٤.

۹-خانی، عبدالله و حمیده افشاری. (۱۳۹۱). ناهنجاری تأمین مالی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۹. *مجلهٔ تحقیقات مالی*، دوره ۱٤، شماره ۲، صص ۳۱-٤٦.

۱۰-خانی، عبدالله و الهام آذرپور. (۱۳۹٦). تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری توسط پراکندگی بازده. *مجلهٔ پیشرفت‌های حسابداری*، دوره ۹، شماره ۱، صص ٦۵-۳۱.

۱۱-خوش طینت، محسن و شاپور اسماعیلی. (۱۳۸٤). رابطهٔ بین کیفیت سود و بازده سهام. *فصلنامهٔ مطالعات حسابداری*، دوره ۱۲، شماره ۳، صص ۵۲-۳۱.

۱۲-دولو، مریم و علی رحمانی. (۱۳۹۲). واکاوی خلاف قاعده رشد دارایی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مجلهٔ مدیریت دارایی و تأمین مالی*، دوره ۱، شماره ۳، صص ۱-۱٤.

۱۳-رحمانی، علی و حجت سرهنگی. (۱۳۹۰). تحیل عوامل مؤثر بر استراتژی‌های معاملاتی مبتنی بر بازده سهام. *مجلهٔ مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، دوره ۳، شماره ۹، صص ۱۰٤-۷۹.

۱٤-سعیدی، علی و موسی حسین‌زاده. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر بازدهی سهام شرکت‌های تازه پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، دوره ۲، شماره ٤، صص ۱۱٤-۹۵.

۱۵-شریعت پناهی، مجید و فرمان خسروی. (۱۳۸۷). رابطهٔ بازدهی سهام با اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت سود به قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ مطالعات حسابداری*، دروه ۵، شماره ۲۰، صص ۸۳-٦۱.

۱٦-عرب صالحی، مهدی.گوگردچیان، احمد و پروین پورفخریان. (۱۳۹٤). تحلیل مقایسه‌ای اثر اقلام متعهدی اختیاری بر بازده سهام در شرکت‌های با رشد بالا و سایر شرکت‌ها. *فصلنامهٔ علمی پژوهشی حسابداری مالی*، دوره ۷، شماره ۲۸، صص ۷۸-۵٦.

۱۷-عرب مازار یزدی، محمد و فرهاد عرب احمدی. (۱۳۹۰). رابطهٔ اجزای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ بورس اوراق بهادار*، شماره ۱۵، صص ۱۰۷-۱۲۳.

۱۸-فروغی، داریوش و علیرضا رهروی دستجردی. (۱۳۹۵). نابهنجاری‌های بازار و بازده‌های غیرعادی. *مجلهٔ پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، دوره ۸، شماره ۱، صص ۱۵۸-۱۲۷.

۱۹-کربلایی، مریم. شاه ویسی، فرهاد و فرزاد ایوانی. (۱۳۹۵). مطالعهٔ اثر رشد شرکت بر ارتباط بین اقلام تعهدی اختیاری با بازده سهام. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، دوره ۱۳، شماره ۵۲، صص ۱۱۰-۷۵.

۲۰-کرمی، غلامرضا و محمود مرشدزاده. (۱۳۹۳). ناهنجاری ناشی از عایدات، ناهنجاری ناشی از اقلام تعهدی و رابطهٔ میان آن دو. *دانش حسابداری*، شماره ۱۹، صص ۲٦-۷.

۲۱-مشایخی، بیتا، افتخاری، وحید و اکبر پروایی. (۱۳۹۲). بررسی معیارهای مختلف رشد دارایی‌ها در پیش‌بینی بازده آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره ۱۹، صص ۱۱۳-۹۹.

۲۲-میانداری، حسن. (۱۳۸۹). اصالت فلسفه علم کوهن. *فصلنامهٔ روش‌شناسی علوم انسانی*، شماره ٦۲، صص ۱۱۰-۸۹.

۲۳-هاشمی، سیدعباس، حمیدیان، نرگس و خدیجه ابراهیمی. (۱۳۹۲). بررسی ناهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ حسابداری مالی*، دوره ۵، شماره ۱۹، صص ۱-۲۰.

