مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره‌ی هشتم، شماره‌ی اول، بهار و تابستان ۱۳۹۵، پیاپی ۷۰/۳، صفحه‌های ۱۰۳-۱۲۵
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

بررسی رابطه‌ی بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر محمدحسین ستایش *
دانشگاه شیراز

کاظم شمس‌الدینی **
دانشگاه شهید باهنرکرمان

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطه‌ی بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌ها است. به همین منظور، با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۱۱ شرکت طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۵تا۱۳۹۲، تأثیر متغیرهای مربوط به شاخص گرایش احساسی سرمایه-گذاران بر قیمت سهام شرکت‌ها، با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه بررسی می‌شود. نتایج پژوهش نشان داد که متغیرهای اثر مومنتوم و صرف ارزش سهام از دیدگاه نسبت سود به قیمت هر سهم (P/E)، دارای ارتباط مثبت معنادار و متغیر اثر زیان‌گریزی دارای ارتباط منفی معناداری با قیمت سهام می‌باشند؛ اما بین سه متغیر اثر برگشت بلندمدت و اثر اندازه و صرف ارزش سهام از دیدگاه نسبت سود به خالص جریان‌های نقدی هر سهم (P/CF) با قیمت سهام رابطه‌ی معناداری یافت نشد. علاوه‌براین، متغیر نرخ بازده دارایی‌ها ارتباط مثبت و نرخ بازده فروش ارتباط منفی با قیمت سهام دارد. بین دو متغیر نسبت سرمایه در گردش به دارایی‌ها و نرخ رشد دارایی‌ها با قیمت سهام، رابطه‌ی معناداری یافت نشد.

واژه‌های کلیدی: گرایش احساسی سرمایه‌گذاران، قیمت سهام، مالی رفتاری، بورس اوراق بهادار تهران.

---

* دانشیار بخش حسابداری دانشگاه شیراز
** عضو هیئت علمی، گروه حسابداری (نویسنده مسئول) kshams@uk.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۲۱

۱. مقدمه

هدف عمده‌ی سرمایه‌گذاران از سرمایه‌گذاری در بازار سهام، کسب بازده معقول است و بازده از دو بخشِ تغییرات قیمت سهام و سود سهام تقسیمی به‌دست می‌آید. سرمایه‌گذاران و تحلیل-گران مالی باید بتوانند با استفاده از مدل‌های سرمایه‌گذاری، قیمت سهام و بازده را پیش‌بینی کنند. تئوری مالی سنتی بیان می‌کند که قیمت سهام، ارزش بنیادی سهام را نشان می‌دهد و منعکس کننده‌ی ارزش جریان‌های نقدی آتی است. از دیدگاه فرضیه‌ی بازار کارا، قیمت اوراق بهادار منعکس‌کننده‌ی تمام اطلاعات موجود در بازار است و انتظار می‌رود که تأثیر هرگونه اطلاعات جدید در بازار، سریعاً در قیمت سهام شرکت‌ها منعکس شود. بر پایه‌ی این تئوری، سرمایه‌گذاران دارای رفتار عقلایی بوده، به دنبال حداکثر ساختن مطلوبیت مورد انتظار خود هستند (تلنگی، ۱۳۸۳). براین اساس، تغییرات قیمت سهام به تغییرات سیستماتیک در ارزش های بنیادی شرکت مربوط است و رفتار غیرعقلایی سرمایه‌گذار تاثیری بر بازده ندارد. اما شواهد حکایت از آن دارد که بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با بازده سهامی که از ارزیابی ذهنی بالاتری برخوردارند، رابطه‌ی مثبت وجود دارد (حیدرپور و همکاران،۱۳۹۲)، در نتیجه باید براساس متغیرهای احساسی، شرایط رفتاری فعالان بازار بورس را بررسی کرد. به عبارت دیگر، به‌جز عوامل بنیادی، باید تاثیر عوامل رفتاری و احساسی سرمایه‌گذاران را نیز بر قیمت سهام در نظر گرفت. ازآنجایی‌که علاوه‌بر تأثیر متغیرهای حسابداری نظیر بازده دارایی‌ها، بازده فروش، ارزش دفتری دارایی‌ها به ارزش بازار آن‌ها، سود هر سهم، اندازه‌ی شرکت بر قیمت و بازده سهام، متغیرهای رفتاری خرد و کلان نیز بر قیمت سهام تاثیرگذار می‌باشد، لذا مساله اصلی این پژوهش عبارت است از این‌که: آیا غیر از متغیرهای حسابداری، متغیر رفتاری گرایش احساسی سرمایه‌گذاران هم می‌تواند با قیمت سهام رابطه‌ی معناداری داشته باشند یا خیر؟ درباره‌ی اهمیت این پژوهش می‌توان گفت: پژوهش حاضر باعث خواهد شد که برخی عوامل رفتاری مؤثر بر قیمت سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه شناسایی شود و به دنبال آن، مشاوران و تحلیل‌گران مالی می توانند با شناخت بهتر مشتری قبل از مشاوره، خدمات بهتری را به مشتریان خود ارائه نمایند. به عبارت دیگر، با توجه به نتایج مورد انتظار از این پژوهش، مشاوران مالی می‌توانند زمینه‌ای را فراهم کنند که در مرحله‌ی قبل از مشاوره، با نفوذ در ذهن مشتری و کسب درک و فهم جامعی از انگیزه‌ها و خواست‌ها و نگرانی‌های مشتری، در طراحی

پرتفویی بهتر به سرمایه‌گذاران کمک کنند.

۲. مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش

تاکنون پژوهش‌گران زیادی (مثلاً رضایی و شفیعی دیزجی،۱۳۹۲) به بررسی عوامل بنیادی تأثیرگذار بر قیمت سهام پرداخته‌اند؛ اما قیمت سهام شرکت‌ها تحت تأثیر عوامل رفتاری سرمایه‌گذاران نیز می‌باشد. علی‌رغم پژوهش‌های زیادی که در این زمینه انجام شده است، هنوز این عوامل به‌صورت کامل شناسایی نشده‌اند و بین پژوهش‌گران مالی اختلاف نظر وجود دارد (خواجوی و همکاران،۱۳۹۰). از طرفی پژوهش‌های اثباتی حسابداری طی دو دهه‌ی اخیر در بازار سرمایه‌ی کشورهای صنعتی شتاب گرفته و هدف اصلی آن‌ها نیز عمدتاً پیش‌بینی قیمت اوراق بهادار بوده است. فرض اولیه و اساسی این پژوهش‌ها، مساوی‌بودن قیمت سهام با ارزش شرکت است و ارزش دارایی‌ها نیز مطابق با مدل قطعیت فیشر می‌باشد؛ بنابراین تفاوت ناشی از قیمت با ارزش ذاتی ناشی از کارانبودن بازار سرمایه، فوراً به‌منزله‌ی منعکس‌نشدن اطلاعات در قیمت سهام تلقی می‌شود. به‌این‌ترتیب، تفاوت بین قیمت و ارزش عمدتاً به نارسایی‌های سیستم حسابداری منتسب می‌شود و پژوهش‌ها تلاش دارند که ارتباط اطلاعات حسابداری را با قیمت اوراق بهادار بررسی کنند.

در بازار بورس ایران، وجود عواملی چون سرمایه‌گذاران فرصت‌طلب، دخالت‌های دولت و وجود شواهدی دال بر کارا نبودن بازار، باعث نابرابری قیمت با ارزش شده است و نتایج حاصل از پژوهش‌هایی که فرضیه‌های بازار کارا را درنظر نمی‌گیرند، نمی‌تواند نتیجه‌بخش باشد. در نتیجه پژوهش‌های حسابداری، باید بیشتر حول محورهای کلان اقتصادی و شناخت دقیق‌تر رفتار سرمایه‌گذاران و رفتار دولت در برخورد با بازار بورس متمرکز شود (ثقفی، ۱۳۸۲).

از طرفی در صورت وجود یک بازار کارا، باز هم نتایج حاصل از پژوهش‌های حسابداری درپیوندبا با سهام، چندان درخور اعتماد نیست. خواجوی و قاسمی (۱۳۸۴) بیان می‌کنند: «اوایل دهه‌ی ۸۰ میلادی، نظریه‌ی بازار کارا به بیشترین کاربرد خود در مطالعات دانشگاهی رسید. بیشتر مدل‌های مالی در آن زمان به بررسی رابطه‌ی بین قیمت دارایی‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته و با استفاده از نظریه‌ی انتظارات عقلایی، سعی در مرتبط‌کردن علوم مالی و اقتصادی در یک نظریه‌ی جذاب داشتند؛ اما وجود برخی شواهد تجربی مانند استثناهای

بازار که توسط مدل‌های رایج فرضیه‌ی بازار کارا قابل‌تبیین نمودند، زمینه‌ساز پیدایش نظریه‌ی مالی رفتاری گردید.» بیشتر نظریه‌های اقتصادی بر این اساس بنا شده‌اند که افراد در مواجه با رویدادهای اقتصادی به‌صورت منطقی عمل می‌کنند و تمامی اطلاعات موجود را در فرایند تصمیم‌گیری در نظر می‌گیرند. این فرضیه مبنای اصلی فرضیه‌ی بازار کارا است؛ اما پژوهش-گران به این فرضیه خدشه وارد نمودند و مدارکی پیدا کردند که نشان‌دهنده‌ی نبود رفتار منطقی در مبحث سرمایه‌گذاری است؛ مثلاً سرمایه‌گذاران به جای اینکه دنبال نقطه‌ی بهینه باشند، معمولاً به نقطه‌ی راضی‌شدن اکتفا می‌کنند (باربرز و همکاران، ۱۹۹۸)[1]. از طرفی روزانه تعداد زیادی اخبار خوب و بد اقتصادی، سیاسی در بازار به سمع سرمایه‌گذاران می‌رسد که باعث برانگیخته‌شدن احساسات سرمایه‌گذاران و در نتیجه باعث تغییر قیمت سهام و به دنبال آن تغییر بازده سهام می‌شود؛ برای نمونه، لی[2] (۲۰۱۴) در پژوهش خود متوجه شد که اخبار خوب و بد، می‌تواند بر بازده سهام شرکت‌ها تأثیرگذار باشد. پژوهش‌های انجام‌شده در این زمینه (برای مثال، آنتونیس و همکاران،[3] ۲۰۱۴؛ لی،۲۰۱۴) نشان می‌دهد که احساسات، تأثیر بااهمیتی بر بازده سهام دارد؛ ولی این تأثیرگذاری معمولاً در روزها و هفته‌های بعد اثر خود را بر بازده سهام نشان می‌دهد؛ بنابراین انتظار می‌رود که به دنبال برانگیخته‌شدن احساسات سرمایه‌گذاران، به‌ویژه زمانی که این احساسات زودگذر نباشد، قیمت سهام شرکت‌هایی که اخبار خوب یا بد مربوط به آن‌ها باعث تحریک احساسات سرمایه‌گذاران شده است، تغییر کند.

در دیدگاه مالی سنتی، تأثیر عوامل روانشناسی مد نظر قرار نمی‌گیرد و نتایج پژوهش‌های مالی رفتاری نشان داده است که گرایش احساسی فردی و ساختاریافته‌ی سرمایه‌گذاران، تأثیر مهمی بر بازده سهام دارد (لیستون،[4] ۲۰۱۵). در حقیقت، فعل‌وانفعال پویا بین معامله‌گران اختلال‌زا و آربیتراژگران منطقی، قیمت‌ها را شکل می‌دهد و اگر یک سهام، معامله‌گرهای اختلال‌زای بیشتر یا معامله‌گرهای منطقی کم‌تری داشته باشد، نوسانات قیمتی آن چشمگیر است (لی،۲۰۱۰).

باتوجه به وجود استثناهای بازار سرمایه و درنظرگرفتن نظریه‌ی مالی رفتاری، به‌نظر می‌رسد همراه با متغیرهای کلان اقتصادی و حسابداری، عوامل رفتاری سرمایه‌گذاران نیز می-تواند بر قیمت سهام شرکت‌ها تأثیرگذار باشد.

باربریز و همکاران (۱۹۹۸) در مطالعات خود در بورس اوراق بهادار آمریکا، در ابتدا

براساس اطلاعات شرکت‌ها دو پرتفوی تشکیل دادند که یکی عملکردی خوب و دیگری عملکردی ضعیف داشت. آنان سپس عملکرد سه سال بعد این دو پرتفوی را محاسبه و مشاهده کردند که عملکرد پرتفوی موفق نسبت‌به عملکرد پرتفوی بازنده بدتر بوده است؛ به عبارت دیگر، پرتفوی بازنده در بلندمدت به پرتفوی برنده و پرتفوی برنده در بلندمدت به پرتفوی بازنده تبدیل می‌شود. آنان از این موضوع با عنوان اثر برگشت بلندمدت یاد کردند. از طرفی این پژوهش‌گران براساس اطلاعات شش‌ماهه‌ی شرکت‌ها، دو پرتفوی تشکیل دادند که یکی عملکردی خوب و دیگری عملکردی ضعیف داشت. آنان سپس عملکرد شش‌ماهه‌ی بعد این دو پرتفوی را محاسبه نمودند و مشاهده کردند که عملکرد پرتفوی موفق نسبت‌به عملکرد پرتفوی بازنده بهتر بوده است؛ به عبارت دیگر، سهام با عملکرد ضعیف در دوره‌ی کوتاه‌مدت به عملکرد گذشته‌ی خود وفادار است. آن‌ها از این موضوع با عنوان اثر حرکات کوتاه‌مدت (مومنتوم) یاد کردند. آنان در ابتدا براساس متغیر بازده غیرعادی در دوره‌ی تشکیل شرکت‌ها به دو پرتفوی موفق و ناموفق تقسیم نمودند؛ سپس در دوره‌ی بعد که به دوره‌ی آزمون معروف است، نرخ بازده غیرعادی دو پرتفوی برنده و بازنده را با یکدیگر مقایسه کردند.

بر اساس تئوری چشم‌انداز، ترجیحات افراد به این موضوع بستگی دارد که یک مشکل چگونه به وجود آمده است؛ به عبارت دیگر، در تئوری چشم‌انداز تابع سود، یک تابع کاو و تابع زیان، یک تابع محدب است. این موضوع نشان می‌دهد که افراد در ناحیه‌ی زیان، ریسک‌پذیر و در ناحیه سود، ریسک‌گریز هستند؛ به عبارت دیگر، افراد هنگامی که با زیان مواجه می‌شوند، به‌منظور ازبین‌بردن ناراحتی حاصل از زیان و به امید این‌که این ناراحتی به لذت تبدیل شود؛ حاضر به پذیرش ریسک بیشتری می‌شوند. بر این اساس، هنگامی که نتیجه‌ی عملیات یک شرکت زیان می‌باشد، انتظار می‌رود که بر ریسک‌پذیری مدیریت شرکت افزوده شود و در نتیجه شرکت در آینده عملکرد بهتری را از خود نشان دهد. بر این اساس، انتظار می‌رود که میانگین نرخ رشد سود و زیان سهام شرکت‌های زیان‌آور نسبت‌به شرکت‌های سودآور در یک سال بعد بهتر باشد. از این موضوع در ادبیات مالی رفتاری با عنوان اثر زیان‌گریزی یاد می‌شود.

باربریز و همکاران (۱۹۹۸) در بازار سرمایه‌ی آمریکا، شرکت‌ها را طی چند دهه براساس نسبت قیمت به سود هر سهم (یا دو نسبت قیمت به خالص جریانات نقد عملیاتی هر سهم، قیمت به ارزش دفتری هر سهم) به دو پرتفوی دارای نسبت بالای نسبت قیمت به سود هر

سهم (به‌منزله‌ی پرتفوی برنده) و نسبت پایین قیمت به سود هر سهم (به‌منزله‌ی پرتفوی بازنده) تقسیم نمودند؛ سپس میانگین نسبت هر دو پرتفوی را در یک سال بعد محاسبه کردند. آنان مشاهده کردند که میانگین نسبت P/E سال بعد پرتفوی برنده در مقایسه با سال جاری کمتر است. درباره‌ی پرتفوی بازنده عکس این مطلب صادق بود. نتایج پژوهش نیکومرام و همکاران (۱۳۹۱) و حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) در ایران نشان داد که گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران به‌طور سیستماتیک بر قیمت سهام شرکت‌های کوچک تأثیر دارد؛ در نتیجه انتظار می‌رود هر شرکت کوچک‌تر باشد، احساسات سرمایه‌گذاران بیشتر برانگیخته شود. از طرفی اثر متغیرهای حجم سهام و نسبت سرمایه‌ی سهام و مازاد سود تقسیمی نیز ازسوی پژوهش‌گرانی مانند باکر و ورگلر[5] (۲۰۰۶ و۲۰۰۷) برای محاسبه‌ی گرایش احساسی سرمایه-گذاران به‌کار گرفته شده است.

نگاره‌ی (۱) خلاصه‌ی نتایج مهم‌ترین پژوهش‌های انجام‌شده در داخل و خارج را نشان می‌دهد.

لیستون (۲۰۱۵)	گرایش احساسی فردی و ساختاریافته‌ی سرمایه‌گذاران تأثیر با مهمی بر بازده سهام دارد.

۳. مدل پژوهش، نحوه‌ی اندازه‌گیری و تعریف متغیرها

۳-۱. مدل پژوهش

مدل این پژوهش به شرح فرمول (۱) است:

$$P_{i.t}= +\beta_1 SENT_{i,t}+ {}_1GA_{i,t}+\beta_3 ROA_{i,t} +\beta_4 ROS_{i,t} +\beta_5 CA_{i,t} +e_{i,t} \quad (۱)$$

در اینجا، $SENT_{i,t}$، گرایش احساسی سرمایه‌گذاران؛ $GA_{i,t}$، رشد دارایی‌ها؛ $ROA_{i,t}$، نرخ بازده دارایی‌ها، $ROS_{i,t}$، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام؛ $CA_{i,t}$، نسبت سرمایه در گردش به جمع دارایی‌ها در پایان دوره.

۳-۲. متغیر وابسته

متغیر وابسته‌ی این پژوهش، تغییرات قیمت سهام است که از تفاوت قیمت انتها و ابتدای دوره بر قیمت سهام در ابتدای دوره به‌دست می‌آید.

۳-۳. متغیر مستقل

در این پژوهش با توجه به هدف پژوهش، گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به‌منزله‌ی متغیر مستقل در نظر گرفته می‌شود. برای محاسبه‌ی متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران، روش‌های متعددی از سوی پژوهش‌گران مالی رفتاری به‌کار رفته است. حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) این روش‌ها را در سه دسته تقسیم‌بندی می‌کنند. اولین گروه از شاخص‌های اندازه‌گیری گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران مبتنی‌بر روش‌های پیمایشی است که به‌طور مستقیم گرایشات احساسی بازار را اندازه‌گیری می‌کند. از این گروه می‌توان به شاخص تمایلات مصرف‌کنندگان میشیگان (MCSI) اشاره کرد. در نقطه‌ی مقابل روش‌های مستقیم، روش‌های غیرمستقیم قرار دارد که برای اندازه‌گیری گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران از داده‌های مالی بهره می‌گیرند. از این گروه می‌توان به شاخص نبود تعادل در خرید و فروش و شاخص اطمینان بارن و شاخص گرایش‌های احساسی بازار سرمایه (EMSI) اشاره کرد. دسته سوم از روش‌های اندازه‌گیری، مربوط به روش‌های ترکیبی است که معروف‌ترین آن شاخص ترکیبی ارائه‌شده از سوی باکر و ورگلر (۲۰۰۷) می‌باشد.

نگاره ۱: خلاصه‌ی پژوهش‌های انجام‌شده در داخل و خارج

نام پژوهش‌گران	نتایج
قالیباف اصل و نادری(۱۳۸۵)	در برخی از شرایط، بازار به اطلاعات جدید یک واکنش بیش از حد یا کمتر از حد کوتاه‌مدت و ضعیف نشان می‌دهد؛ اما از لحاظ آماری معنادار نیست.
حاجیان نژاد(۱۳۸۸)	سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، در شرایط بحرانی بازار به‌صورت منطقی عمل می‌کنند و مطابق با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، در شرایط بحرانی بازار انحراف معیار مقطعی بازده سهام افزایش می‌یابد.
هاشمی و بهزادفر(۱۳۹۰)	نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها با استفاده از مدل رگرسیون، بیانگر مربوط بودن متغیرهای سود هر سهم، نسبت سرمایه در گردش به دارایی، بازده دارایی‌ها، سود خالص به فروش و گردش دارایی‌ها در تبیین قیمت سهام شرکت‌ها بود.
رضایی و شفیعی دیزجی(۱۳۹۲)	بازده شرکت و سرعت گردش دارایی نسبت‌به متغیرهای اندازه‌ی شرکت و سود تقسیمی، بیشترین اثر را بر متغیرهای حسابداری در تشریح روند تدریجی قیمت سهام دارد.
حیدرپور و همکاران(۱۳۹۲)	نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه‌ی مثبت و معنادار گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با بازده سهام شرکت‌های دارای کمترین اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی بود.

نام پژوهش‌گران	نتایج
لی[۶] (۲۰۰۶)	نتیجه گرفت که ریسک گرایش احساسی گزارشات سالانه می‌تواند بازده‌های آتی را پیش‌بینی کند. شرکت‌هایی که افزایش عمده در ریسک گرایش احساسی دارند، در ۱۲ ماه بعد از تاریخ انتشار گزارش سالانه، بازده‌های منفی نسبت‌به شرکت‌های دیگر خواهند داشت.
باکر و ورگلر (۲۰۰۶)	هنگامی که شاخص اول دوره‌ی گرایش‌های احساسی در سطح پایین است، بازده سهام شرکت‌های کوچک، تازه‌تأسیس، پرنوسان، غیرسودده، فاقد سود تقسیمی، مستعد رشد و دچار بحران‌های مالی، بالا می‌باشد و برعکس. این موضوع بیانگر این است که چنین سهام-هایی در دوران نزولی گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران، به‌طور نسبی کمتر از واقع قیمت-گذاری می‌شوند.
باکر و ورگلر (۲۰۰۷)	گرایش احساسی سرمایه‌گذاران نقش مهمی در بازار سرمایه ایفا می‌کند.
هنگل‌براک و همکاران[۷] (۲۰۰۹)	شاخص گرایش احساسی به‌طور منفی در آمریکا و به‌طور مثبت در آلمان با بازده‌های آتی مرتبط است (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲).
پودل[۸] (۲۰۱۰)	گرایش احساسی سرمایه‌گذاران تأثیر مهمی بر قیمت سهام شرکت‌ها ندارد.
آنتونیس و همکاران (۲۰۱۴)	احساسات، تأثیر بااهمیتی بر بازده سهام دارد؛ به گونه‌ای که تأثیر احساسات یکشنبه‌ی سرمایه‌گذاران، در بازده سهام دوشنبه منعکس می‌شود. هم‌چنین تأثیر احساسات بر بازده سهام، معمولاً در هفته‌های بعد خود را نشان می‌دهد و احساسات منفی باعث افزایش در حجم معاملات و تغییرات بازده سهام می‌شود.
یوی‌گار و تاس[۹] (۲۰۱۴)	احساسات سرمایه‌گذاران اثرات متفاوتی در صنایع مختلف دارد. به گونه‌ای که یک تغییر در احساسات سرمایه‌گذاران، تأثیری بااهمیت بر تغییرات شاخص سهام مربوط به صنایع بانکداری و مواد غذایی و آشامیدنی، در مقایسه با صنایع خرده‌فروشی و مخابرات دارد.
لی (۲۰۱۴)	به بررسی رابطه‌ی بین اخبار احساساتی انباشته در تغییر شاخص سهام پرداخت و رابطه‌ی منفی بااهمیتی را بین این دو متغیر گزارش داد.
سن‌یی‌جیت و اگه[۱۰] (۲۰۱۴)	ارتباط آماری بااهمیتی را بین سه متغیر قیمت هر سهم به سود هر سهم، قیمت هر سهم به ارزش دفتری هر سهم و سود تقسیمی هر سهم به سود هر سهم با بازده سهام مربوط به بورس اوراق بهادار آمریکا گزارش کردند؛ ولی در بورس اوراق بهادار ترکیه این گونه نبود.
کاتماس و سانگ[۱۱] (۲۰۱۴)	سرمایه‌گذاران با افزایش حجم معاملات روزانه‌ی خود اثر مهمی بر قیمت سهام می‌گذارند؛ به گونه‌ای که میزان افزایش در قیمت سهام ناشی از حجم زیاد معاملات روزانه، نسبت‌به افزایش ناشی از حجم کم معاملات روزانه، بیشتر است.
تیک و یلماز[۱۲] (۲۰۱۵)	اعتماد بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران بازار ترکیه، تأثیری منفی بر قیمت و بازده سهام دارد.
لیستون (۲۰۱۵)	گرایش احساسی فردی و ساختاریافته‌ی سرمایه‌گذاران، تأثیری مهم بر بازده سهام دارد.

با توجه به مبانی نظری پژوهش، در این پژوهش متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران براساس مدل پیشنهادی شمس‌الدینی (۱۳۹۴) در پایان‌نامه‌ی دکتری او اندازه‌گیری می‌شود. شمس‌الدینی (۱۳۹۴) برای محاسبه‌ی شاخص گرایش احساسی سرمایه‌گذاران، ده متغیرِ نسبت گردش سهام، مازاد سود تقسیمی، اثر زیان‌گریزی، اثر برگشت بلندمدت، اثر مومنتوم، اثر اندازه، نسبت سرمایه‌ی سهام و صرف ارزش را از دیدگاه سه نسبتِ قیمت هر سهم به سود هر سهم (P/E) و قیمت هر سهم به ارزش دفتری هر سهم (P/B) و قیمت هر سهم به خالص جریانات نقدی هر سهم (P/CF) مورد آزمون قرار داد. نتایج پژوهش وی نشان داد که از بین ده متغیر بررسی‌شده، تأثیر چهار متغیر نسبت گردش سهام، نسبت سرمایه‌ی سهام، مازاد سود تقسیمی و صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به ارزش دفتری هر سهم (P/B) را نمی‌توان در بازار سرمایه‌ی ایران اثبات کرد؛ به عبارت دیگر، مدل پیشنهادی وی برای محاسبه‌ی شاخص گرایش احساسی سرمایه‌گذاران از شش جزء به شرح فرمول (۲) تشکیل شده بود:

$$SEN_{i,t}=D_1*MOM_{i,t}+D_2*LTR_{i,t}+D_3*EP_{i,t}+D_4*PCF_{i,t}+D_5*SIZE_{i,t}+ D_6*RA \quad (۲)$$

شمس‌الدینی (۱۳۹۵) سپس برای محاسبه‌ی اثر برگشت بلندمدت و اثر مومنتوم از نرخ بازده غیرعادی و برای محاسبه‌ی اثر زیان‌گریزی از نرخ رشد سود استفاده کرد و مدل مربوط به فرمول (۲) به شرح فرمول (۳) درآمد:

$$SEN_{i,t}=D_1*AAR_{i,t}+D_2*AAR_{i,t}+D_3*EP_{i,t}+D_4*PCF_{i,t}+D_5*SIZE_{i,t}+ D_6*GP_{i,t} \quad (۳)$$

نگاره ۲: تشریح متغیرهای به‌کاررفته در پژوهش

D_1	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر نرخ بازده غیرعادی سال قبل شرکت بیشتر از میانگین نرخ بازده غیرعادی بازار بوده باشد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است.
MOM	اثر مومنتوم که با استفاده از متغیر D_1*AAR به‌دست می‌آید.
AAR	نرخ بازده غیرعادی که برابر است با نرخ بازده واقعی منهای نرخ بازده مورد انتظار
D_2	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر نرخ بازده غیرعادی مربوط به سه سال قبل شرکت کمتر از میانگین نرخ بازده غیرعادی بازار بوده باشد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است.
LTR	اثر برگشت بلندمدت که با استفاده از متغیر D_3*AAR به‌دست می‌آید.
D_3	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر نسبت (E/P) سال قبل شرکت بیشتر از میانگین نسبت (E/P) بازار بوده باشد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است.

PE	نسبت قیمت هر سهم به سود هر سهم
D_4	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر نسبت (E/CF) سال قبل شرکت بیشتر از میانگین نسبت (E/CF) بازار بوده باشد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است.
PCF	نسبت قیمت هر سهم به خالص جریانات نقدی هر سهم
D_5	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که برای شرکت‌های کوچک برابر با یک و برای سایر شرکت‌ها برابر با صفر است.
SIZE	اندازه‌ی شرکت که برابر است با لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های هر شرکت.
D_6	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر شرکت در سال قبل زیان‌آور بوده است عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر به آن اختصاص می‌یابد.
RA	اثر زیان‌گریزی که با استفاده از متغیر D_6*GP به‌دست می‌آید.
GP	نرخ رشد سود یا زیان

در فرمول فوق، نرخ بازده غیرعادی برابر است با تفاوت نرخ بازده واقعی سال جاری و نرخ بازده مورد انتظاری که از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌دست آمده است. نرخ بازده واقعی نیز از حاصل تقسیم تفاوت قیمت سهام ابتدا و انتهای دوره بعلاوه‌ی سود تقسیمی بر قیمت سهام ابتدای دوره به دست آمده است.

۴-۳. متغیرهای کنترل

متغیرهای کنترلی این پژوهش شامل چهار متغیرِ نرخ بازده دارایی‌ها (ROA)، نرخ بازده فروش (ROS)، رشد دارایی‌ها (GA) و نسبت سرمایه در گردش به جمع دارایی‌های انتهای دوره (CA) است که از سوی پژوهشگرانی مانند رضایی و شفیعی دیزجی (۱۳۹۲) به‌کار رفته است.

با توجه به نحوه‌ی محاسبه‌ی متغیر مستقل که از اثر متقابل برخی متغیرها به‌دست می‌آید، با واردکردن اصل متغیرها به مدل، مدل اصلی پژوهش به‌صورت زیر در می‌آید:

$$P_{i.t} = + {}_1AAR_{i,t} + {}_2D_1*AAR_{i,t} + {}_3D_2*AAR_{i,t} + {}_4PE_{i,t} + {}_5D_3*PE_{i,t} + {}_6PCF_{i,t} + {}_7 D_4*PCF_{i,t} + {}_8SIZE_{i,t} + {}_9D_5*SIZE_{i,t} + {}_{10}GP_{i,t} + {}_{11}D_6*GP_{i,t} + \beta_{12}GA_{i,t} + \beta_{13}ROA_{i,t} + \beta_{14}ROS_{i,t} + \beta_{15}CA_{i,t} + e_{i,t}$$

۴. فرضیه‌های پژوهش

در راستای دستیابی به اهداف پژوهش در این مقاله و با توجه به مبانی نظری و پژوهش های باربریز و همکاران (۱۹۹۸)، نیکومرام و همکاران (۱۳۹۱)، حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲)، باکر و ورگلر (۲۰۰۶ و۲۰۰۷) و شمس‌الدینی (۱۳۹۵)، فرضیه‌های پژوهش عبارتند از:

فرضیه‌ی اول: بین اثر مومنتوم و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

فرضیه‌ی دوم: بین اثر برگشت بلندمدت و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

فرضیه‌ی سوم: بین صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به سود هر سهم و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

فرضیه‌ی چهارم: بین صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به خالص جریانات نقدی هر سهم و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

فرضیه‌ی پنجم: بین اثر اندازه و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

فرضیه‌ی ششم: بین اثر زیان‌گریزی و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

۵. روش پژوهش

این پژوهش یک مطالعه‌ی کاربردی می‌باشد. مانند بیشتر پژوهش‌های انجام‌شده در حوزه‌ی علوم اجتماعی و ازجمله حسابداری، در این پژوهش از طرح پژوهش نیمه‌تجربی استفاده شده است. برای آزمون فرضیه‌ی پژوهش از مدل رگرسیون و نرم‌افزارهای Excel، Eviews و SPSS استفاده گردیده است.

۵-۱. جامعه‌ی آماری و نمونه‌ی آماری و دوره‌ای که آزمون در آن صورت گرفته است

جامعه‌ی آماری مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش، شامل تمامی شرکت‌های

پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. دوره‌ی زمانی این بخش از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲می‌باشد. ازآنجایی‌که برای محاسبه‌ی اثر برگشت بلندمدت به اطلاعات سه سال قبل هر شرکت نیاز بود، داده‌های سه سال اول دوره‌ی پژوهش حذف و داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ واکاوی شد.

انتخاب نمونه‌ی آماری شرکت‌ها، با درنظرگرفتن این معیارها انجام گردید و در نهایت۱۱۱ شرکت انتخاب شد: اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲در دسترس باشد؛ پایان سال مالی شرکت‌ها اسفندماه باشد؛ طی دوره‌ی زمانی پژوهش، تغییر سال مالی نداده باشند؛ در گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گرهای مالی و بانک و هلدینگ نباشند؛ سهام شرکت‌ها طی هر یک از سال‌های دوره‌ی پژوهش معامله شده باشد.

۶. یافته‌های پژوهش

نگاره۳: نتایج آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مدل رگرسیون

علامت اختصاری متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
ΔP	-۰/۰۵۷	۰/۳۴۱	-۰/۹۷۱	۱/۰۰۳
GA	/۱۳۵	۰/۲۲	-۰/۸۶۷	۰/۹۰۹
GP	۰/۱۲۱	۰/۵۱	-۰/۹۹۵	۲/۰۱
ROA	۰/۱۳۴	۰/۱۱۹	-۰/۳۲۴	۰/۶۲
ROI	۰/۲۰۶	۰/۲۳۱	-۰/۹۱۹	۱/۰۵۲
CA	۰/۲۹۹	۰/۲۱۹	-۰/۶۴۷	۰/۹۲۵
AAR_A	-۰/۰۲۲	۲/۸۱۲	-۱/۲۸۸	۰/۲۱۸
SIZE	۵/۸۶۷	۰/۶۰۹	۴/۳۸	۷/۹۸۹
PE	۵/۸	۴/۰۶۷	-۲۴/۸۸	۲۹/۱۹
PCF	۱/۰۲۷	۱/۸۱۲	-۱۸/۰۳	۱۶/۳۱

نتایج آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش به شرح نگاره‌ی (۳) است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، میانگین نسبت قیمت هر سهم به سود هر سهم ۵/۸ می‌باشد و حداکثر میزان را دارد. از طرفی این متغیر دارای بیشترین انحراف معیار با مقدار ۴/۰۶۷ نیز می‌باشد. این

موضوع بیان‌گر نوسانات شدید نسبت P/E در مقایسه با سایر متغیرهای پژوهش است. در مجموع نتایج آمار توصیفی حاکی از تنوع نمونه‌ی انتخابی است؛ لذا می‌توان نتایج نمونه را به جامعه تعمیم داد. در ادامه، ماتریس ضریب همبستگی متغیرهای پژوهش به شرح نگاره‌ی (۵) آورده شده است. در این نگاره، علاوه‌بر بیان ضریب همبستگی متغیرهای مربوط به نگاره‌ی (۲)، به ضریب همبستگی متغیرهایی که مستقیماً در محاسبه‌ی شاخص گرایش احساسی نیز به‌کار گرفته شده‌اند، اشاره شده است. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی (اثر متقابل) بین متغیرهای رشد سود با متغیر رشد سود مربوط به پرتفوی زیان‌آور برابر با ۰/۶۷۶-، نرخ بازده غیرعادی سال جاری با نرخ بازده غیرعادی سال جاری مربوط به پرتفویی که در یک سال قبل نرخ بازده غیرعادی بالایی داشته است برابر با ۰/۸۴۹-، نرخ بازده غیرعادی سال جاری با نرخ بازده غیرعادی سال جاری مربوط به پرتفویی که در سه سال قبل نرخ بازده غیرعادی پایینی داشته است برابر با ۰/۰۵۵-، نسبت P/E سال جاری با نسبت P/E سال جاری مربوط به پرتفویی که در سال قبل دارای نسبت پایینی از P/E بوده است برابر با ۰/۳۶۹-، نسبت P/CF سال جاری با نسبت P/CF سال جاری مربوط به پرتفویی که در سال قبل نسبت پایینی از P/CF داشته است برابر با ۰/۷۳۴- و ضریب همبستگی متغیر اندازه‌ی کل شرکت‌ها با اندازه‌ی مربوط به شرکت‌های کوچک برابر با ۰/۶۷۶- می‌باشد. ازآنجایی‌که ضریب مربوط به دو متغیر نرخ بازده غیرعادی سال جاری (AAR) و نرخ بازده غیرعادی سال جاری مربوط به پرتفویی که در سه سال قبل از نظر نرخ بازده در وضعیت پایینی بوده است (D_2*AAR)، حدود ۵درصد می‌باشد، می‌توان گفت که اثر متقابل این دو متغیر (اثر برگشت بلندمدت) بسیار کم است. دررابطه‌با اثر متقابل سایر متغیرها، اولاً این رابطه برای تمامی متغیرها منفی و معکوس است؛ ثانیاً بیشترین رابطه‌ی مربوط به اثر متقابل دو متغیر نرخ بازده غیرعادی سال جاری (AAR) با نرخ بازده غیرعادی سال جاری مربوط به پرتفویی می‌باشد که در سال قبل از نظر نرخ بازده در وضعیت مطلوبی بوده است (D_1*AAR) و کمترین آن هم مربوط به دو متغیر نسبت قیمت هر سهم به سود هر سهم سال جاری (P/E) و نسبت قیمت هر سهم به سود هر سهم سال جاری مربوط به پرتفویی که در سال قبل از نظر این نسبت در سطح پایین قرار داشته است(D_3*P/E) می‌باشد؛ لذا می‌توان گفت که بین شش متغیر بررسی‌شده، اثر مومنتوم بیشترین تأثیر را در در گرایش احساسی سرمایه‌گذاران دارد.

در این پژوهش از الگوی رگرسیون چندگانه برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. از آزمون چاو (F لیمر) برای تعیین نوع روش تخمین (تلفیقی یا تابلویی) استفاده شده است که نتایج حاصل از آزمون فوق به شرح نگاره‌ی (۴) است.

نگاره ۴: نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن

آزمون	آماره	سطح معناداری	نتیجه
آزمون F لیمر	۱/۳	۰/۰۳	داده‌های تابلویی
آزمون هاسمن	۳۵/۱۲	۰/۰۰۲	اثرات ثابت

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، سطح معناداری آماره‌ی F لیمر کم‌تر از ۵٪ است؛ بنابراین روش مد نظر برای تخمین مدل، تابلویی می‌باشد. ازآن‌جایی‌که سطح معناداری آماره‌ی هاسمن کم‌تر از ۵٪ است، مدل مد نظر از نوع اثرات ثابت است.

برای بررسی عدم خود همبستگی بین باقیمانده‌ها از آماره‌ی دوربین واتسون استفاده شده است. طبق نگاره‌ی (۶) ، آماره‌ی دوربین واتسون برابر با ۲/۱۷۷ بوده است که این مقدار بین مقادیر بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد؛ بنابراین بین باقیمانده‌ها مشکل خودهمبستگی وجود ندارد. از طرفی همان‌گونه که در نگاره‌ی۵ مشاهده می‌شود، مقدار آماره‌ی آزمون F برابر با ۲/۷۴ و مقدار p مربوط به آن ۰/۰۰ است که معناداری کل مدل را تأیید می‌کند. همچنین مقادیر ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌ترتیب برابر با ۰/۳۱ و ۰/۱۹۷ است که نشان می‌دهد حدود۲۰٪ تغییرات قیمت سهام به‌وسیله‌ی متغیرهای مستقل و کنترل تبیین می‌شود.

نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش در نگاره‌ی(۶) آمده است. نتایج آزمون فرضیه‌ی اولِ پژوهش نشان می‌دهد که بین متغیر اثر مومنتوم (D_1AAR) به‌منزله‌ی یک جزء متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد (p=۰/۰۰)؛ به عبارت دیگر، از آنجایی‌که مقدار ضریب ( ) مربوط به متغیر D_1*AAR برابر با مثبت۰/۸۵۳ است، می‌توان گفت که بین نرخ بازده غیرعادی سال جاری پرتفویی که در یک سال قبل برنده بوده است و تغییرات قیمت سهام رابطه‌ی معنادار مستقیمی وجود دارد که مطابق با مبانی نظری پژوهش می‌باشد؛ به عبارتی، نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی اول نشان داد که بین اثر مومنتوم به‌منزله‌ی یک جزء گرایش احساسی سرمایه‌گذاران با قیمت سهام رابطه‌ی معنادار

مثبت وجود دارد.

نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌ی دوم پژوهش نشان داد که ضریب متغیر برگشت بلندمدت (D_2*AAR) منفی ۰/۱۶۲ است. با توجه به این‌که مقدار p برابر با ۰/۳۱۴ و بیشتر از ۵٪ است، می‌توان نتیجه گرفت که بین اثر برگشت بلندمدت با قیمت سهام رابطه‌ی معناداری وجود ندارد؛ لذا فرضیه‌ی دوم پژوهش را نمی‌توان تأیید کرد.

نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌ی سوم پژوهش نشان داد که ضریب متغیر صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به سود هر سهم (D_3*PE) برابر با ۰/۰۲ است. با توجه به این‌که مقدار p برابر با ۰/۰۰ و کم‌تر از ۵٪ است، می‌توان نتیجه گرفت که بین D_3*PE و قیمت سهام رابطه‌ی معناداری وجود دارد؛ لذا فرضیه‌ی سوم پژوهش تأیید می‌شود. از طرفی مقدار p مربوط به متغیر صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به خالص جریان‌های نقدی هر سهم (D_4*PCF) حدود ۰/۶۰ است که نشان می‌دهد امکان تأیید فرضیه‌ی چهارم پژوهش وجود ندارد. نتایج به‌دست‌آمده مربوط به متغیر نسبت P/E در این پژوهش، با نتایج پژوهش سن‌یی‌جیت و اگه (۲۰۱۴) در بورس آمریکا مخالف می‌باشد و با نتایج به‌دست‌آمده‌ی این دو پژوهش‌گر در بورس ترکیه مشابه است.

نتایج مربوط به آزمون پنجم پژوهش نشان داد که ضریب متغیر اثر اندازه (D_5*SIZE) منفی ۰/۱۶۲ است. با توجه به این‌که مقدار p برابر با ۰/۳۱۴ و بیشتر از ۵٪ است، می‌توان نتیجه گرفت که بین اثر اندازه با قیمت سهام رابطه‌ی معناداری وجود ندارد؛ لذا امکان تأیید فرضیه‌ی مربوط به اثر اندازه وجود ندارد. نتایج مربوط به این فرضیه با نتایج پژوهش‌های ابراهیمی و سعیدی (۱۳۸۹)، محمدی و همکاران (۱۳۸۹)، رضایی و شفیعی دیزجی (۱۳۹۲)، لام (۲۰۰۲)، گالیزو و سالوادور (۲۰۰۶)، باکر و ورگلر (۲۰۰۶) مخالف می‌باشدو با پژوهش حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) مشابه است.

نگاره ۵: ماتریس ضریب همبستگی متغیرهای فرضیه‌ی اول پژوهش

متغیر	GA	D_1*AAR_1	D_5*SIZE	D_4*PCF	D_3*PE	CA	D_6*GP	ROS	PE	D_2*AAR_3	ROA	SIZE	GP	PCF	AAR_A
GA	۱														
D_1*AAR_1	۰/۰۳۹-	۱													
D_5*SIZE	۰/۰۲-	۰/۰۰۷-	۱												
D_4*PCF	۰/۰۲۸	۰/۰۱۷-	۰/۰۲۱	۱											
D_3*PE	۰/۰۲۴	۰/۰۴۶	۰/۰۱۷	۰/۰۷۴-	۱										
CA	۰/۰۲۸-	۰/۰۹۸	۰/۰۶۵	۰/۰۷۳	۰/۰۳۹-	۱									
D_6*GP	۰/۰۰۲	۰/۰۳۵	۰/۰۵۴	۰/۰۳۹-	۰/۰۰۸-	۰/۰۳	۱								
ROS	۰/۰۰۱-	۰/۰۲۱	۰/۰۰۳-	۰/۰۵۴-	۰/۰۵۳	۰/۰۰۸-	۰/۰۰۶	۱							
PE	۰/۰۴۴	۰/۰۲۵	۰/۰۰۵-	۰/۰۴۴	۰/۳۶۹-	۰/۰۳۴	۰/۰۲۰-	۰/۰۷۸-	۱						
D_2*AAR_3	۰/۰۴۷	۰/۲۴۸-	۰/۰۳۱-	۰/۰۳۴	۰/۰۱۷	۰/۰۰۷-	۰/۰۷۵-	۰/۰۰۷	۰/۰۳۹-	۱					
ROA	۰/۰۰۵-	۰/۰۰۱-	۰/۰۰۷	۰/۰۲۳	۰	۰/۰۰۶-	۰/۰۸۴	۰/۰۶۸-	۰/۰۲۱	۰/۰۲۶	۱				
SIZE	۰/۰۱۱-	۰/۰۱۹	۰/۰۰۷	۰/۰۳۴	۰/۰۱۴-	۰/۰۳۱	۰/۰۴۳	۰/۰۳۲-	۰/۰۰۱-	۰/۰۶۹-	۰/۰۲۰-	۱			
GP	۰/۰۲۳-	۰/۰۵۵-	۰/۷۳۲	۰/۰۲۱-	۰/۱۳۶	۰/۰۱۱-	۰/۶۷۶	۰/۰۶۲	۰/۰۵۷-	۰/۰۳۴	۰/۰۲۶۰	۰/۰۲۴	۱		
PCF	۰/۰۱-	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴-	۰/۷۳۴-	۰/۰۴۲	۰/۰۶۸	۰/۰۰۱-	۰/۰۱۲	۰/۰۵۲-	۰/۰۱۸-	۰/۰۷۱	۰/۰۳۴	۰/۰۲۳	۱	
AAR_A	۰/۰۳۲	۰/۰۳۲	۰/۰۲۹	۰/۰۱۹	۰/۱۰۴-	۰/۰۷۵-	۰/۰۱۲	۰/۰۳۵-	۰/۰۳۵	۰/۰۵۵-	۰/۰۱۵-	۰/۰۲۱	۰/۰۴۶	۰/۰۱۷	

نتایج آزمون فرضیه‌ی ششم (اثر زیان‌گریزی) پژوهش نشان داد که مقدار p برابر با ۰/۰۴۲ است که نشان‌دهنده‌ی تأیید این فرضیه است. با توجه به منفی‌بودن ضریب این متغیر، می‌توان گفت اثر زیان‌گریزی با قیمت سهام رابطه‌ی معکوس دارد که برخلاف مبانی نظری تئوری چشم‌انداز است.

نتایج مربوط به بررسی رابطه‌ی متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که بین دو متغیر کنترلی نرخ بازده دارایی‌ها و نرخ بازده فروش با تغییرات قیمت سهام به‌ترتیب رابطه‌ی مثبت و منفی معناداری وجود دارد. بین دو متغیر رشد دارایی‌ها و نسبت سرمایه در گردش به جمع دارایی‌ها با قیمت سهام رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. نتایج به‌دست‌آمده مربوط به نرخ بازده دارایی‌ها در این پژوهش با نتایج پژوهش‌های ابراهیمی و سعیدی (۱۳۸۹) و هاشمی و بهزادفر (۱۳۹۰) و رضایی و شفیعی دیزجی (۱۳۹۲) مشابه است و از نظر متغیر نرخ رشد دارایی‌ها، نتایج با پژوهش بهرام‌فر و شمس عالم (۱۳۸۳) مشابهت دارد و از نظر متغیر نرخ بازده فروش، نتایج با پژوهش هاشمی و بهزادفر (۱۳۹۰) مخالف است و به پژوهش کلوب و نافی[۱۳] (۲۰۰۷) شباهت دارد و از نظر متغیر نسبت سرمایه در گردش به جمع دارایی‌ها، نتایج با پژوهش ابراهیمی و سعیدی(۱۳۸۹) مشابهت داشته، با پژوهش هاشمی و بهزادفر(۱۳۹۰) مخالف می‌باشد.

۷. بحث و نتیجه‌گیری

به‌طور کلی نتایج پژوهش نشان‌دهنده‌ی این است که حتی پس از کنترل متغیرهای نرخ بازده دارایی‌ها، نرخ بازده فروش، نسبت سرمایه در گردش به جمع دارایی‌ها و نرخ رشد دارایی-ها، متغیرهای اثر مومنتوم و اثر زیان‌گریزی و صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به سود هر سهم به‌منزله‌ی سه جزء اندازه‌گیری متغیر گرایش احساسی با قیمت سهام دارای ارتباط معناداری می‌باشند، به گونه‌ای که بیشترین ارتباط مربوط به متغیر اثر مومنتوم (۰/۸۵۳) و کمترین ارتباط مربوط به متغیر اثر زیان‌گریزی (۰/۰۸۸-) می‌باشد.

نگاره ۶: نتایج آزمون فرضیه‌ی اول پژوهش

علامت اختصاری متغیر	ضریب متغیر	آماره‌ی t	سطح معناداری
	۰/۰۹۵	۰/۵۵	۰/۵۸
AAR	-۰/۴۱۵	-۲/۵۸	۰/۰۱
D_1*AAR	۰/۸۵۳	۴/۶۶۲	۰/۰۰
D_2*AAR	-۰/۱۶۲	-۱/۰۱	۰/۳۱۴
PE	۰/۰۰۸	۱/۳۴۷	۰/۱۷۸
D_3*PE	۰/۰۲	۴/۱۸۲	۰/۰۰
PCF	۰/۰۱	۱/۵۱	۰/۱۳۱
D_4*PCF	-۰/۰۰۴	-۰/۵۳۲	۰/۵۹۵
SIZE	-۰/۰۲۷	-۱/۰۱۱	۰/۳۱
D_5*SIZE	۰/۰۰۲	-۰/۳۱	۰/۷۵
GP	۰/۲۱۴	۶/۴۹	۰/۰۰
D_6*GP	-۰/۰۸۸	-۲/۰۴	۰/۰۴۲
ROA	۰/۴۵۲	۳/۱۶۹	۰/۰۰۱
ROS	-۰/۱۵	-۲/۱۷۴	۰/۰۳
CA	۰/۰۳۹	۰/۷۶۸	۰/۴۴۳
GA	-۰/۰۹	-۱/۷۸۵	۰/۰۷۴
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره‌ی F	سطح معناداری	آماره‌ی دوربین واتسون
۰/۳۱	۰/۱۹۷	۲/۷۴۳	۰/۰۰	۲/۱۷۷

هرچند بین اثر زیان‌گریزی و قیمت سهام رابطه‌ی معناداری وجود دارد، این رابطه برخلاف مبانی نظری تئوری چشم‌انداز سهام منفی و معکوس است. از طرفی سه متغیر مربوط به گرایش احساسی شامل اثر برگشت بلندمدت (نرخ بازده غیرعادی سه سال قبل مربوط به پرتفوی بازنده) اثر اندازه و صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به خالص جریان‌های نقدی هر سهم دارای رابطه‌ی معناداری با قیمت سهام نمی‌باشند. با توجه به این‌که ضریب تعیین تعدیل‌شده‌ی مدل برابر ۱۹/۷٪ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به همراه سایر متغیرهای کنترلی می‌تواند تأثیر مهمی بر قیمت سهام داشته

باشد. این نتایج مخالف با نتایج پژوهش پودل (۲۰۱۰) است. از طرفی از بین سه متغیر گرایش احساسی که با قیمت سهام رابطه‌ی معناداری دارند، دو متغیر اثر مومنتوم و صرف ارزش مربوط به نسبت P/E دارای رابطه‌ی مثبتی با قیمت سهام می‌باشد؛ لذا با توجه به مثبت‌بودن این ضرایب، می‌توان گفت که نتایج این پژوهش مشابه با نتایج پژوهش هنگل‌براک و همکاران (۲۰۰۹) در بازار سرمایه‌ی آلمان و مخالف با نتایج تحقیقات آن‌ها در بازار سرمایه‌ی آمریکا است. با این تفاوت که متغیر وابسته‌ی پژوهش هنگل‌براک و همکاران (۲۰۰۹) بازده آتی سهام بود.

۸. پیشنهادها

۸-۱. پیشنهادهای حاصل از نتایج پژوهش

۱. با توجه به رابطه‌ی بین متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام، به کارگزاران و مشاوران مالی فعال در بورس اوراق بهادار توصیه می‌شود، علاوه‌بر متغیرهای اقتصادی و حسابداری تاثیرگذار بر نوسانات قیمت سهام، به ویژگی‌های رفتاری سرمایه‌گذاران نیز توجه شود.

۲. با توجه به تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام، سرمایه‌گذاران باید هنگامی‌که در بازار اخبار هیجانی و احساساتی زودگذر وجود دارد، با دقت بیشتری به خرید و فروش سهام مبادرت ورزند.

۸-۲. پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

از آنجایی که دانش مالی رفتاری در دنیا یک دانش نوپاست و تعداد پژوهش‌های انجام‌شده در ایران نیز چندان زیاد نمی‌باشد، به پژوهش‌گران آتی پیشنهاد می‌شود:

۱. اثر مومنتوم را برای دوره‌های کمتر از یک سال به صورت روزانه، هفتگی، ماهانه یا چند ماهه بررسی کنند و با نتایج این پژوهش مقایسه نمایند؛

۲. اثر برگشت بلندمدت را برای دوره‌های دوساله و چهارساله و بیشتر محاسبه کنند و با نتایج این پژوهش که در آن از دوره سه‌ساله استفاده شده است، مقایسه نمایند؛

۳. در پژوهشی جداگانه، اثر سایر عوامل مالی رفتاری مانند اعتماد بیش‌ازحد بر قیمت

سهام بررسی شود؛

۴. مشابه این پژوهش را برای دوره‌های زمانی طولانی‌تر تکرار کنند.

۹. محدودیت‌های عمده پژوهش

پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی روبه‌رو بوده است که عبارتند از:

۱. در این پژوهش، اثرات نوع صنعت در نظر گرفته نشده است. با توجه به احتمال متفاوت‌بودن شدت و ضعف روابط مشاهده‌شده در صنایع مختلف، باید به تأثیر صنعت در تفسیر نتایج توجه شود.

۲. با توجه به اینکه برای بررسی اثر برگشت بلندمدت نیاز به اطلاعات سه سال قبل بود، لذا اطلاعات سال‌های ۸۲ تا ۸۴ از آزمون فرضیه‌ها حذف شد. این کار باعث کوتاه‌شدن طول دوره‌ی بررسی‌شده از ۱۱ سال به ۸ گردید؛ لذا در تعمیم نتایج حاصل از پژوهش به سایر دوره-ها باید با احتیاط عمل شود.

۳. اثرات ناشی از تورم و تفاوت در روش‌های حسابداری در اندازه‌گیری و گزارشگری رویدادهای مالی ممکن است بر نتایج تحقیق تأثیرگذارد که به دلیل دسترسی‌نداشتن به اطلاعات، تعدیلی از این بابت صورت نگرفته است.

۴. درباره‌ی این تحقیق عوامل دیگری از جمله عوامل کلان اقتصادی و سیاسی و تورش-های رفتاری سرمایه‌گذاران حقیقی وجود دارد که از دسترس محقق خارج بوده است. این عوامل می‌توانند بر نتایج تحقیق اثرگذار باشند؛ لکن اثر این عوامل در این تحقیق در نظر گرفته نشده است.

باوجوداین، اعتقاد بر این است که هیچ‌کدام از محدویت‌های مزبور به خدشه‌دار شدن نتایج پژوهش منجر نشده و پژوهش هم‌چنان از روایی داخلی و خارجی مناسبی برخوردار است.

یادداشت‌ها

1. Barberis et al.
2. Lee
3. Antonios et al.
4. Liston
5. Baker and Wurgler
6. Li
7. Hengelbrock et al.
8. Paudel

9. Uygar and Tas
10. Senyigit and Ag
11. Koutmos and Song
12. Tekce and Ylmaz
13. Clubb and Naf

منابع

الف. فارسی

ابراهیمی، محمد و سعیدی، علی. (۱۳۸۹). تأثیر متغیرهای حسابداری و ویژگی‌های شرکت بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، *۶۲*: ۱- ۱۶.

بهرامفر، نقی و شمس‌عالم، سیدحسام. (۱۳۸۳). بررسی تأثیر متغیرهای حسابداری بر بازده غیرعادی آتی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، *۳۷*: ۲۳-۵۰.

تلنگی، احمد. (۱۳۸۳). تقابل نظریه نوین مالی و مالی رفتاری. *تحقیقات مالی*، *۱۷*: ۳-۲۵.

ثقفی، علی. (۱۳۸۲). تحقیقات حسابداری در جستجوی قیمت سهام. *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، *۸*: ۶۳-۷۵.

حاجیان‌نژاد، امین. (۱۳۸۸). *بررسی رفتار رمه‌وار در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۰. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان*: دانشکده علوم اداری و اقتصاد.

حیدرپور، فرزانه؛ تاری وردی، یداله و مریم محرابی. (۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، *۱۷*: ۱-۱۳.

خواجوی، شکراله؛ الهیاری ابهری، حمید و میثم قاسمی. (۱۳۹۰). آزمون مدل بازده و مدل قیمت شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی پانل با داده‌های وزنی. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، *۴*: ۵۵-۷۰.

خواجوی، شکراله و قاسمی، میثم. (۱۳۸۴). فرضیه‌ی بازار کارا و مالی رفتاری. *تحقیقات مالی*، ۲۰: ۴۹-۶۹.

رضایی، فرزین و شفیعی دیزجی، هادی. (۱۳۹۲). بررسی روند تدریجی رابطه‌ی متغیرهای حسابداری و قیمت سهام در چرخه‌ی عمر شرکت؛ تحلیل بیز سلسله مراتبی. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲: ۱۰۹-۱۲۶.

شمس‌الدینی، کاظم. (۱۳۹۵). *بررسی رابطه‌ی بین رفتار سرمایه‌گذاران با قیمت سهام و شخصیت آنان در بورس اوراق بهادار تهران. رساله‌ی دکتری حسابداری: دانشگاه شیراز.*

قالیباف اصل، حسن و نادری، معصومه. (۱۳۸۵). بررسی واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به اطلاعات و اخبار منتشره در شرایط رکود و رونق. *تحقیقات مالی*، ۸(۱):۹۷-۱۱۲.

نیکومرام، هاشم؛ رهنمای رودپشتی، فریدون؛ هیبتی، فرشاد و شهره یزدانی. (۱۳۹۱). تأثیر سوگیری شناختی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران بر ارزشیابی سهام. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، *۱۳*: ۶۵-۸۱ .

هاشمی، سیدعباس و بهزادفر، فاطمه. (۱۳۹۰). ارزیابی رابطه‌ی محتوی اطلاعاتی اقلام تعهدی و نسبت‌های مالی منتخب با قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، *۷*: ۵۵-۷۷.

ب. انگلیسی

Antonios, S., Evangelos, V., & Patrick, V. (2014). Facebooks daily sentiment and international stock markets. *Journal of Economic Behavior and Organization, 107(B), 730-743.*

Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, *61*: 1645-1680.

Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129-151.

Barberis, N., Vishny, A., & Shleifer, R. W. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, *49*, 307-343.

Clubb, N., & Naffi, M. (2007). The usefulness of book-to-market and ROE expectations for explaining UK stock returns. *Journal of Business Finance and Accounting*, 34 (1-2), 1-32.

Gallizo, J., & Salvador, M. (2006). Share price and accounting variables: A hierarchical Bayesian analysis. *Review Accounting and Finance,* 5(3), 268-278.

Koutmos, D., & Song, W. (2014). Speculative dynamics and price behavior in the Shanghai Stock Exchange. *Research in International Business and Finance,* 31, 74-86.

Liston, D. (2016). Sin stock returns and investor sentiment. *The Quarterly*

Review of Economics and Finance, *59*, 63-70.

Li, Feng. (2006). Do stock market investors understand the risk sentiment of corporate annual reports? *Available at www.ssrn.com*.

Lin, M. (2010). The effects of investor sentiment on returns and idiosyncratic risk in the Japanese Stock Market. *International Research Journal of Finance and Economics, 60,* 29-43.

Paudel, J. (2010). *A Behavioral Appr**o**ach to Stock Pricing*. Thesis Mathematical Economics, Faculty of Economics and Business, the Colorado College.

Senyigit, Y. B., & Ag, Y. (2014). Explaining the cross section of stock returns: A comparative study of the United States and Turkey. *Procedia - Social and Behavioral Sciences,* 109 (8), 327-332.

Smales, Lee, A. (2014). News sentiment and the investor fear gauge. *Finance Research Letters,* 11(2), 122-130.

Tekçe, B., & Yilmaz, N. (2015). Are individual stock investors overconfident? Evidence from an Emerging Market. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, *5*, 35-45.

Uygar, U., & TAS, O. (2014). The impacts of investor sentiment on different economic sectors: Evidence from Istanbul Stock Exchange. *Borsa Istanbul Review,* 14(4)236-241.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی