

## رابطه گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران و تغییرات قیمت سهام با افشاری اختیاری

### پریسا درخشش

کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی غیرانتفاعی-غیردولتی علم و فن آوری شمس، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)  
Parisadarkhosh1368@gmail.com

### دکتر آرش درخشان مهر

دکتری حسابداری، واحد مقان، دانشگاه آزاد اسلامی، مقان، ایران.  
mehr\_arash@yahoo.com

شماره ۲۱  
بهار ۱۳۹۹ (جلد اول) / صفحه ۱۴۷-۱۳۶  
دیرینه (دروزه مسئول)

### چکیده

تغییرات قیمت سهام با میزان افشاری اختیاری اطلاعات توسط مدیران ارتباط وجود دارد. احساسات و عواطف سرمایه گذاران نیز که منجر به رفتار و تصمیمات سوگیرانه می‌شود با افشاری اختیاری شرکتها در ارتباط است. پژوهش حاضر به بررسی رابطه گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران و تغییرات قیمت سهام با افشاری اختیاری می‌پردازد. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از بعد روش شناسی همبستگی از نوع علی (پس رویدادی) می‌باشد. جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک، ۱۱۶ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده در دوره‌ی زمانی ۶ ساله بین سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۱ مورد تحقیق قرار گرفتند. روش مورد استفاده جهت جمع آوری اطلاعات، کتابخانه‌ای بوده و داده‌های مربوط برای اندازه‌گیری متغیرها از سایت کдал و صورتهای مالی شرکت‌ها جمع آوری شده و در اکسل محاسبات اولیه صورت گرفته سپس برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم افزار استاتاتا و از رگرسیون چندگانه با الگوی داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که بین گرایش‌های احساسی و افشاری اختیاری ارتباط مستقیم و معنادار دارد. همچنین، بین تغییرات قیمت سهام و افشاری اختیاری رابطه مستقیم و معنادار دارد.

**کلید واژه‌ها:** گرایش‌های احساسی، تغییرات قیمت سهام، افشاری اختیاری.

## مقدمه

منشأ چارچوب نظری افشاری اختیاری بر مدل گروسمن (۱۹۸۱) و میلگرم (۱۹۸۱) استوار است. در این مدل فرض می‌شود که سرمایه گذاران همواره شرکت‌های با کیفیت افشاری بالاتر را به بقیه شرکت‌ها ترجیح می‌دهند. از این رو سایر شرکت‌ها برای جلب اعتماد سرمایه گذاران مجبورند که کیفیت افشاری خود را ارتقا دهند (عدم افشاری اطلاعات توجیهی ندارد)، اما ورکچیا (۱۹۸۳) و دای (۱۹۸۵) هر کدام عامل دیگری به این مدل افزودند تا بعضی شرکت‌ها موضوع عدم افشاری خود را توجیه کنند. ورکچیا (۱۹۸۳) عامل هزینه‌های اختصاصی افشار را در نظر گرفت و دای (۱۹۸۵) عامل بی‌اهمیت بودن خبر را به این مدل افزود. مدیران شرکتها برای این که سرمایه گذاران را در مورد چشم اندازهای آتی و اهداف و استراتژیهای شرکت آگاه سازند، دست به افشاری داوطلبانه اطلاعات می‌زنند. ارایه اطلاعات داوطلبانه مالی و غیرمالی در مورد شرکت باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، افزایش نقدشوندگی سهام و در نتیجه بهبود وضعیت مالی شرکت می‌شود. اگر چه استانداردهای حسابداری و حسابرسان به عنوان دو سازوکار نهادی باعث تعديل شکاف مطالعاتی بین مدیران و مالکان می‌شود، اما این شکاف مطالعاتی را به صورت کامل از بین نمی‌برد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۶). از این رو افشاری داوطلبانه می‌تواند به کاهش شکاف مطالعاتی و بهبود اعتبار گزارشگری مالی و نیز درک نقش مطالعات حسابداری در ارزش گذاری شرکت و تامین مالی آن، کمک کند (کر، ۲۰۰۱). افشاری داوطلبانه، افشاری اطلاعاتی فراتر از تعهدات قانونی است که به وسیله نهادهای قانون گذار تدوین شده است. افشاری اطلاعات فرایند تهیه اطلاعات از شرکت گزارشگر به بازارهای مالی است. شرکت‌هایی که به طور داوطلبانه اطلاعاتی را افشار می‌کنند که به وسیله مراجع قانون گذار اجباری برای ارائه آنها وجود ندارد، برای شکل دادن توقعات مشارکان بازار تلاش می‌کنند و از این رو به واسطه افشاری اطلاعات اضافی از شرایط معامله با این اشخاص منفعت می‌برند. شفافیت اندک و نبود تقارن اطلاعات، رابطه‌ای عادی دارند. شفافیت اندک نشان می‌دهد که اطلاعات کافی برای ارتباط برقرار کردن با سرمایه گذار وجود ندارد، بنابراین یک نبود تقارن اطلاعات زیادی می‌شود. در یک بازار کارا، ارزش شرکت به صورت ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده با نرخ مناسب بازده تعديل شده از لحاظ ریسک تعریف می‌شود. بنابراین هدف از افشاری مالی، تهیه اطلاعات مفید برای سرمایه گذاران در ارزیابی به موقع بودن و قطعیت نداشتن جریان‌های نقدی آینده است. اطلاعات مفید تهیه شده از طریق افشاری داوطلبانه، فرایند تصمیم‌گیری سرمایه گذاران را بهبود می‌بخشد و سایر استفاده‌کنندگان از افشاری اطلاعات، شرکت را در موقعیت مناسب‌تری برای تخصیص منابع اقتصادی قرار می‌دهند (خدادادی و بنایی قدیم، ۱۳۹۴). رفتار سرمایه گذاران در بورس، نحوه تصمیم‌گیری، تخصیص منابع پولی، قیمت گذاری و ارزیابی بازده شرکت‌ها را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. شرایط مبهم و اشتباهات شناختی که در روان‌شناسی انسان ریشه دارد، باعث می‌شود سرمایه گذاران اشتباهاتی در شکل دهنی انتظارات خود داشته باشند و در نتیجه رفتارهای ویژه در هنگام سرمایه گذاری در بازارهای مالی از خود بروز دهند (سینایی و داویدی، ۱۳۸۸). در سال‌های گذشته یکی از دغدغه‌های بورس اوراق بهادار، جذب سرمایه گذاران و تشویق آنها به سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار بوده است. از مهم‌ترین روش‌های اندازه‌گیری رفتارهای احساسی سرمایه گذاران می‌توان به شاخص ترکیبی ارائه شده توسط باکر و ورگلر (۲۰۰۶) اشاره نمود. این شاخص بر مبنای تغییرات متداول در ۵ متغیر اساسی موثر بر گرایش‌های سرمایه گذاری با درآمد ثابت (CEFD)، گردش مالی بازار (TURN)، تعداد عرضه‌های اولیه سهام (NIPO) بازده اولین روز عرضه‌های اولیه سهام (RIPo)، سهم سهام منتشره در تامین مالی جدید نسبت به کل سهام منتشره و بدھی بلندمدت (Eshare). از طرف دیگر بسیاری از پژوهشگران نظریه چن و همکاران

(۲۰۰۱) بر این باورند که تغییرات قیمت سهام یک شرکت از مدیریت اطلاعات داخلی ان ناشی می‌شود در شرایطی که اطلاعات به صورت تصادفی وارد بازار می‌شود و فرایند انتشار اطلاعات بدون توجه به خوب یا بد بودن آن بصورت سیستماتیک انجام می‌گیرد می‌توان گفت که اطلاعات منتشر شده دارای توزیع متقارن است. لافوند و واتز (۲۰۰۸)، بر این باورند که عرضه و تقاضای غیرعادی، در نتیجه وجود اطلاعات محرمانه به وجود می‌آید. هنگام وجود اخبار محرمانه بد، عرضه سهام افزایش یافته و قیمت پیشنهادی فروش نیز کاهش می‌یابد. بر عکس، هنگام وجود اخبار محرمانه خوب، تقاضا بالا رفته و به دنبال آن قیمت پیشنهادی خرید نیز افزایش می‌یابد. در مورد ارتباط بین متغیرها (تغییرات قیمت سهام و افشاء اختیاری) پورحیدری و عرب آبادی (۱۳۹۳) به این نتیجه رسیدند که نتایج نشان می‌دهد که هنگام کاهش بزرگتر قیمت سهام، احتمال افشاء اخبار (خوب یا بد) بیشتر است، ولی ارتباطی بین بزرگی افزایش قیمت سهام و احتمال افشاء اخبار (خوب یا بد) وجود ندارد. به طور کلی، این پژوهش نشان می‌دهد که مدیران برای حداکثرسازی قیمت سهام شرکت خود، اخبار خوب را افشاء و اخبار بد را حفظ می‌کنند، اما کاهش قیمت سهام ناشی از یک رویداد عمومی، مانند اعلامیه سود و زیان، می‌تواند مدیر را به افشاء اخبار بد حفظ شده تحریک کند؛ چرا که با کاهش بزرگتر قیمت سهام، ممکن است از نظر مدیر اخبار دیگر بد نبوده و چه بسا اکنون اخبار خوب تلقی شود. بنابراین هدف اصلی این تحقیق نخست بررسی رابطه افشاء گرایشهای احساسی و افشاء اختیاری و در وهله دوم رابطه تغییرات قیمت سهام با افشاء اختیاری می‌باشد. با توجه به مورد گفته شده در این پژوهش به دنبال بررسی رابطه گرایشهای احساسی سرمایه‌گذاران و تغییرات قیمت سهام با افشاء اختیاری هستیم.

### پیشینه پژوهش

زارع و دارابی (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی تاثیر گرایشهای احساسی سرمایه‌گذاران بر افشاء اختیاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه ایران پرداختند. این پژوهش از نوع علی، پس رویدادی و کاربردی است. نتایج آزمون فرضیه‌ها در ۷۲ شرکت نشان داد که بین گرایشهای احساسی سرمایه‌گذاران و افشاء اختیاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ اما با دسته‌بندی گرایشهای احساسی به گرایش‌های احساسی بالا و پایین، رابطه معناداری بین آن‌ها و افشاء اختیاری یافت نشده است. همچنین از میان متغیرهای کنترلی، بین رشد اقتصادی، اندازه شرکت، بازده دارایی‌ها و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با افشاء اختیاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ همچنین بین زیانده بودن شرکت‌ها و افشاء اختیاری رابطه منفی و معناداری یافت شده است.

حمیدیان و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی رابطه مفید بودن افشاء داوطلبانه بر اساس مولفه‌های کلان هیئت بین‌المللی استاندارهای حسابداری و قضاویت سرمایه‌گذاران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۴ - ۱۳۹۰ پرداختند. به این منظور، داده‌های ۱۲۷ شرکت با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب و با استفاده از مدل مپلی، کیمینی و مزوچتیازمون گردید. برای اندازه‌گیری افشاء داوطلبانه شرکت‌ها از چک لیستی با ۵ بعد ماهیت کسب و کار، اهداف و استراتژی‌های کسب و کار، منابع، ریسک‌ها و ارتباطات، نتایج عملیات شرکت و معیارهای اندازه‌گیری عملکرد استفاده شد. یافته‌ها نشان می‌دهد در مجموع، افشاء داوطلبانه مولفه‌های اصلی مدل کسب و کار ارتباط ارزشی بالاتری نسبت به مولفه‌های محدود فراهم می‌سازد. بر اساس این یافته‌ها، پیشنهاد می‌شود مدیران شرکت‌ها با توجه بیشتر به این شاخص‌ها، شرایط تحلیل‌های دقیق‌تر استفاده کنندگان صورت‌های مالی را فراهم سازند.

محمدی و همکاران (۱۳۹۶) در تحقیقی به بررسی تأثیر افشاری داوطلبانه بر هزینه سرمایه و عدم تقارن اطلاعات در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش از روش داده‌های تابلویی جهت تخمین مدل استفاده شد. جامعه آماری این پژوهش را کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ به تعداد ۶۲۵ شرک تشکیل می‌دهد که بر اساس حذف سیستماتیک تعداد ۱۲۵ شرکت به عنوان نمونه انتخاب گردید. این پژوهش از دو فرضیه تشکیل شده که جهت آزمون این فرضیه‌ها از داده‌های تلفیقی در طی دوره پژوهش استفاده شده است. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم افزار ایویوز انجام گردید. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که افشاری داوطلبانه بر هزینه سرمایه و عدم تقارن اطلاعات تأثیر معناداری دارد.

نقدی و ابراهیم کردر (۱۳۹۵) به بررسی تاثیر برخی ویژگی‌های مالی و غیرمالی خاص شرکتها بر میزان افشاری اطلاعات در گزارشگری سالانه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. تعداد ۲۰۳ شرکت، حائز شرایط موردنظر پژوهش برای دوره زمانی دو ساله ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ انتخاب شده است. بدین منظور برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از تحلیل ضرایب رگرسیون استفاده شده است. به منظور اندازه‌گیری سطح افشاری اختیاری اطلاعات در گزارشگری سالیانه، فهرستی مشتمل از ۵۰ قلم اختیاری براساس استانداردهای حسابداری و مقررات موجود در حوزه گزارشگری مالی تهیه شد. در این پژوهش از شاخص غیروزنی با سطح اهمیت یکسان اقلام افشا شده در راستای سنجش میزان افشاری اختیاری استفاده شده است. نتایج حاصل بیانگر آن است که از میان ویژگی‌های مالی و غیرمالی در حوزه افشاری اختیاری، تنها اندازه شرکت رابطه مثبت و معناداری با سطح افشاری اختیاری دارد. دیگر متغیرهای ویژگی‌های شرکت (عمر شرکت، سودآوری، نقدينگی، اهرم و اندازه موسسه حسابرسی) رابطه معناداری با سطح افشاری اختیاری ندارند.

بشیری منش و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی تحت عنوان پیامدهای افشاری اختیاری: رویکرد معادلات ساختاری، به بررسی این مهم پرداختند. در این پژوهش، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش هزینه سرمایه به عنوان پیامدهای افزایش سطح افشاری اختیاری اطلاعات بررسی می‌گردند. نمونه تحقیق شامل ۱۴۶ شرکت پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۲ می‌باشد. در بررسی فرضیات این پژوهش از روش معادلات ساختاری استفاده شد تا اثرات مستقیم افشاری اختیاری و اثرات غیرمستقیم سایر متغیرها از طریق بهبود سطح افشاری اختیاری بر این پیامدهای احتمالی سنجیده شود. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، افشاری اختیاری به عنوان یکی از مکانیزم‌های شفافیت اطلاعاتی منجر به کاهش اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و افزایش گردش سهام می‌گردد. همچنین افشاری اختیاری یکی از عوامل کاهنده سطح هزینه سرمایه شرکت می‌باشد. افشاری اختیاری با بهبود شفافیت اطلاعاتی شرکت، ریسک اطلاعاتی شرکت را کاهش و سطح بازده مورد انتظار سرمایه گذاران و در نتیجه هزینه سرمایه را کاهش می‌دهد.

کاشانی پور و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین ساختار هیأت مدیره و مالکیت شرکت با افشاری اختیاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداختند. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۴۸ شرکت در سال ۱۳۹۱ و روش آماری مورد استفاده جهت آزمون فرضیه‌های آماری مطرح شده رگرسیون چند متغیره می‌باشد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که رابطه‌ی معنی دار و مثبتی بین نسبت اعضای غیرموقوف و مالکیت شرکتی با افشاری اختیاری وجود دارد. بین اندازه هیأت مدیره، مالکیت مدیریتی و مالکیت نهادی با افشاری اختیاری رابطه معنی داری یافت نشد.

پورحیدری و عرب آبادی (۱۳۹۳) به بررسی رابطه تغییرات قیمت سهام و افشاری اختیاری مدیران پرداختند. بهخصوص بررسی اینکه کاهش قیمت سهام، مدیران را به افشاری اطلاعات حفظشده قبلی (پیش‌بینی‌های مدیریت) تحریک می‌کند یا خیر؟

جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته شده و دوره زمانی آن از سال ۱۳۸۱ تا سال ۱۳۹۰ است. نتایج نشان داد که هنگام کاهش بزرگتر قیمت سهام، احتمال افشای اخبار (خوب یا بد) بیشتر است، ولی ارتباطی بین بزرگی افزایش قیمت سهام و احتمال افشای اخبار (خوب یا بد) وجود ندارد. به طور کلی، این پژوهش نشان داد که مدیران برای حداکثرسازی قیمت سهام شرکت خود، اخبار خوب را افشا و اخبار بد را حفظ می‌کنند، اما کاهش قیمت سهام ناشی از یک رویداد عمومی، مانند اعلامیه سود و زیان، می‌تواند مدیر را به افشای اخبار بد حفظ شده تحریک کند؛ چراکه با کاهش بزرگتر قیمت سهام، ممکن است از نظر مدیر اخبار دیگر بد نباشد و چه بسا خوب تلقی شود.

شنفیلد (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر افشای داوطلبانه اطلاعات بر میزان نقدشونگی سهام پرداخت، در این پژوهش از شاخص اس اند پی ۵۰۰ به عنوان یک پدیده مهم اقتصادی برای بررسی تأثیر افشای داوطلبانه اطلاعات بر میزان نقدشونگی سهام استفاده شد. وی ۴۳۳ شرکت در بازه زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۰ را مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که افشای داوطلبانه با نقدشوندگی سهام در ارتباط است. به بیان دیگر افزایش افشای داوطلبانه اطلاعات باعث افزایش میزان نقدشوندگی سهام می‌گردد.

کیم و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی تصمیمات احساسی سرمایه‌گذاران و افشای اختیاری پرداختند. نتایج پژوهش ایشان نشان داد که افشای اختیاری در شرکت‌ها رابطه مثبتی با تصمیمات احساسی سرمایه‌گذاران دارد.

کوپر و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان رابطه تمایلات احساسی سرمایه‌گذاران و سطح افتشا در شرکتها، به بررسی میزان تأثیرگذاری سیاست‌های افشا در شرکتها بر تصمیمات احساسی سرمایه‌گذاران پرداختند. نتایج این تحقیقات نشان می‌دهد که در دوره‌هایی که گرایش احساسی بالا در سرمایه‌گذاران وجود دارد، مدیران میزان افشا اطلاعات شرکت را کاهش می‌دهند و دوره‌هایی که گرایش‌های احساسی پائین در سرمایه‌گذاران وجود دارد، مدیران میزان افشا اطلاعات شرکت را افزایش می‌دهند درنتیجه دریافتند که بین سطح افشا اطلاعات در شرکتها و گرایش احساسی سرمایه‌گذاران رابطه مستقیم و معنای داری وجود دارد.

لن و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی عوامل تعیین کننده و آینده افشای اختیاری در چین پرداختند. آن‌ها با استفاده از اطلاعات ۱۰۶۶ شرکت پذیرفته شده در بورس شانگهای و شنزن به این نتیجه رسیدند که افشای اختیاری رابطه مثبتی با اندازه شرکت، اهر مالی و بازده سرمایه و همچنین رابطه منفی با نوع حسابرس دارد.

شورف و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر افشای داوطلبانه بر عدم تقارن اطلاعات پرداختند، آن‌ها تعداد ۸۳۹ شرکت در بازه زمانی شش ساله طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۸ که اطلاعات آن از کمیسیون بورس و اوراق بهادار جمع آوری شده بود را مورد بررسی قرار دادند، نتایج بررسی آن‌ها نشان داد که افشای داوطلبانه بر عدم تقارن اطلاعات تأثیر معنی داری دارد، به بیان دیگر رابطه معکوس میان افشا داوطلبانه و عدم تقارن اطلاعات وجود دارد.

اسلتون (۲۰۱۲) تأثیر تغییرات قیمت سهام بر افشای اختیاری را در آمریکا بررسی کرد. نتایج وی نشان داد که هنگام کاهش‌های بزرگتر قیمت سهام، احتمال افشای اطلاعات خوب مدیران بیشتر است، ولی ارتباط معناداری بین احتمال افشای اطلاعات خوب و بزرگی افزایش در قیمت سهام وجود ندارد.

آدولپو (۲۰۱۱) با بررسی عوامل تأثیرگذار بر افشتاختیاری، در ۵۲ شرکت پذیرفته شده در بورس نیجریه و با استفاده از ۲۵ شاخص افشا اختیاری مورد استفاده توسط ربرت و گرس (۱۹۹۵) رابطه معنادار مثبتی میان اندازه شرکت (لگاریتم مجموع داراییها) و نوع حسابرس و افشای اختیاری یافت.

## فرضیه های پژوهش

در این تحقیق افشا اختیاری به عنوان متغیر وابسته، و گرایشهای احساسی سرمایه گذاران و تغییرات قیمت سهام عنوان متغیر مستقل بوده لذا فرضیه های تحقیق بصورت زیر ارایه می شوند:

فرضیه اول: گرایشهای احساسی با افشا اختیاری رابطه معناداری دارد.

فرضیه دوم: تغییرات قیمت سهام با افشا اختیاری رابطه معناداری دارد.

## روش شناسی تحقیق

این تحقیق از لحاظ روش همبستگی و از لحاظ هدف کاربردی می باشد و از این جهت که از اطلاعات تاریخی برای این تحقیق استفاده می شود لذا از تحقیقات پس رویدادی به شمار می رود. همچنین از آنجا که این نوشتار به توصیف آنچه که هست یا توصیف شرایط موجود بدون دخل و تصرف (و نه به الزام و توصیه خاص) و با توجه به آن که قضاوت های ارزشی در این تحقیق کم رنگ است، پژوهش حاضر در زمرة تحقیقات توصیفی حسابداری به شمار می رود. از جهت نوع طرح تحقیق، تحقیق حاضر از نوع تحقیقات پس رویدادی است. در این نوع تحقیق ها، هدف بررسی روابط موجود بین متغیرها است و داده ها از محیطی که به گونه ای طبیعی وجود داشته اند و یا از وقایع گذشته که بدون دخالت مستقیم پژوهش گر رخ داده است، جمع آوری و تجزیه و تحلیل می شود. روش بررسی داده ها به صورت مقطوعی و سال به سال (دیتا پانل) است. در این تحقیق برای آزمون فرضیه ها از روش رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. به منظور تحلیل داده های بدست آمده از روش های آمار توصیفی و استنباطی استفاده شده است. بدین ترتیب که برای توصیف داده ها از جدول توزیع فراوانی و در سطح استنباطی برای آزمون فرضیه های پژوهش از آزمون اف لیمر، آزمون هاسمن، آزمون ناهمسانی واریانس، آزمون خود همبستگی سریالی، آزمون هم جمعی، آزمون نرمال بودن و آزمون رگرسیون چند متغیره استفاده می شود.

## جامعه و نمونه آماری

برای اجرای هر پژوهش لازم است جامعه آماری مشخص و معین شود. برای انتخاب جامعه آماری به شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رجوع خواهد شد، چراکه؛ اطلاعات شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران توسط حسابداران رسمی، حسابرسی می شود، لذا نسبت به اطلاعات سایر شرکتها از قابلیت اتکاء بالاتری برخوردار است، و دسترسی به این اطلاعات نسبت به سایر شرکت ها راحت تر است. به منظور انجام تحقیق، از سالهای ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۱، اطلاعات شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، که دارای ویژگی های زیر می باشند جمع آوری گردید:

۱. برای رعایت قابلیت مقایسه پذیری آنها، سال مالی شرکتها متنهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد.
۲. طی قلمرو زمانی پژوهش، هیچگونه توقف فعالیت نداشته و دوره مالی خود را تغییر نداده باشد.
۳. کلیه اطلاعات مورد نیاز از شرکتها برای پژوهش در دسترس باشد.
۴. صورت جریان وجود نقد آن مطابق استانداردهای حسابداری ایران و در دسترس باشد.
۵. جزء بانک ها و موسسات مالی (شرکتهای سرمایه گذاری، واسطه گران مالی، شرکت های هلدینگ، لیزینگ ها و بیمه) نباشد.

۶۰ شرکتها قبل از سال ۹۱ در بورس پذیرفته شده باشند.

### جدول (۱): انتخاب نمونه بر اساس محدودیت‌های پژوهش

جامعه آماری طبق گزارش امتیاز افشاگران شرکت‌های بورسی در سال ۱۳۹۶		
۵۸	کسر می‌شود: شرکت‌های دارای ۶ ماه توقف معاملاتی سهام	
۵۰	کسر می‌شود: شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها متنه به ۲۹ اسفند نیست	
۳۱	کسر می‌شود: عدم دسترسی به داده‌ها	
۴۸	کسر می‌شود: شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و بیمه‌ها	
۱۱۶	نمونه نهایی پژوهش	

### تجزیه و تحلیل داده‌ها

به منظور تحلیل داده‌های بدست آمده از روش‌های آمار توصیفی (میانگین، میانه، مد، انحراف معیار و...) و استنباطی (آزمون جارک برا، آزمون والدربیج، اف لیمر و هاسمن) استفاده گردید. بدین ترتیب که برای توصیف داده‌ها از جدول توزیع فراوانی و در سطح استنباطی و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از آزمون رگرسیون چند متغیره استفاده شد. به این منظور پس از جمع آوری داده و مرتب کردن آنها در Excel جهت آزمون فرضیه‌ها و برای داده‌های پنل و برای رفع ناهمسانی داده‌های پنل از نرم افزار Eveiws9 و استاتاتا استفاده گردید.

### نحوه اندازه گیری متغیرهای پژوهش متغیرهای مستقل:

#### ۱- گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران (SENT)

به ترجیحات و تمایلات روانی شخص سرمایه گذار، که در شرایط و موقعیت‌های مختلف می‌تواند از خود نشان دهد رفتار احساسی سرمایه گذار می‌گویند. در این مطالعه برای اندازه گیری گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران از شاخص گرایش‌های احساسی بازار سرمایه (EMSI) استفاده شده است. این شاخص توسط جونز (۲۰۰۵) و با تعديل مدل ارائه شده توسط پرساود (۱۹۹۶) بسط داده شده است. گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران با استفاده از رابطه زیر قابل محاسبه می‌باشد:

$$SENT_{pt} = \frac{\sum(R_{it} - \bar{R}_r)(R_{iv} - \bar{R}_v)}{[\sum(R_{it} - \bar{R}_r)^2 \sum(R_{iv} - \bar{R}_v)^2]^{\frac{1}{2}}} * 100 \quad -100 \leq EMSI \leq 100$$

که در آن :

$R_{it}$  = رتبه بازده ماهانه سهام شرکت  $i$  در ماه  $t$

$R_{iv}$  = رتبه نوسان پذیری تاریخی شرکت  $i$  در ماه  $t$

برای محاسبه نوسان پذیری تاریخی از میانگین انحراف معیار بازده سهام ۵ ماه قبل استفاده شد.

$$\bar{R}_r = \text{میانگین رتبه بازده ماهانه سهام شرکت های پرتفوی}$$

$$\bar{R}_v = \text{میانگین رتبه نوسان پذیری تاریخی سهام شرکت های پرتفوی (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲).}$$

که امتیاز هر شرکت هر چقدر به ۱۰۰ نزدیکتر باشد نشان دهنده گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران است.

## ۲- تغییرات قیمت سهام (FRV)

با توجه به تحقیق صالحی و همکاران (۱۳۹۵)، تغییرات قیمت سهام یک شرکت بصورت زیر اندازه گیری می‌شود:

$$FRV = \frac{(P_1 - P_0)}{P}$$

که  $P$  قیمت سهام شرکتها می‌باشد که تغییرات آن در ابتدا و انتهای هر سال نسبت به قیمت در ابتدای سال سنجیده می‌شود (صالحی و همکاران، ۱۳۹۵). برای اندازه گیری تغییرات قیمت سهام در این تحقیق نیز از انحراف معیار تغییرات سه سال استفاده خواهد شد.

### متغیر وابسته: افشاری اختیاری (IVD)

در این پژوهش برای تعیین سطح افشاری اطلاعات از چک لیست شاخص جنسن (۲۰۰۲) استفاده می‌شود (جنسن، ۲۰۰۲):

$$IVD = \frac{IVD_{i,t}}{IVD_j}$$

که در آن:

IVD: سطح افشاری اختیاری شرکت

IVD<sub>i,t</sub>: مجموع افشاری اختیاری شرکت i در سال t بر اساس شاخص جنسن

IVD<sub>j</sub>: مجموع امتیازات در شاخص جنسن - ۶۲ مورد

به عبارتی، سطح افشار در هر شرکت برابر با نسبت امتیازات موارد افشاء شده در شاخص جنسن توسط آن شرکت به کل موارد افشاری اختیاری بر اساس شاخص جنسن است که عددی بین صفر یا یک به خود اختصاص می‌دهد (جنسن، ۲۰۰۲).

### متغیرهای کنترلی:

SIZE (اندازه شرکت): لگاریتم طبیعی داراییها

ROA (بازده دارایی ها): سود خالص به کل داراییها

LEV (اهرم): تغییرات نسبت کل بدهیها به کل داراییها

INT (دارایی های نامشهود): دارایی های نامشهود به کل داراییها

## آمار توصیفی پژوهش

به منظور شناخت بهتر ماهیت جامعه‌ای که در پژوهش مورد مطالعه و آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش، قبل از تجزیه و تحلیل داده‌های آماری، لازم است این داده‌ها توصیف شود. همچنین توصیف آماری داده‌ها گامی در جهت تشخیص الگوی

حاکم بر آن‌ها و پایه‌ای برای تبیین روابط بین متغیرهایی است که در پژوهش به کار می‌رود. آماره‌های توصیفی پژوهش که شمایی کلی از وضعیت داده‌های پژوهش را ارائه می‌کنند، در جدول ۲ ارائه شده‌اند.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	شرح	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم
Investment		۶۹۶	۱,۰۳۴	۱۱,۰۳۴	-۵۷,۶۵۸	۷۰,۳۴۴
FRV		۶۹۶	۰,۰۴۲	۰,۰۵۰	-۰,۹۵۳	۱۶۵۶
IVD		۶۹۶	۰,۲۸۸	۰,۱۵۲	۰,۱۱۹	۰,۷۲۷
SIZE		۶۹۶	۱۴,۴۴۸	۱,۵۰۹	۱۱,۳۰۳	۱۹,۳۷۴
LEV		۶۹۶	۰,۰۵۸	۰,۱۹۳	۰,۰۱۲	۰,۹۱۱
MTB		۶۹۶	۱,۸۸۷	۰,۹۶۱	۰,۷۴۹	۷,۷۱۹
Invulomn		۶۹۶	۱۲,۶۷۱	۱,۸۷۹	۶,۵۴۵	۱۸,۵۱

همانطور که جدول شماره ۲ نشان می‌دهند، اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌های است. برای مثال مقدار میانگین برای اهرم مالی برابر با (۰,۵۵) می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از مهمترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. به عتوان مثال، مقدار این پارامتر برای متغیر افسای اختیاری با (۰,۱۵۲) و برای متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران برابر با (۱۱,۰۳۴) می‌باشد که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش، این دو متغیر به ترتیب دارای کمترین و بیشترین میزان پراکندگی می‌باشند. کمینه ارزش بازار به ارزش دفتری ۷,۷۱۹ می‌باشد و بیشینه آن ۱۸,۵۱ می‌باشد.

### آزمون نرمال بودن

با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون تشخیص توزیع نرمال (جارک-برا) در جدول ۳ برای تمامی متغیرها کمتر از ۵ درصد می‌باشد، لذا در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردار نیستند. به لحاظ اینکه یکی از پیش فرض‌های رگرسیون، نرمال بودن جملات خطاب می‌باشد و در مدل‌های این پژوهش خطاهای از توزیع نرمال برخوردارند، با توجه به عدم نرمال‌سازی توسط آزمون جانسون در نرم افزار مینی‌تب، با استفاده از قضیه حد مرکزی فرض نرمال بودن داده‌ای پژوهش را می‌پذیریم.

جدول (۳): آزمون تشخیص توزیع نرمال جارک - برا

مشاهدهات	سطح معناداری جارک-برا	نام متغیر
۶۹۶	.,....	Investment
۶۹۶	.,....	FRV
۶۹۶	.,....	IVD
۶۹۶	.,....	SIZE
۶۹۶	.,....	LEV
۶۹۶	.,....	MTB
۶۹۶	.,۰۲۰۷	Invulomn

جدول (۴): نتایج آزمون تبدیلات جانسون برای متغیر وابسته

نتیجه	نرمال سازی پس از تبدیلات	نرمال سازی قبل از تبدیلات	نام متغیر
توزیع نرمال دارد	۰,۶۲	۰,۰۰۵	افشای اختیاری

با توجه به جدول شماره ۴ مشاهده می‌شود که سطح معنی داری افشاری اختیاری قبل از انجام آزمون تبدیلات جانسون برابر با ۰,۰۰۵ می باشد که کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر نرمال نبودن متغیر وابسته قبل از عملیات نرمال سازی جانسون می باشد. در صورتیکه سطح معنی داری متغیرها پس از انجام آزمون تبدیلات جانسون برابر با ۰,۶۲ می باشد که بیش از ۵ درصد بوده و بیانگر نرمال بودن توزیع متغیرهای وابسته پس از عملیات نرمال سازی جانسون می باشد.

### آزمون جارکوبرا برای باقیماندها

طبق نتایج حاصل از آزمون جارکوبرا برای جملات اخلال مدل‌ها، چون سطح معناداری آزمون برای مدل‌های پژوهش بیشتر از ۵ درصد می باشد بنابراین بیانگر نرمال بودن جملات اخلال می باشد.

جدول (۵): نتایج آزمون جارکوبرا برای باقیماندها

نتیجه	معناداری جارکوبرا	فرضیه (مدل)
توزیع نرمال دارد	۰,۹۰۰۹	فرضیه (مدل) اول
توزیع نرمال دارد	۰,۳۴۲۳	فرضیه (مدل) دوم

### آزمون ایستایی (مانایی) متغیرهای پژوهش

بر اساس آزمون ریشه واحد از نوع هاریس چنانکه سطح معنی داری آماره آزمون کمتر از ۰,۰۵ باشد متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی پژوهش، در طی دوره پژوهش مانا هستند. نتایج حاصل از بررسی مانایی متغیرهای پژوهش با استفاده از این آزمون در جدول ۶ ارایه شده است.

### جدول (۶): آزمون ایستایی (مانایی) متغیرهای پژوهش

نتیجه آزمون	سطح معنی داری	آماره آزمون	نام متغیر
مانا است	.,....	-۱۶,۳۴۴۸	Investment
مانا است	.,....	-۱۹,۷۳۰۶	FRV
مانا است	.,....	-۱۸,۳۱۶۵	IVD
مانا نیست	.۹۹۹۳	۳,۲۰۰۲	SIZE
مانا است	.,....	-۶,۹۶۱۸	LEV
مانا است	.,....	-۱۰,۹۵۸۶	MTB
مانا است	.,....	-۸,۵۷۳۷	Invulomn

با توجه به جدول شماره ۶ مشاهده می شود که سطح معنی داری متغیر اندازه شرکت بیش از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیر است. در صورتی که سطح معنی داری مابقی متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیرها است. لازم به توضیح است که در جدول (۷) آزمونی به نام آزمون هم جمعی (مانا بودن جملات اخلاق) انجام شده است که نتایج نشان می دهد خطاهای باقی مانده مانا هستند و می توان گفت که نیازی به مانا بودن تک تک متغیرها نیست و مدل به صورت هم جمعی مانا است.

### آزمون مانایی (هم جمعی) برای باقی مانده ها

با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون کمتر از ۵ درصد است از این رو می توان گفت که مدل رگرسیونی به صورت هم جمعی، مانا است.

### جدول (۷): نتایج آزمون هم جمعی

نتیجه	سطح معنی داری	آماره آزمون	مدل های پژوهش
جملات خطای مانا هستند	.,....	-۱۶,۱۴۶۸	فرضیه (مدل) اول
جملات خطای مانا هستند	.,....	-۸,۳۳۹	فرضیه (مدل) دوم

### آزمون همبستگی بین متغیرها

در این پژوهش به خاطر تعیین همبستگی بین متغیرهای کمی از همبستگی اسپیرمن استفاده شده است. ماتریس همبستگی بین متغیرها در جدول (۸) ارائه شده است. تحلیل همبستگی، ابزاری برای تعیین نوع و درجه رابطه یک متغیر کمی با متغیر کمی دیگر است. ضریب همبستگی یکی از معیارهای مورد استفاده در تعیین همبستگی دو متغیر می باشد. ضریب همبستگی شدت رابطه و همچنین نوع رابطه (مستقیم یا معکوس) را نشان می دهد. این ضریب بین ۱ تا -۱ است و در صورت عدم وجود رابطه بین دو متغیر برابر صفر می باشد.

با توجه به جدول (۸) ملاحظه می شود در سطح معنی داری ۹۵٪ گرایش های احساسی سرمایه گذاران رابطه مستقیم با افشاری اختیاری شرکت دارد. همچنین در سطح معنی داری ۹۵٪ بین تغییرات قیمت سهام و افشاری اختیاری شرکت رابطه مستقیم وجود دارد.

جدول (۸): ماتریس همبستگی اسپیرمن

invulomn	mtb	lev	size	FRV	Investment	IVD	ضریب	متغیر
							sig	
							۱,***	<i>Coefficient</i>
							---	
						۱,***	.۰,۹۸۷	<i>Coefficient</i>
						---	.۰,۰۹۲	
						۱,***	.۰,۰۴۴۱	<i>Coefficient</i>
						---	.۰,۲۴۵۱	
						۱,***	-۰,۱۲	<i>Coefficient</i>
						---	.۰,۰۰۱۵	
						۱,***	.۰,۰۰۲۶	<i>Coefficient</i>
						---	.۰,۰۰۲۶	
						۱,***	.۰,۰۰۴۹	<i>Coefficient</i>
						---	.۰,۱۹۶۹	
۱,***	-۰,۰۰۵۱	-۰,۰۰۴۵۸	.۰,۴۱۰۲	-۰,۰۵۶۹	-۰,۰۰۵۶۹	-۰,۰۰۵۶۹	-۰,۰۶۴۹	<i>Coefficient</i>
---	.۰,۸۹۳۰	.۰,۲۲۷۶	.۰,۰۰۰۰	.۰,۱۳۳۹	.۰,۰۰۰۰	.۰,۰۰۰۰	.۰,۰۰۰۰	

### آزمون F لیمر(چاو) و آزمون هاسمن

به منظور تخمین مدل های پژوهش از تکنیک داده های تلفیقی استفاده شده است. ضرورت استفاده از این تکنیک که داده های سری زمانی و مقطعی را با هم ترکیب می کند، بیشتر به خاطر افزایش تعداد مشاهدات، بالا بردن درجه آزادی، کاهش ناهمسانی واریانس و کاهش هم خطی بین متغیرها است. با توجه به جدول شماره ۹ سطح معناداری اف لیمر در مدل های پژوهش کمتر از ۵ درصد است، از این رو نوع داده ها تابلویی و آزمون هاسمن تعیین کننده نوع رگرسیون خواهد بود. با توجه به نتایج آزمون هاسمن سطح معناداری در فرضیه ها کمتر از ۵ درصد است لذا باید از روش پانل دیتا - ثابت استفاده کرد.

جدول (۹): آزمون اف لیمر و هاسمن

نتیجه آزمون فرضیه		آزمون				فرضیه	
		هاسمن		اف لیمر			
		سطح معناداری	مقدار	سطح معناداری	مقدار		
پانل - اثرات ثابت	داده های تابلویی		.۰,۰۰۰۰	۵۲,۷۱	.۰,۰۰۰۰	۱۱,۱۸	
پانل - اثرات ثابت	داده های تابلویی		.۰,۰۰۰۰	۱۹۶,۷۸	.۰,۰۰۰۰	۱۱,۲	

## آزمون فرضیات پژوهش

فرضیه اول بیان می دارد که گرایش های احساسی بر افشاری اختیاری تاثیر معناداری دارد. از اینرو می توان نوشت:

فرض صفر: گرایش های احساسی بر افشاری اختیاری تاثیر معناداری ندارد.

فرض مقابل: گرایش های احساسی بر افشاری اختیاری تاثیر معناداری دارد.

جدول (۱۰): تخمین نهایی گرایش های احساسی بر افشاری اختیاری

$IVD_{it} = \beta_0 + \beta_1 Investment_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 INT_{it} + \epsilon$					
vif	سطح معناداری	Z	خطا	ضرایب	نام متغیر
۱,۱۳	۰,۰۰۱	۳,۴	۰,۰۰۴	۰,۰۱۳	Investment
۱,۱۶	۰,۰۰۰	۴,۲۴	۰,۰۰۸	۰,۰۳۷	SIZE
۱,۱۴	۰,۰۰۱	۳,۳۷	۰,۱۰۵	۰,۳۵۷	LEV
۱,۱	۰,۰۰۰	-۲۳,۷۴	۰,۰۳۲	-۰,۷۷۱	MTB
۱,۰۹	۰,۵۱۲	۰,۶۶	۰,۰۱	۰,۰۰۷	Invulomn
---	۰,۰۰۰	۵,۳	۰,۰۸۱	۰,۴۳۳	C
(۰,۰۰۰۰) ۸,۰e+۰۵		ناهمسانی واریانس			
(۰,۰۰۴۵) ۸,۴۱۴		خودهمبستگی سریالی			
۶۹۲,۹		آماره والد			
۰,۰۰۰		سطح معناداری والد			
۷۵ درصد		ضریب تعیین			

با توجه به جدول شماره ۱۰ مشاهده می شود، متغیر گرایش های احساسی با ضریب (۰,۰۱۳) و پس طح معنی داری (۰,۰۰۱) تاثیر مستقیم و معناداری بر افشاری اختیاری دارد و فرضیه اول در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار می گیرد. آماره والد برابر با ۶۹۲,۹ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد که بیانگر این مطلب است، مدل برآزش شده از اعتبار کافی برخوردار است. ضریب تعیین نیز ۷۵ درصد است که نشان می دهد متغیر وابسته به همان نسبت به متغیرهای مستقل موجود در مدل وابسته است. همچنین با توجه به نتایج بدست آمده مشاهده می شود که مقادیر VIF کمتر از ۱۰ می باشند. بطور کلی نتایج حاصله بیانگر عدم وجود هم خطی می باشد. لازم به ذکر است به دلیل وجود خودهمبستگی و ناهمسانی بین باقیمانده های مدل پژوهش، در تخمین نهایی مدل اقدام به رفع خود همبستگی و ناهمسانی شده است.

فرضیه دوم بیان می دارد: تغییرات قیمت سهام بر افشاری اختیاری تاثیر معناداری دارد. از اینرو می توان نوشت:

فرض صفر: تغییرات قیمت سهام بر افشاری اختیاری تاثیر معناداری ندارد.

فرض مقابل: تغییرات قیمت سهام بر افشاری اختیاری تاثیر معناداری دارد.

### جدول (۱۱): تخمین نهایی تاثیر تغییرات قیمت سهام بر افشاری اختیاری

$IVD_{it} = \beta_0 + \beta_1 FRV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 INT_{it} + \varepsilon$					
vif	سطح معناداری	z	خطا	ضرایب	نام متغیر
۱,۱	۰,۰۴۹	۱,۹۷	۰,۰۱۴	۰,۰۲۹	FRV
۱,۱۲	۰,۰۰۰	۴,۱۹	۰,۰۱۱	۰,۰۴۹	SIZE
۱,۱۱	۰,۰۰۵	۲,۸۱	۰,۱۲۱	۰,۳۴۲	LEV
۱,۱	۰,۰۰۰	-۲۷,۳۴	۰,۰۳۳	-۰,۹۱۱	MTB
۱,۱	۰,۹۵۴	۰,۰۶	۰,۰۱۴	۰,۰۰۰۸	Invulomn
---	۰,۰۰۰	۹,۰۸	۰,۰۷۳	۰,۶۶۵	C
(۰,۰۰۰۰) ۲,۹۵+۰۵			ناهمسانی واریانس		
(۰,۰۰۴۵) ۸,۴۰۷			خودهمبستگی سریالی		
۷۷۶,۸۷			آماره والد		
۰,۰۰۰۰			سطح معناداری والد		
۷۶ درصد			ضریب تعیین		

با توجه به جدول شماره ۱۱ مشاهده می‌شود، متغیر تغییرات قیمت سهام با ضریب (۰,۰۴۹) و سطح معنی داری (۰,۰۲۹) تاثیر مستقیم و معناداری با افشاری اختیاری دارد و فرضیه دوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار می‌گیرد. آماره والد برابر با ۷۷۶,۸۷ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد که بیانگر این مطلب است، مدل برآشش شده از اعتبار کافی برخوردار است. ضریب تعیین نیز ۷۶ درصد است که نشان می‌دهد متغیر وابسته به همان نسبت به متغیرهای مستقل موجود در مدل وابسته است. همچنین با توجه به نتایج بدست آمده مشاهده می‌شود که مقادیر VIF کمتر از ۱۰ می‌باشند. بطور کلی نتایج حاصله بیانگر عدم وجود هم‌خطی می‌باشد. لازم به ذکر است به دلیل وجود خودهمبستگی و ناهمسانی بین متغیرهای پژوهش اقدام به رفع خود همبستگی و ناهمسانی متغیرها شده است.

### یافته‌های پژوهش

افشاری داوطلبانه، افشاری اطلاعاتی فراتر از تعهدات قانونی است که به وسیله نهادهای قانون‌گذار تدوین شده است. شرکت‌هایی که به طور داوطلبانه اطلاعاتی را افشا می‌کنند به واسطه افشاری اطلاعات اضافی از شرایط معامله با این اشخاص منفعت می‌برند. اطلاعات مفید تهیه شده از طریق افشاری داوطلبانه، فرایند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران را بهبود می‌بخشدو از طرفی، رفتارهای هیجانی سرمایه‌گذار می‌تواند به عنوان باور بالقوه اشتباهی که سرمایه‌گذاران در مورد یک متغیر اقتصادی کل مانند قیمت سهام دارند، در نظر گرفته می‌شود. رفتارهای هیجانی سرمایه‌گذار بطور قابل توجهی ممکن است نتایج بازار را تحریف و تغییر دهد و در نتیجه در حالت تعادل، قیمت دارایی‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. انتظار بر این است که گرایش‌های احساسی بر افشاری اختیاری تاثیر مستقیم داشته باشد. با توجه به نتایج آزمون فرضیه اول، متغیر **گرایش‌های احساسی** دارای سطح معناداری کمتر از ۵ درصد و ضریب مستقیم بوده، از این رو در سطح اطمینان ۹۵ درصد درباره تاثیر معناداری این متغیر می‌توان اظهار نظر کرد یعنی گرایش‌های احساسی بر افشاری اختیاری تاثیر مستقیم و معنی داری به لحاظ آماری دارد. بدین معنی که گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران هر چقدر بیشتر شود، افشاری اختیاری افزایش می‌یابد. نتایج

این فرضیه مطابق با مبانی نظری و تحقیقات زارع و دارابی (۱۳۹۷) است پژوهش آنها نشان داد که بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و افشاری اختیاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین مطابق با نتایج پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۶) و کوپر و همکاران (۲۰۱۵) است.

تغییرات قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند سبب شناسایی متغیرهای تبیین کننده تغییرات قیمت و نهایتاً بهبود تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و تخصیص بهینه منابع شود. تغییرات قیمت سهام می‌تواند افشاری اختیاری اطلاعات توسط مدیران را تحت تاثیر قرار دهد با توجه به نتایج آزمون فرضیه دوم، متغیر تغییرات قیمت سهام دارای سطح معناداری کمتر از ۵ درصد و ضریب مثبت بوده، از این رو در سطح اطمینان ۹۵ درصد درباره تاثیر معناداری این متغیر می‌توان اظهار نظر کرد یعنی تغییرات قیمت سهام بر افشاری اختیاری تاثیر مستقیم و معنی‌داری به لحاظ آماری دارد. بدین معنی که وقتی که با افزایش تغییرات قیمت سهام، افشاری اختیاری نیز افزایش می‌یابد. نتایج مخالف با پژوهش نقدی و ابراهیم کردلر (۱۳۹۵) است. ولی مطابق با نتایج پژوهش پورحیدری و عرب آبادی (۱۳۹۳) و اسلتن (۲۰۱۲) است.

### نتیجه گیری و پیشنهادات پژوهش

این تحقیق به دنبال شناخت بررسی رابطه گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و تغییرات قیمت سهام با افشاری اختیاری است. در این راستا افشاری اختیاری به عنوان متغیرهای وابسته و گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و تغییرات قیمت سهام به عنوان متغیرهای مستقل پژوهش در نظر گرفته شدند. جامعه آماری پژوهش کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود که تعداد ۱۱۶ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده و در بازه زمانی ۶ ساله بین سالهای ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ مورد تحقیق و بررسی قرار گرفتند. طبق نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول می‌توان گفت که گرایش‌های احساسی بر افشاری اختیاری تاثیر مستقیم و معنی‌داری به لحاظ آماری دارد. بدین معنی که گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران هر چقدر بیشتر شود، افشاری اختیاری افزایش می‌یابد. نتایج این فرضیه مطابق با مبانی نظری و تحقیقات زارع و دارابی (۱۳۹۷) است پژوهش آنها نشان داد که بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و افشاری اختیاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین مطابق با نتایج پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۶) و کوپر و همکاران (۲۰۱۵) است و طبق نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم میتوان گفت که یعنی تغییرات قیمت سهام بر افشاری اختیاری تاثیر مستقیم و معنی‌داری به لحاظ آماری دارد. بدین معنی که وقتی که با افزایش تغییرات قیمت سهام، افشاری اختیاری نیز افزایش می‌یابد. نتایج مخالف با پژوهش نقدی و ابراهیم کردلر (۱۳۹۵) است. ولی مطابق با نتایج پژوهش پورحیدری و عرب آبادی (۱۳۹۳) و اسلتن (۲۰۱۲) است. با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش به تحلیل گران بورس پیشنهاد می‌شود تا در هنگام تجزیه و تحلیل صورتهای مالی به رابطه مستقیم گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با افشاری اختیاری توجه ویژه نمایند. شناخت این خصوصیات می‌تواند عاملی مهم و مربوط در ارزش شرکتها محسوب شود. همچنین با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش به تحلیل گران بورس پیشنهاد می‌شود تا در هنگام تجزیه و تحلیل صورتهای مالی به رابطه مستقیم تغییرات قیمت سهام با افشاری اختیاری توجه ویژه نمایند. چون در واحدهای اقتصادی هر چقدر تغییرات قیمت سهام بیشتر شود مدیران برای توجیه این تغییرات اقدام به افشاری بیشتر خواهند نمود که این مساله می‌تواند عاملی مهم و مربوط در شناخت بیشتر شرکت شود.

## منابع

- ✓ بشیری منش، نازنین، رحمانی، علی، موسوی، میرحسین، (۱۳۹۵)، پیامدهای افشاری اختیاری: رویکرد معادلات ساختاری، پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۲۰، صص ۱۶۱-۱۸۶.
- ✓ پورحیدری، امید، عرب آبادی، رحیم، (۱۳۹۳)، رابطه تغییرات قیمت سهام و افشاری اختیاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۱، شماره ۱، صص ۳۶-۵۶.
- ✓ پورحیدری، امید، (۱۳۸۹)، بررسی عوامل تعیین کننده تغییرات قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۷، شماره ۶۰، صص ۲۳-۴۰.
- ✓ ثقفی، علی، تالانه، عبدالرضا، (۱۳۸۵)، نقش سود، ارزش دفتری و اختیار واگذاری در ارزش یابی حق مالکانه در شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس تهران، بررسی های حسابداری و حسابرسی، سال ۱۳، شماره ۴۴.
- ✓ خدادادی، ولی، بنایی قدیم، رحیم، (۱۳۹۶)، عوامل مؤثر بر افشاری اختیاری اطلاعات (تئوری‌ها و کاربردها)، مطالعات حسابداری و حسابرسی، سال چهارم، شماره ۱۶، صص ۱-۱۵.
- ✓ حمیدیان، محسن، حاجیها، زهره، تقی زاده، نفیسه، (۱۳۹۶)، مفید بودن افشاری داوطلبانه برای قضاؤت سرمایه‌گذاران، مدلسازی اقتصادی، شماره ۴۰، صص ۱۳۷-۱۵۵.
- ✓ دستگیر، محسن، چاوشی، محسن، عظیمی، مینا، (۱۳۹۵)، تأثیر سیاست های تقسیم سود بر تغییرات قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی های حسابداری، دوره ۳، شماره ۱۱، صص ۶۵-۷۶.
- ✓ زارعی، علی، دارابی، رویا، (۱۳۹۷)، تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر افشاری اختیاری در بازار سرمایه ایران، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۳۷، صص ۱۳۱-۱۵۷.
- ✓ سینایی، حسنعلی، داودی، عبدالله (۱۳۸۸)، بررسی رابطه شفاف سازی اطلاعات مالی و رفتار سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، دوره ۱۱، شماره ۲۷، ص ۴۳-۶۰.
- ✓ کاشانی پور، محمد، کریمی، حسن، کریمی، ولی الله، (۱۳۹۳)، بررسی ارتباط بین ساختار هیأت مدیره و مالکیت شرکت با افشاری اختیاری، پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۱۴، صص ۱۶۷-۱۸۶.
- ✓ محمدی، عط الله، ربع بیگی، حامد، فدکار، رضا، (۱۳۹۶)، تأثیر افشاری داوطلبانه اطلاعات بر هزینه سرمایه و عدم تقارن اطلاعات، مجله پژوهش های کاربردی در مدیریت و حسابداری، سال دوم، شماره ۶، صص ۱۰۱-۱۱۳.
- ✓ نقدی، سجاد، ابراهیمی کردر، علی، (۱۳۹۵)، تأثیر ویژگی‌های شرکت بر میزان افشاری اختیاری در گزارشگری سالانه‌ی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش های حسابداری مالی، شماره ۲۸، صص ۲۵-۳۸.
- ✓ Adelopo, I., (2011), "Voluntary Disclosure Practices amongst Listed Companies in Nigeria", Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting, 27, PP. 338-345.
- ✓ Avolio, B.J. (2002), "The natural Leader: some antecedents to transformation leadership". International Journal of Public Administration 17. 1559-1581.
- ✓ Beretta, S., & Bozzolan, S. (2008), Quality versus quantity: the case of forward-looking disclosure. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 23(3), 333-376.
- ✓ Core, J. E. (2001), A review of the empirical disclosure literature: discussion. Journal of Accounting and Economics. Vol: 31, No: 1-3, pp: 441-456.
- ✓ Cheng, P., Man P., & Yi, C. H., (2013). "The impact of product market competition on earnings quality". Accounting and Finance, 53, 137-162.

- ✓ De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H., 1990. Noise trader risk in financial markets. *J. Polit. Econ.* 98 (4), 703–738.
- ✓ Kim, Taehyuk& Ha. Aejin, (2016), “Investor Sentiment and Market Anomalies”, 23rd Australasian Finance and Banking Conference 2010 Paper, Available at [www.ssrn.com](http://www.ssrn.com).
- ✓ Jones, Anne Leah & Bandopadhyaya, Arindam, (2005)" Measuring Investor Sentiment in Equity Markets"Financial Services Forum Publications, Working Paper 1007, paper 6.
- ✓ Lafond, R., Watts, R.L. (2008). The information role of conservatism, *The Accounting Review*, 83 (2), pp 447-478.
- ✓ Leun S. and et al, (2013), “Director Ownership and Voluntary Segment Disclosure: Hong Kong Evidence”, [ssrn.com/abstract=591401](http://ssrn.com/abstract=591401).
- ✓ Madhani, M. P. (2009), Role of voluntary disclosure and transparency in financial reporting. *The Accounting World*, 7(6), 63-66.
- ✓ Schoenfeld, J. (2017), the effect of voluntary disclosure on stock liquidity: New evidence from index funds. *Journal of Accounting and Economics*, Vol: 63, No: 1, pp: 51-74.
- ✓ Shroff, N., Sun, A. x., White, H. d, and Zhang, W. (2013), Voluntary Disclosure and Information Asymmetry: Evidence from the 2005 Securities Offering Reform. *Journal of Accounting Research*, Vol: 51, No: 5, pp: 1299-1345.
- ✓ Sletten, E. (2012). The effect of stock price on discretionary disclosure. *Review of Accounting Studies*, 17(1): 96-133.
- ✓ Shleifer, A., Vishny, R.W., 1997. The limits of arbitrage. *J. Financ.* 52 (1), 35–55.