۲٤-هاشمی، سیدعباس، صمدی، سعید و طاده سارکیسیان. (۱۳۹۱). بررسی ارتباط متقابل عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ بورس اوراق بهادار*، شماره ۱۷، صص ٦۲-٤۳.

25-Ang, Andrew, Jun Liu, and Krista Schwarz. (2018). Using stocks or portfolios in tests of factor models. *Working paper*, Columbia University.

26-Bali, T. G., DelViva, L., Lambertides, N., & Trigeorgis, L. Seemingly Unrelated Stock Market Anomalies: Profitability, Distress, Lotteryness and Volatility. *Retrieved from SSRN*

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

28-Berk, Jonathan. (1998). sorting out sorts. *Journal of finance*, 12, 225-237

29-Black, Fischer, Jensen and Scholes. (1972). The capital asset priving model: some empirical tests. *In studies in the theory of capital market*, 79-121

30-Blum, Marshal. (1970). Portfolio theory: A Step Towards its Practical Application. *Journal of Business*. 43 (2), 152-174.

31-Campbell, John. (2008). In searh of distress risk. *Journal of finance, VOL LXIII, No 6, 2899-2937*

32-Campbell, John. Lo, Andrew. Mackinlay. (1998). *the Econometrics of Financial Market*. Pronsto university press

33-Cederburg, Scott and Micheal, M. Doherty. (2015). Asset-pricing anomalies at the firm level. *Journal of Econometrics*, 186, 113-128.

34-Cochrane, John H. (2011). Presidential Address: Discount Rates. *Journal of Finance* 66, 10, 47-1108.

35-Cooper, M., Huseing, Gulen. (2008). Asset growth and the cross section of stock returns, *Journal of finance*, 63, 1609-1651

36-Fama, F and Macbeth, James. (1973). risk return and equilibrium: empirical tests. *Journal of political economy*, 81, 607-636

37-Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.

38-Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3–56.

39-Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. (2008). Dissecting anomalies. *Journal of Finance*, 63, 1653–1678.

40-Grauer, R and Janmat, A. (1998). The unintended consequences of grouping in tests of asset pricing models. working paper, simon Fraser university

41-Haugen, R.A., Baker, N.L. (1996). Commonality in the determinants of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41, 401–439.

42-Harvey Campbell, Liu Yan and Zhu Heqing. (2016). And the Cross Section Of

Expected Return. *Journal of Finance*, 71, 1, 5 – 32

43-Hornby, S. (2019). Oxford Advanced Learniner's Dictionary. *Oxford University Press*. Fifth Edition.

44-Hou, Kewei, Xue, Chen and Zhang, Lu. (2015). Digesting Anomalies: An Investment Approach. *The Review of Financial Studies*, 28, 3

45-Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman, (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, 48, 65–91.

46-Kan, Ramond. (2004). On the explanatory power of asset pricing models across and within portfolios. *working paper*, university of Torento

47-Kandel, Shmuel, Robert McCulloch, and Robert F. Stambaugh, (1995). Bayesian inference and portfolio efficiency. *Review of Financial Studies***,** 8, 1–53.

48-Kapadia, Nishad (2011). Tracking down distress risk. *The journal of financial economics*, 1, 2, 167-182

49-Lewellen, Jonathan, and Stefan Nagel. (2010). the conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies. *Journal of Financial Economics*, 82, 289–314.

50-Litzenberger, Robert H., and Krishna Ramaswamy. (1979). the effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence. *Journal of Financial Economics***,** 7, 163–195.

51-Loughran, Tim, and Jay R. Ritter. (1995). The new issues puzzle, *Journal of Finance*, 50, 23–51.

52-Miller, M & Scholes, M. (1972). rates of return in relation to risk: a reexamination of some recent findings. *Studies in the theory of capital markets(Praeger , New York)*

53-Lo, A. W., and A. C. MacKinlay. (1990). Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models, *Review of Financial Studies*, 3, 431–468.

54-Pontif, Jeffery. (2015). Does Academic Research Destroy Stock Return Predictability?. *Journal of Finance*, 28, 102-122

55-Roll, Richard, (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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی