

مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره‌ی هشتم، شماره‌ی دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۵، پیاپی ۷۱/۳، صفحه‌های ۹۳-۱۲۲
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

قیمت‌گذاری نادرست سهام و رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها: شواهدی از نظریه‌ی ارضای سهامداران

دکتر ولی خدادادی* محمد نوروزی**

دانشگاه شهید چمران اهواز

چکیده

ادبیات مالی تأثیر قیمت‌گذاری بازار بر رفتار مدیران و عملکرد شرکت‌ها را تأیید می‌کند. یکی از پدیده‌هایی که در بازار سهام وجود دارد قیمت‌گذاری نادرست سهام است که می‌تواند بر تصمیمات مدیران اثر گذارد و باعث افزایش ارزش شرکت شود. هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و تأثیر محدودیت مالی بر این ارتباط است. هدف دیگر پژوهش آزمون نظریه‌ی ارضای سهامداران است. برای محاسبه قیمت‌گذاری نادرست از رویکرد تجزیه‌ی نسبت ارزش بازار به دفتری استفاده شده است. نمونه‌ای شامل ۱۷۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۳ مورد تحلیل قرار گرفتند. نتایج آزمون‌ها نشان داد که قیمت‌گذاری نادرست سهام بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران تأثیر معنادار و مستقیمی دارد؛ اما میزان محدودیت مالی بر رابطه‌ی قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری تأثیر معناداری ندارد. همچنین نتایج نشان داد که نظریه‌ی ارضای سهامداران می‌تواند رفتار مدیران را نسبت به سهامداران توضیح دهد؛ به عبارتی مدیران در تصمیمات سرمایه‌گذاری به دنبال ارضای سهامداران در کوتاه‌مدت هستند و توجهی به افق زمانی بلندمدت ندارند.

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری نادرست سهام، سرمایه‌گذاری، ارضای سهامداران، محدودیت مالی.

* دانشیار گروه حسابداری (نویسنده مسئول) vkhodadadi@scu.ac.ir

** کارشناس ارشد حسابداری Norouzi.mohammad65@yahoo.com

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۸/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱/۲۸

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاری سودآور نبض حیات شرکت و عاملی بنیادین در تعیین ارزش آن تلقی می‌شود. بر اساس مبانی نظری موجود، ارزش شرکت تابعی از ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی آن است که به‌شدت از سرمایه‌گذاری‌های آن متأثر می‌شود؛ اما این موضوع که آیا ارزش شرکت نیز بر سرمایه‌گذاری مؤثر است یا خیر را می‌توان در عرصه‌ی متون نمایندگی و با توجه به وضعیت بازارهای نوظهور و ناقص، موردبررسی و پژوهش قرارداد. از منظر نمایندگی، ممکن است نگرش مدیران، مالکان و اعتباردهندگان، هم‌سو و هم‌جهت نبوده و بین این گروه‌ها تضاد منافع وجود داشته باشد. لذا تصمیمات اتخاذی از سوی مدیران لزوماً با منافع سرمایه‌گذاران و سهامداران هم‌راستا نخواهد بود و رفع این تضاد با توجه به عدم تقارن اطلاعات بین این دو گروه، مشکل به نظر می‌رسد. دست‌یابی به معیارهایی که بتوان به کمک آن‌ها به‌طور غیرمستقیم بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مدیران اثر گذاشت و رفتارهای سرمایه‌گذاری این گروه را به‌تر درک کرد، به‌ویژه در بازارهای ناقص با فرض وجود عدم تقارن اطلاعاتی و مشکلات نمایندگی، ضروری به نظر می‌رسد (مرادی و احمدی، ۱۳۹۰، ۱۲۶). در سال ۲۰۰۰ نشریه‌ی وال‌استریت گزارش داد که شرکت کوکاکولا قصد دارد شرکت کواکراوتس را خریداری کند. پس از مدت کوتاهی کوکاکولا این گفته را تأیید کرد و بازار نسبت به این خبر عکس‌العمل منفی نشان داد و قیمت سهام کوکاکولا تقریباً ۸٪ سقوط کرد و این سقوط بیش از ۱۵ میلیارد دلار به سهامداران کوکاکولا زیان وارد کرد. مدیران کوکاکولا پس‌ازاین اتفاق اعلام کردند که از پیشنهاد خرید خود منصرف شده‌اند و فردای آن روز قیمت سهام کوکاکولا ۸٪ کاهش قیمت را جبران کرد. حادثه‌ی فوق دو سؤال را مطرح می‌کند: آیا مدیران به بازار اعتنا می‌کنند؟ اگر جواب مثبت است؛ آیا مدیران شرکت‌ها به نحوه‌ی تأثیرگذاری بازار بر تصمیم‌های اعلام‌شده‌ی آنان واکنش نشان می‌دهند؟ (کائو، لینک و رابین^۱، ۲۰۰۸؛ ۳۴۸).

تئوری مالی استاندارد^۲ بیان می‌کند که قیمت سهام باید انتظارت منطقی درباره‌ی جریان نقدی آتی سهام را منعکس کند. لذا نباید بین قیمت سهام و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ارتباطی وجود داشته باشد. طبق نظریه‌ی استاندارد، تعدادی از پژوهش‌ها نتیجه گرفتند که متغیرهای بنیادی قدرت توضیح پایینی از قیمت فعلی سهام دارند (مانند مورک، شلیفر و ویشنی^۳، ۱۹۹۰؛

گویال و یامادا^۴، ۲۰۰۴). در مقابل نظریه‌ی استاندارد که در آن قیمت‌گذاری نادرست سهام هیچ تأثیری بر سرمایه‌گذاری ندارد، استین (۱۹۹۶) معتقد است که اگر بازده سهام منعکس‌کننده‌ی ریسک بنیادی سهام نباشد و در عوض بازتابی از احساسات سهامداران^۵ باشد (مانند بیش برآورد سرمایه‌گذاران از جریان نقدی آتی)، آن‌گاه تصمیمات سرمایه‌گذاری به احساسات سرمایه‌گذاران بستگی خواهد داشت. برای مثال، اگر سرمایه‌گذاران بیش‌ازاندازه خوش‌بین^۶ باشند، مدیر به دنبال افزایش قیمت فعلی سهام خواهد بود و از سیاست تهاجمی در سرمایه‌گذاری استفاده خواهد کرد. استین (۱۹۹۶) تعدادی از پژوهش‌های تجربی تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام^۷ بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌های آمریکایی را بررسی کرد؛ نتیجه‌ی تمام این تحقیقات وجود ارتباط مثبت بین سرمایه‌گذاری و قیمت‌گذاری نادرست سهام است (بیکر، استین و ورگلر^۸، ۲۰۰۳؛ گیلچریست، هیملبرگ و هابرمن^۹، ۲۰۰۵؛ الزهرانی و رائو^{۱۰}، ۲۰۱۴). قیمت‌گذاری نادرست سهام زمانی اتفاق می‌افتد که قیمت بازار سهام از قیمت ذاتی سهام انحراف پیدا می‌کند. سرمایه‌گذارانی که اطلاعات کمی دارند یا تصمیمات نامعقول در مورد قیمت سهام می‌گیرند، این انحراف را ایجاد می‌کنند (الزهرانی و رائو، ۲۰۱۴). رفتار توده‌ای (جمعی) سرمایه‌گذاران^{۱۱} و عدم تقارن اطلاعاتی^{۱۲} از مصادیق عمده‌ی بازار ناقص است که از عوامل اساسی قیمت‌گذاری نادرست شرکت‌ها در بازار سرمایه است (چی و گوپتا^{۱۳}، ۲۰۰۹، ۲). بخش مهمی از قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌تواند به علت فقدان شفافیت در شرکت باشد. ابهام سرمایه‌گذاران خارج از شرکت درباره‌ی جریان نقدی آتی شرکت، وقتی افزایش می‌یابد که دسترسی محدودی به اطلاعات داشته باشند یا زمانی که اطلاعات سهامداران در مقایسه با اشخاص داخل شرکت دارای کیفیت پایین‌تری باشد؛ بنابراین هرچه اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران درباره‌ی جریان‌های نقدی آتی شرکت مبهم‌تر باشد، درجه‌ی انحراف قیمت بازار از قیمت ذاتی بیش‌تر است (پانتزالیس و پارک^{۱۴}، ۲۰۱۴، ۹۳).

با توجه به مطالب فوق هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران و تأثیر محدودیت مالی بر رابطه‌ی قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری است. هدف دیگر پژوهش نیز آزمون نظریه‌ی ارضای سهامداران در توضیح پدیده‌ی قیمت‌گذاری نادرست سهام است. مبنای نظری و روش تحقیق حاضر برگرفته از

تحقیق الزهرانی و راثو (۲۰۱۴) است که در برخی موارد بنا به ضرورت تعدیل شده است.

۲. مبانی نظری و تجربی پژوهش

در اواخر دهه‌ی ۸۰ میلادی تحقیقات مالی در خصوص سازگاری فرضیه‌ی بازار کارا همراه با شواهد اقتصادسنجی درباره‌ی سری زمانی قیمت‌ها، سودهای تقسیمی و درآمد سهام موجب به وجود آمدن تردیدهایی شد در خصوص این که آیا قیمت سهام با پیش‌بینی‌های به‌دست‌آمده از مدل فرضیه‌ی بازار کارا تفاوت دارد (مراجعه شود به شیلر^{۱۵}، ۱۹۸۱؛ دی بونت و تالر^{۱۶}، ۱۹۸۵)؛ بدین معنی که تمام اطلاعات مربوط در قیمت‌ها منعکس نمی‌شوند و یا این که عوامل اقتصادی در گرفتن تصمیمات دچار ارباب رفتاری می‌شوند (تلنگی، ۱۳۸۳). گسترش مطالعات در حوزه‌ی بازار کارا و شواهد تجربی، از گمراهی بازار و رخداد رفتاری غیرمنطقی در بازار حکایت دارند. یافته‌ها حاکی از آن است که سرمایه‌گذاران همواره به‌طور منطقی و قابل پیش‌بینی رفتار نمی‌کنند (مانند بایاس و همکاران، ۲۰۰۵؛ لطیف و همکاران، ۲۰۱۱؛ کنگاتاران^{۱۷}، ۲۰۱۴؛ سعدی، قلی‌پور و قلی‌پور، ۱۳۸۹؛ شهرآبادی و یوسفی، ۱۳۸۸). نتایج پژوهش‌های انجام‌شده نیز مؤید این است که برخی موارد استثنایی مانند اثر اندازه (بنز، ۱۹۸۱؛ باسو، ۱۹۸۳)، اثر ژانویه، اثر روزهای هفته (کیم، ۱۹۸۳؛ رینگانوم، ۱۹۸۳)، اعلامیه‌های سود (مارش و مرتون، ۱۹۸۶) و برگشت بلندمدت (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳) در بازارهای مالی وجود دارند که نظریه‌ی مالی استاندارد (سنتی) قادر به توضیح آن‌ها نیست. به‌منظور تشریح این موارد استثنایی، نظریه‌ی مالی رفتاری^{۱۸} که ادغام اقتصاد کلاسیک و مالی با علوم روانشناسی و تصمیم‌گیری است، ارائه‌شده است. در نظریه‌ی مالی رفتاری دو فرض اصلی رویکرد عقلانیت کامل شامل بیشینه‌سازی مطلوبیت نهایی و رفتار کاملاً عقلانی عامل اقتصادی کنار گذارده شده است. در اقتصاد کلاسیک فرض بر این است که افراد دارای انتظارات ثابت و قابل شناختی هستند و این افراد به دنبال رسیدن به حداکثر منافع خود هستند (تلنگی، ۱۳۸۳). مالی رفتاری مطالعه‌ی چگونگی تفسیر افراد از اطلاعات برای گرفتن تصمیمات سرمایه‌گذاری آگاهانه است. مصادیق مالی رفتاری که از آن تحت عنوان ناهنجاری‌های بازار یاد می‌شود، بیان‌کننده‌ی عدم وجود رفتار منطقی در مبحث سرمایه‌گذاری است که منجر به ایجاد واگرایی قیمت سهام

از ارزش ذاتی آن و به وجود آمدن پدیده‌ی قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌شود (شفیر و تالر^{۱۹}، ۲۰۰۶). پژوهش مورک، شلیفر و ویشنی (۱۹۹۰) یکی از اولین پژوهش‌هایی است که تأثیر مستقیم شکاف قیمت‌گذاری بر میزان سرمایه‌گذاری را با طرح سه توضیح بالقوه در قالب سه فرضیه بررسی کرد. آن‌ها معتقدند تأثیر شکاف قیمت‌گذاری بر میزان سرمایه‌گذاری (در صورت وجود) به دلایل زیر اتفاق می‌افتد:

۱- فرضیه‌ی تغییر هزینه‌های تأمین مالی: این نظریه رایج‌ترین بیان نظری درباره تأثیرگذاری بازار سهام است و بیان می‌کند که بازار سهام از طریق تأثیر آن بر هزینه‌ی تأمین مالی خارجی، بر سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد. به طوری که در مواقع وجود شکاف قیمت‌گذاری مثبت^{۲۰} (منفی^{۲۱}) مدیران اقدام به صدور (بازخرید) سهام می‌کنند؛ زیرا نرخ هزینه‌ی سرمایه در این شرایط کاهش (افزایش) می‌یابد؛

۲- فرضیه‌ی فشار بازار^{۲۲}: این فرضیه بیان می‌کند که بازار سهام علاوه بر نقش اطلاعاتی و تأمین مالی، به طور کامل بر سرمایه‌گذاری فشار اعمال می‌کند. لذا مدیران برای حفظ موقعیتشان سهامدارانی را که به قیمت فعلی بازار (که ممکن است دقیق نباشد) توجه دارند، ارضا می‌کنند. به طور مثال اگر قیمت فعلی سهام پایین باشد احتمال اخراج یا کنترل مدیران افزایش می‌یابد. اگر بازار درباره‌ی سودآوری آتی بدبین باشد احتمالاً مدیران ارشد از سرمایه‌گذاری اجتناب می‌کنند تا فرسایش قیمت سهام در آینده اتفاق نیفتد؛

۳- فرضیه‌ی اطلاعات ناقص^{۲۳} (بی‌استفاده): طبق این فرضیه بازار نقش چندان مهمی در تخصیص منابع سرمایه‌گذاری ندارد. این دیدگاه بیان می‌کند که مدیران بیش‌تر از عموم یا تحلیل‌گران اقتصادی درباره‌ی فرصت‌های سرمایه‌گذاری اطلاعات دارند (عدم تقارن اطلاعاتی)؛ اما بازار سهام اطلاعات مفیدی برای تصمیم‌گیری مدیران ارائه نمی‌دهد. بازار به مدیران می‌گوید که سهامداران و سرمایه‌گذاران چه نظری درباره سرمایه‌گذاری شرکت دارند؛ اما این تأثیر چندانی در تصمیم‌گیری مدیران ندارد. طبق این فرضیه دلیل وجود رابطه‌ی مشاهده‌شده بین بازده سهام و سرمایه‌گذاری این است که مجموع اطلاعات تحلیل‌گران اقتصادی کم‌تر از مدیران است.

پژوهش‌های زیادی درباره‌ی قیمت‌گذاری نادرست سهام انجام شده است که به دودسته

قابل تقسیم هستند. دسته‌ی اول پژوهش‌های مبتنی بر نقص‌های بازار هستند مانند عدم تقارن اطلاعاتی، هزینه‌های مبادلات، فقدان عقلانیت کامل سرمایه‌گذاران یا دسترسی نابرابر به اطلاعات یا قیمت‌ها (مانند معاملات پر سروصدا در رول، ۱۹۸۸). در بازار کارا با قیمت‌گذاری منطقی شکاف قیمت‌گذاری سهام در کوتاه‌مدت اتفاق می‌افتد و با یک آربیتراژ قابل بازگشت به حالت قبل است (فریدمن، ۱۹۵۳)، یا پاداشی معقول برای ریسک‌های سامانمند است که در مدل‌های قیمت‌گذاری لحاظ نمی‌شود (برای مثال ببینید: فاما و فرنچ ۱۹۹۳ و ۱۹۹۶؛ پانتزالیس و پارک، ۲۰۱۴). دسته‌ی دیگر پژوهش‌های مالی رفتاری است که شکاف قیمت‌گذاری را نتیجه‌ی انتظارات نامعقول می‌داند و موضوع پژوهش حاضر نیز از این دسته است. در ادامه‌ی این بخش تاریخچه‌ای از پژوهش‌های انجام‌شده در این زمینه ارائه می‌شود.

۱-۲. پیشینه‌ی تجربی خارجی

چانگ، لوپس و جونتان (۲۰۰۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر شکاف قیمت‌گذاری سهام شرکت‌ها بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در سطح شرکت‌ها پرداختند. نمونه‌ی آماری پژوهش آن‌ها شامل ۴۲۲ شرکت بورسی کشور استرالیا و دوره‌ی زمانی پژوهش ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۳ بود. نتایج پژوهش رابطه‌ی مثبت بین میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و شکاف قیمت‌گذاری در بازار سرمایه را تأیید می‌کند و بر این اساس پیشنهاد می‌دهد که ارزشیابی بیش از واقع (کم‌تر از واقع) به سرمایه‌گذاری بیش از واقع (کم‌تر از واقع) منجر می‌شود. همچنین نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که حساسیت سرمایه‌گذاری شرکت‌ها به شکاف قیمت‌گذاری برای شرکت‌های سرمایه‌ای بیش‌تر از شرکت‌های غیرسرمایه‌ای است که مطابق نظریه‌ی زمان‌بندی بازار است.

ترینوگروهو و رینوفا (۲۰۱۱) در پژوهشی با عنوان «نقش ارزشیابی نادرست بر روی رفتار سرمایه‌گذاری و ساختار سرمایه‌گذاری» بر اساس نمونه‌ای از ۱۴۲ شرکت بورسی کشور مالزی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۷، نشان دادند که ارزشیابی نادرست بازار تأثیری مثبت بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد؛ اما این تأثیر به مقداری ناچیز و بی‌اهمیت بین شرکت‌های با محدودیت مالی بالا و شرکت‌های بدون محدودیت مالی متفاوت است. علاوه بر این، نتایج حاصل از بررسی ارزشیابی نادرست روی ساختار سرمایه‌ی شرکت‌ها نشان می‌دهد

که ارزشیابی نادرست تأثیری منفی بر روی اهرم مالی دارد.

لی، هنری و چو (۲۰۱۱) در پژوهشی ارتباط بین شکاف قیمت‌گذاری سهام، پاداش مدیران و سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از این بود که رابطه‌ی معناداری بین سطح سرمایه‌گذاری و شکاف قیمت‌گذاری وجود ندارد، اما بین میزان پاداش مدیران و سرمایه‌گذاری رابطه‌ی مثبت و معناداری وجود دارد.

الزهرانی و رائو (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها با استفاده از دو نظریه‌ی زمان‌بندی بازار و نظریه‌ی ارضای سهامدار پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که قیمت‌گذاری نادرست سهام بر رفتار سرمایه‌گذاری مدیران تأثیر دارد و محدودیت مالی نیز به‌عنوان متغیر واسطه بر رابطه‌ی قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری تأثیر معناداری دارد. همچنین نتایج این پژوهش در مورد دو نظریه‌ی مذکور نیز بیانگر پذیرش هر دو نظریه در تشریح رابطه‌ی بین قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری است.

پانتزالیس و پارک (۲۰۱۴) پژوهشی با عنوان «هزینه‌ی نمایندگی و شکاف قیمت‌گذاری سهام» در کشور آمریکا انجام دادند. نتایج پژوهش بیانگر ارتباط مثبت و معنادار بین شکاف قیمت‌گذاری سهام و هزینه‌های نمایندگی است. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که وجود مکانیسم‌های پاداش مدیران باعث کاهش تضاد منافع می‌شود و رابطه‌ی شکاف قیمت‌گذاری-هزینه‌ی نمایندگی را ضعیف‌تر می‌کند.

وو و وانگ (۲۰۱۶) در پژوهشی تأثیر مالکیت نهادی بر ارتباط قیمت‌گذاری نادرست سهام و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را بررسی کردند. نتایج نشان داد احساسات سهامدار (نهادی) مستقیماً بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأثیرگذار است. همچنین ارتباط بین قیمت‌گذاری نادرست سهام-سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی که درصد مالکیت نهادی (مانند نهادهای مالی و سرمایه‌گذاری) بالاتر است، قوی‌تر است.

۲-۲. پیشینه‌ی تجربی داخلی

موسوی شیری، خلعتبری و وقفی (۱۳۹۱) در پژوهشی اثر بیش‌ارزشیابی سهام را بر روی

مدیریت سود شرکت‌ها سنجیدند. آن‌ها در تحقیق خود به دنبال فراهم کردن شواهدی در ارتباط با نقش بیش ارزشیابی سهام روی مدیریت سودهای افزایشی در آینده بودند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که بیش ارزشیابی سهام با مدیریت سودهای افزایشی دوره‌های بعد رابطه‌ی مثبت و معناداری دارد. در واقع در شرکت‌های مورد مطالعه در بورس اوراق بهادار هنگامی که سهام توسط بازار بیش ارزشیابی می‌شود، مدیریت شرکت‌ها به منظور دستیابی به منافع زیاد بودن قیمت سهام با دست‌کاری تعهدات اختیاری به حمایت از خطاهای ارزشیابی، تمایل دارد.

پورحیدری، رحمانی و غلامی (۱۳۹۲) تأثیر مدیریت سود واقعی را بر رفتار سرمایه‌گذاری در نمونه‌ای شامل ۶۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه ۱۳۷۸-۱۳۸۸ بررسی کردند. نتایج نشان داد که بین جریان‌های نقدی غیرعادی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی و هزینه‌های غیرعادی اختیاری (معیار مدیریت سود واقعی) با سرمایه‌گذاری ناکارا رابطه‌ی معنادار وجود دارد. بدین معنی که با اعمال بیش‌تر مدیریت سود واقعی، میزان سرمایه‌گذاری ناکارا نیز افزایش می‌یابد.

در بازار سرمایه‌ی کشورمان در حوزه‌ی قیمت‌گذاری نادرست سهام و تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری دو پژوهش انجام شده است که یکی از آن‌ها با رویکردی مشابه پژوهش حاضر بوده است. پاکیزه و بشیری جویباری (۱۳۹۲) در تحقیقی با عنوان «تأثیر ارزشیابی نادرست بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» و با استفاده از نمونه‌ای شامل ۱۰۰ شرکت تولیدی در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۰، به این نتیجه رسید که عامل غیر بنیادی قیمت سهام با تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران ارتباط معناداری دارد و مدیران قیمت‌های بالاتر سهام شرکت را به‌عنوان علامت‌هایی از انتظارات مثبت سرمایه‌گذاران شرکت‌ها نسبت به تصمیمات سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند. در این پژوهش قیمت‌گذاری نادرست سهام از طریق رویکرد ترینوگروهو و رینوفا (۲۰۱۱) بود که از طریق عوامل مؤثر بر ارزش ذاتی، مانند سود هر سهم، بازده دارایی‌ها، سود تقسیمی، نسبت قیمت به فروش و نسبت قیمت به جریان نقد آزاد و با استفاده از مدلی متشکل از این عوامل قیمت پیش‌بینی شده (ذاتی) را محاسبه کرده، با قیمت واقعی بازار مقایسه کرده و قیمت‌گذاری نادرست را محاسبه

کردند.

عباسی و شریفی (۱۳۹۳) پژوهشی با عنوان تأثیر «قیمت‌گذاری نادرست بر سرمایه‌گذاری و ساختار سرمایه در شرکت‌های با محدودیت مالی» در نمونه‌ای متشکل از ۱۱۰ شرکت بورسی در بازه زمانی ۱۳۸۴-۱۳۸۹ انجام دادند. قیمت‌گذاری نادرست از طریق مقایسه‌ی ارزش بازار به دفتری واقعی و تخمینی محاسبه شد. نتایج نشان داد قیمت‌گذاری نادرست اثر معکوس بر رفتار سرمایه‌گذاری دارد، اما این تأثیر فقط تفاوت اندکی هم بر شرکت‌های با محدودیت مالی زیاد و هم با محدودیت مالی کم دارد. به‌علاوه قیمت‌گذاری نادرست، ساختار سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بین قیمت‌گذاری نادرست و ساختار سرمایه رابطه‌ی مستقیم برقرار است، اما قیمت‌گذاری نادرست در شرکت‌های با محدودیت مالی زیاد اثر معکوسی بر ساختار سرمایه دارد.

حیدرپور و احسانی طباطبائی (۱۳۹۴) نقش سرمایه‌گذاران نهادی را در سیاست‌های سرمایه‌گذاری شرکت بررسی کردند. نتایج تحقیق بیانگر وجود رابطه‌ی مثبت ضعیف بین سرمایه‌گذاران نهادی و سیاست سرمایه‌گذاری بود؛ همچنین میان جریان نقد عملیاتی و بازده بازار سهم و P/E با سیاست سرمایه‌گذاری رابطه‌ی معناداری وجود نداشت. سه متغیر کنترلی سن شرکت، اندازه و نسبت اهرمی نیز رابطه معناداری داشتند که در این بین اندازه و سن شرکت رابطه‌ی مثبت و نسبت اهرمی رابطه‌ی منفی با سیاست سرمایه‌گذاری دارد.

افلاطونی (۱۳۹۵) در پژوهشی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و متقارن نبودن اطلاعات بر واکنش تأخیری قیمت سهام را در ۱۱۲ شرکت بورسی در بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۹۲ بررسی کرد. یافته‌های پژوهش نشان داد که افزایش در کیفیت گزارشگری مالی و کاهش در میزان نامتقارن بودن اطلاعات، کاهش واکنش تأخیری قیمت سهام را به دنبال دارد.

ستایش و شمس‌الدینی (۱۳۹۵) رابطه‌ی بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌ها را در ۱۱۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۲ بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد که متغیرهای مومنتوم و صرف ارزش سهام از دیدگاه نسبت سود به قیمت هر سهم، دارای ارتباط مثبت معنادار و متغیر اثر زیان‌گریزی دارای ارتباط منفی معناداری با قیمت سهام است؛ اما بین سه متغیر اثر برگشت

بلندمدت، اثر اندازه و صرف ارزش سهام از دیدگاه نسبت سود به خالص جریان‌های نقدی هر سهم با قیمت سهام رابطه‌ی معناداری یافت نشد. علاوه بر این 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.

۲-۳. فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و تجربی ارائه‌شده، فرضیه‌ی اول به شکل زیر طراحی می‌شود:
فرضیه‌ی اول: قیمت‌گذاری نادرست سهام بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأثیر معنادار و مستقیم دارد.

استین (۱۹۹۶) تأکید کرد که حساسیت سرمایه‌گذاری به قیمت‌گذاری نادرست بستگی به دسترسی شرکت به سایر منابع تأمین مالی دارد. اگر مدیر بتواند از سود انباشته یا بدهی برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری استفاده کند، آن‌گاه در تصمیمات سرمایه‌گذاری کم‌تر به قیمت‌گذاری نادرست سهام توجه می‌کند؛ اما اگر شرکت دارای محدودیت مالی باشد و فقط توان صدور سهام جدید را داشته باشد، قیمت‌گذاری سهام در تصمیمات سرمایه‌گذاری مهم تلقی می‌شود؛ زیرا زمانی که شرکت انحصاراً بر صدور سهام برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری جدید تکیه می‌کند این مسئله نمود پیدا می‌کند. در موارد حاد که پروژه تنها از طریق صدور سهام جدید تأمین مالی می‌شود، ارزیابی بازار از کیفیت پروژه و نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران عوامل مهمی در اخذ تصمیمات سرمایه‌گذاری محسوب می‌شوند؛ بنابراین زمانی که یک شرکت دارای محدودیت مالی بیش از واقع قیمت‌گذاری می‌شود، هزینه‌ی پایین صدور سهام به شرکت اجازه‌ی انجام سرمایه‌گذاری را می‌دهد. این منجر به فرضیه‌ی دوم پژوهش می‌شود؛

فرضیه‌ی دوم: میزان محدودیت مالی بر ارتباط بین قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری تأثیر معنادار دارد.

پولک و ساپینزا (۲۰۰۹) با کمک نظریه‌ی ارضای سهامداران استدلال کردند که قیمت‌گذاری نادرست سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه تأثیر مستقیمی بر روی سرمایه‌گذاری

شرکت‌ها دارد. اگر بازار سهام شرکت را به‌طور نادرست قیمت‌گذاری کند، مدیران سعی می‌کنند تا بازده کوتاه‌مدت سهام را از طریق تصمیمات سرمایه‌گذاری سودآور افزایش دهند تا احساسات فعلی سهامداران را ارضا کنند. در شرکت‌هایی که وجه نقد زیاد یا ظرفیت آزاد بدهی دارند زمانی که سهام آن‌ها بیش از واقع قیمت‌گذاری می‌شود، ممکن است انگیزه برای تلف کردن این منابع با سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با ارزش فعلی خالص منفی باشد و زمانی که سهام آن‌ها کم‌تر از واقع قیمت‌گذاری شود از فرصت‌های سرمایه‌گذاری مثبت چشم‌پوشی کنند؛ بنابراین فرضیه سوم به آزمون اثر ارضای سهامداران می‌پردازد؛ فرضیه‌ی سوم: افق زمانی سهامداران بر ارتباط بین قیمت‌گذاری نادرست سهام و سرمایه‌گذاری تأثیر معناداری دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های توصیفی-همبستگی است و به دنبال بررسی ارتباط بین دو متغیر است. داده‌های پژوهش نیز در گذشته اتفاق افتاده و امکان دست‌کاری آن‌ها برای پژوهش مقدور نیست. داده‌های مورد استفاده برای تحلیل‌های آماری از نوع داده‌های ترکیبی (پانل) است.

۳-۱. جامعه و نمونه‌ی آماری پژوهش

جامعه‌ی آماری موردنظر پژوهش، کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار است که از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳ سهام آن‌ها در بورس معامله‌شده است. نمونه‌ی آماری موردنظر در این پژوهش بر اساس روش حذف سامانمند انتخاب می‌شود. در این پژوهش نمونه‌ی آماری شامل تمام شرکت‌هایی است که دارای تمام ویژگی‌های زیر باشند:

۱- شرکت‌هایی که قبل از سال ۱۳۸۴ در بورس پذیرفته‌شده و تا پایان سال ۱۳۹۳

پیوسته عضو بورس بوده‌اند؛

۲- شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند هر سال باشد و در طول بازه‌ی

پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند؛

۳- شرکت‌هایی که جزء سرمایه‌گذاری‌ها و واسطه‌گری مالی نیستند؛

۴- شرکت‌هایی که داده‌های موردنظر آن‌ها در دسترس محقق است.

در نهایت ۱۷۳ شرکت و ۱۴۹۶ سال- شرکت (۶۱ سال- شرکت به دلیل ارزش دفتری منفی حقوق صاحبان سهام حذف شدند تا در محاسبات قیمت‌گذاری نادرست نتایج را مخدوش نکنند) برای آزمون‌های آماری انتخاب شدند.

۲-۳. متغیرها و مدل‌های پژوهش

متغیر وابسته: متغیر وابسته‌ی پژوهش میزان سرمایه‌گذاری (I) است که از طریق جمع پرداخت بابت سود سهام (Div)، بهره بدهی (Int) و خالص خرید دارایی ثابت (منظور پرداخت بابت خرید دارایی ثابت (AssPur) منهای دریافت بابت فروش دارایی ثابت (AssSale) است) مطابق رابطه‌ی شماره‌ی (۱) محاسبه خواهد شد و به منظور هم‌مقیاس‌سازی بر ارزش دفتری جمع دارایی‌ها در اول دوره (A) تقسیم شده است (الزهرانی و رائو، ۲۰۱۴؛ وو و وانگ، ۲۰۱۶).

$$I_{i,t} = \frac{Div_{i,t} + Int_{i,t} + (AssPur_{i,t} - AssSale_{i,t})}{A_{i,t-1}} \quad (1)$$

متغیر مستقل: سه متغیر مستقل در پژوهش وجود دارند که به ترتیب فرضیه عبارت‌اند از: قیمت‌گذاری نادرست: برای محاسبه‌ی شکاف قیمت‌گذاری از روشی که رودز-کروف، رابینسون و ویس واناتان (۲۰۰۵) ارائه کردند، استفاده شده است. آن‌ها از تجزیه‌ی نسبت قیمت بازار به ارزش دفتری برای محاسبه‌ی شکاف قیمت‌گذاری استفاده کردند. آن‌ها این نسبت را در مقدار ارزش ذاتی سهام شرکت ضرب و تقسیم کردند تا رابطه‌ی شماره‌ی (۲) به دست بیاید:

$$MTB = \frac{M}{V} * \frac{V}{B} \quad (2)$$

در تجزیه‌ی انجام‌شده کسر اول، متغیر قیمت‌گذاری نادرست (Dev) است؛ این بخش نتیجه‌ی بی‌قاعدگی رفتاری سهامداران یا وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین اشخاص داخلی و ذی‌نفعان خارج شرکت است. کسر دوم هم جزء فرصت رشد (G) نسبت قیمت بازار به ارزش دفتری است که فرصت‌های رشد را به‌طور خالص از اشتباه محاسباتی اندازه‌گیری می‌کند. رودز-کروف و همکاران (۲۰۰۵) برای محاسبه‌ی ارزش ذاتی نیز از مدل شماره‌ی (۳) استفاده کردند:

$$\begin{aligned} \ln(M)_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(BV)_{i,t} + \alpha_2 \ln(|NI|)_{i,t} + \alpha_3 \ln(|NI|)_{i,t} * D_{NI_{i,t} < 0} \\ & + \alpha_4 Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

در مدل شماره‌ی (۳) M ارزش بازار سهام، BV ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، NI سود خالص سالانه و Lev نیز اهرم مالی است که از تقسیم جمع بدهی بر جمع دارایی محاسبه شده است. D : متغیر مجازی زیان‌دهی است و برای سال-شرکت‌های زیان‌ده مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر را می‌گیرد. برای محاسبه‌ی ارزش ذاتی ابتدا مدل شماره‌ی (۳) برآورد می‌شود، سپس مقادیر برازش شده (Fitted Value) مدل ارزش ذاتی است. محدودیت مالی: برای اندازه‌گیری محدودیت مالی از مدل کیپلان و زینگالس (۱۹۹۷) که توسط تهرانی و حصارزاده (۱۳۸۸) به فرم مدل شماره‌ی (۴) برآورد شده است، استفاده شده است:

$$\begin{aligned} Z_{i,t} = & (-1.002) \times \left[\frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right] - (39.368) \times \left[\frac{DIV_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right] - (1.315) \times \left[\frac{C_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right] \\ & + (3.139) \times \left[\frac{DEBT_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right] \end{aligned} \quad (4)$$

در مدل شماره‌ی (۴) فوق CF : جریان نقدی عملیاتی، DIV : سود نقدی مصوب، C : جمع وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت، $DEBT$: ارزش دفتری جمع کل بدهی و A نیز ارزش دفتری جمع کل دارایی‌ها هستند.

نسبت گردش سهام (CE): برای اندازه‌گیری افق زمانی سهامدار از نسبت گردش سهام استفاده می‌شود که نسبت میانگین سالانه‌ی حجم معاملات سهام (ریالی) به تعداد کل سهام در دسترس در طی سال است. هرچه گردش سهام بیشتر باشد افق زمانی سهامدار کوتاه‌تر است (پولک و ساپینزا، ۲۰۰۹؛ الزهرانی و راثو، ۲۰۱۴).

متغیرهای کنترلی: چهار متغیر کنترلی به شرح زیر در مدل‌ها وجود دارند:

افزایش سرمایه (NetEq): برای محاسبه‌ی افزایش سرمایه میزان سرمایه‌ی افزوده‌شده‌ی

هرسال بر ارزش دفتری جمع دارایی‌ها تقسیم شده است (مانند الزهرانی و راثو، ۲۰۱۴)؛

جریان نقد عملیاتی (CF): به دلیل حساسیتی که سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی دارد، لازم است تأثیر جریان‌های نقدی کنترل شود. جریان نقد عملیاتی برابر با خالص جریان نقد عملیاتی (در صورت گردش وجوه نقد) است که به‌منظور همسان‌سازی بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها در اول دوره تقسیم می‌شود (مانند الزهرانی و رائو، ۲۰۱۴؛ وو و وانگ، ۲۰۱۶)؛ فرصت رشد (G): فرصت رشد از عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری طبق نتایج تحقیقات پیشین است که ممکن است بر قیمت‌گذاری نادرست سهام و ارتباط بین این دو متغیر مؤثر باشد. در این پژوهش فرصت‌های رشد به‌طور خالص از اشتباهات قیمت‌گذاری و طبق رویکرد رودز-کروف و همکاران (۲۰۰۵) محاسبه شده است. در ادامه متغیرهای پژوهش در نگاره‌ی شماره‌ی (۱) بیان شده‌اند (مانند الزهرانی و رائو، ۲۰۱۴)؛ سهام شناور آزاد (FF): درصد سهام شناور آزاد به‌منظور کنترل نسبت گردش سهام (زیرا میزان سهام در گردش بر حجم معاملات تأثیرگذار است) در فرضیه‌ی سوم وارد مدل شده است.

نگاره ۱: متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	نحوه‌ی اندازه‌گیری
میزان سرمایه‌گذاری	I	جمع پرداخت بابت سود سهام، بهره و خرید دارایی ثابت (منهای فروش دارایی ثابت) تقسیم‌بر ارزش دفتری جمع دارایی‌ها
شکاف قیمت‌گذاری	Dev	تجزیه نسبت MTB طبق رویکرد رودز-کروف و همکاران (۲۰۰۵)
محدودیت مالی	FC	مدل کپلان و زینگالس (۱۹۹۷)
نسبت گردش سهام	CE	میانگین سالانه حجم معاملات ریالی سهام تقسیم‌بر تعداد سهام
خالص صدور سهام	NetEq	میزان افزایش سرمایه تقسیم‌بر ارزش دفتری جمع دارایی‌ها
فرصت رشد	G	تجزیه نسبت MTB طبق رویکرد رودز-کروف و همکاران (۲۰۰۵)
جریان نقد عملیاتی	CF	سود قبل از مالیات بعلاوه استهلاک تقسیم‌بر ارزش دفتری جمع دارایی‌ها
سهام شناور آزاد	FF	منظور درصد سهام شناور آزاد است.

به‌منظور آزمون فرضیه‌ی اول پژوهش از مدل شماره‌ی (۵) استفاده شده است (الزهرانی و

رائو، ۲۰۱۴):

$$\frac{I_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 Dev_{i,t-1} + \beta_3 G_{i,t-1} + \beta_4 \frac{NetEq_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

پس از برآورد مدل شماره‌ی (۴) بر مبنای امتیاز محدودیت مالی محاسبه‌شده‌ی شرکت‌ها به دو پرتفوی شامل شرکت‌های دارای محدودیت مالی و شرکت‌های فاقد محدودیت مالی تقسیم‌شده و سپس برای آزمون فرضیه‌ی دوم نیز مدل شماره‌ی (۶) برای هر دو پرتفوی به‌طور مجزا برآورد شده است (الزهرانی و رائو، ۲۰۱۴):

$$\frac{I_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 Dev_{i,t-1} + \beta_3 G_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

برای آزمون فرضیه‌ی سوم نیز ابتدا بر مبنای نسبت گردش سهام (CE)، شرکت‌ها را به دو پرتفوی با افق زمانی بالای سهامداران و افق زمانی پایین سهامداران تقسیم کرده و سپس متغیر سهام شناور آزاد به مدل شماره‌ی (۶) افزوده می‌شود. حاصل به شکل مدل شماره‌ی (۷) است که برای هر دو پرتفوی به‌طور مجزا برآورد شده است (الزهرانی و رائو، ۲۰۱۴):

$$\frac{I_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 Dev_{i,t-1} + \beta_3 G_{i,t-1} + \beta_4 FF_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

برای برآورد مدل‌های پژوهش از روش رگرسیون چندمتغیره استفاده شده است. با توجه به اینکه داده‌های ترکیبی برای برآورد مدل‌ها استفاده شده است، لذا آزمون‌های خاص این داده‌ها مانند آزمون پایایی، آزمون‌های نقض فروض کلاسیک (مانند آزمون خودهمبستگی و آزمون ناهمسانی واریانس با کمک نرم‌افزار Stata12، آزمون‌های تشخیصی (آزمون لیمر و هاسمن) انجام شده و در انتها با توجه به نتایج آزمون‌های تشخیصی، مدل‌ها به کمک نرم‌افزار Eviews8 برآورد خواهند شد. برای آزمون معناداری رگرسیون و فرضیه‌ها به ترتیب از آزمون‌های F و t استفاده خواهد شد.

۴. یافته‌های پژوهش

در نگاره‌ی شماره‌ی (۲) خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش آمده است. میانگین نسبت سرمایه‌گذاری ۰,۱۵ است. همان‌طور که از آماره‌های توصیفی مشخص است

میانگین قیمت‌گذاری نادرست ۰,۹۶ و انحراف استاندارد آن ۰,۰۶ است که نشان می‌دهد به‌طور متوسط قیمت‌گذاری نادرست کوچک‌تر از یک (کم‌قیمت‌گذاری) است (قیمت بازار کم‌تر از قیمت ذاتی است) و میزان انحراف پایین است؛ اما میانگین فرصت رشد ۱,۰۸ است که بیانگر وجود فرصت رشد در شرکت‌های نمونه است (توجه شود فرصت رشد صفر به معنای برابر بودن ارزش ذاتی سهام با ارزش دفتری آن است). متوسط افزایش سرمایه نیز مقدار پایین ۰,۰۶ است. همچنین گردش سهام نیز به‌طور متوسط برای هر سهم ۶,۸۵ ریال در روز است. شاخص محدودیت مالی کیلان و زینگالس نیز عددی مثبت (به معنای شرکت فاقد محدودیت مالی) یا منفی (به معنای دارای محدودیت مالی) است و در نمونه‌ی تحقیق حاضر متوسط این عدد ۲,۶- است که بیانگر وجود محدودیت مالی است.

نگاره ۲: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	تعداد مشاهده	واحد اندازه‌گیری	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف استاندارد
سرمایه‌گذاری	۱۴۹۶	درصدی از جمع دارایی‌ها	۰,۱۵	۱,۱۵	-۰,۴۱	۰,۱۲
قیمت‌گذاری نادرست	۱۴۹۶	بدون واحد	۰,۹۶	۱,۶۰	۰,۱	۰,۰۶
فرصت رشد	۱۴۹۶	بدون واحد	۱,۰۸	۱,۳۸	۰	۰,۰۸
جریان نقدی	۱۴۹۶	درصدی از جمع دارایی‌ها	۰,۱۹	۲,۶	-۰,۲۹	۰,۲۱
افزایش سرمایه	۱۴۹۶	درصدی از جمع دارایی‌ها	۰,۰۶	۱,۱۴	۰	۰,۰۹
گردش سهام	۱۴۹۶	ریال روزانه به ازای هر سهم	۶,۸۵	۵۱۰	۱,۱۵	۰,۲۵
محدودیت مالی	۱۴۹۶	بدون واحد	-۲,۶	۵,۶۸	-۱۰,۸۸	۱,۹۸

۴-۱. آزمون‌های پایایی

پایایی متغیرهای پژوهش بدین معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در صورتی که متغیرها پایا نباشند،

چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه در داده‌های ترکیبی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب خواهد شد (زرانژاد و انواری، ۱۳۸۴). به همین دلیل پایایی متغیرها با استفاده از دو آزمون لوین، لین و چو (LL) و آزمون فیشر تعمیم یافته (PPF) انجام شدند و نتایج در نگاره‌ی شماره‌ی (۳) ارائه شده است.

نگاره ۳: نتایج آزمون‌های پایایی متغیرها

نتیجه	معناداری	آماره آزمون PPF	معناداری	آماره آزمون LL	متغیر
پایا	۰,۰۰	۸۷۳	۰,۰۰	-۳۵	سرمایه‌گذاری
پایا	۰,۰۰	۶۳۴	۰,۰۰	-۱۶	قیمت‌گذاری نادرست
پایا	۰,۰۰	۶۲۰	۰,۰۰	-۹۷۷	فرصت رشد
پایا	۰,۰۰	۵۵۹	۰,۰۰	-۱۲	جریان نقدی
پایا	۰,۰۰	۵۴۰	۰,۰۰	-۱۰۰	افزایش سرمایه
پایا	۰,۰۰	۹۱۲	۰,۰۰	-۳۶۰	گردش سهام
پایا	۰,۰۰	۶۸۰	۰,۰۰	-۲۷	محدودیت مالی

همان‌طور که نگاره‌ی شماره‌ی (۳) نشان می‌دهد متغیرهای پژوهش دارای پایایی لازم (در سطح یا در سطح تفاضل مرتبه‌ی اول) هستند و نیازی به بررسی هم‌جمعی متغیرهای پژوهش نیست.

۲-۴. نتایج آزمون‌های ناهمسانی واریانس و عدم خودهمبستگی

اگر جمله‌ی خطا دارای واریانس ثابت نباشد، آن را واریانس ناهمسانی می‌گویند و یکی از مشکلاتی است که در برآورد معادلات رگرسیون به آن برخورد می‌شود. از پیامدهای واریانس ناهمسانی می‌توان به ناکارایی تخمین‌زنده‌ها و مخدوش شدن نتایج آزمون‌های F ، t اشاره کرد. برای کشف واریانس ناهمسانی در پژوهش حاضر از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. در صورتی که واریانس ناهمسانی وجود داشته باشد، بایستی از روش GLS برای تخمین مدل

استفاده کرد. فرض کلاسیک دیگری که وجود آن اهمیت دارد، فرض عدم خودهمبستگی است که از فروض اساسی روش OLS است. همبستگی خطاها با یکدیگر را اصطلاحاً خودهمبستگی می‌گویند و در صورت وجود آن روش OLS دیگر قابل استفاده نیست (زرانژاد و انواری، ۱۳۸۴). در پژوهش حاضر از آزمون دوربین واتسون (DW) برای بررسی خودهمبستگی اجزا خطا استفاده شده است. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس و آزمون خودهمبستگی در نگاره‌ی شماره‌ی (۴) آمده است.

نگاره ۴: نتایج آزمون‌های ناهمسانی و خودهمبستگی

نتیجه	آماره DW	نتیجه	معناداری آزمون بروش-پاگان	مدل
عدم خودهمبستگی	۱,۸۷	ناهمسانی واریانس	۰,۰۲۰	مدل شماره (۵)
عدم خودهمبستگی	۱,۸۳	ناهمسانی واریانس	۰,۰۲۷	مدل شماره (۶)- پرتفوی شرکت‌های فاقد محدودیت مالی
عدم خودهمبستگی	۱,۹۹	ناهمسانی واریانس	۰,۰۳	مدل شماره (۶)- پرتفوی شرکت‌های دارای محدودیت مالی
عدم خودهمبستگی	۱,۸۸	همسانی واریانس	۰,۲۳	مدل شماره (۷)- پرتفوی شرکت‌های با گردش سهام پایین (افق زمانی بلندمدت سهامدار)
عدم خودهمبستگی	۱,۹۳	همسانی واریانس	۰,۳۹	مدل شماره (۷)- پرتفوی شرکت‌های با گردش سهام بالا (افق زمانی کوتاه‌مدت سهامدار)

نتایج ارائه شده در نگاره‌ی شماره‌ی (۴) بیانگر وجود واریانس ناهمسانی در مدل‌های شماره‌ی (۵) و (۶) است (فرض صفر آزمون بروش-پاگان واریانس همسانی است که با توجه به سطح معناداری همه‌ی مدل‌ها که زیر ۰,۰۵ است رد می‌شود) و لذا برای برآورد این مدل‌ها بایستی از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته GLS استفاده کرد؛ اما مدل شماره‌ی (۷) در هر دو پرتفوی با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد خواهد شد.

۳-۴. نتایج آزمون‌های تشخیصی لیمر و هاسمن

با توجه به اینکه برای تخمین مدل‌های ترکیبی سه روش پانل (شامل پانل با روش اثرات ثابت و پانل با اثرات تصادفی) و رگرسیون تجمیعی (Pool) وجود دارد بایستی به کمک آزمون‌های تشخیصی روش صحیح برآورد مدل‌ها را تعیین کرد. آزمون لیمر برای انتخاب از بین روش پانل و رگرسیون تجمیعی انجام می‌شود (فرض صفر این آزمون روش رگرسیون تجمیعی است) و در صورتی که نتیجه‌ی آزمون روش پانل باشد (فرض صفر رد شود)، آزمون هاسمن برای انتخاب از بین روش‌های پانل اثرات ثابت و پانل اثرات تصادفی انجام خواهد شد (زرانژاد و انواری، ۱۳۸۴). با تفاسیر مذکور نتایج آزمون‌های لیمر و هاسمن برای مدل‌های پژوهش در نگاره‌ی شماره‌ی (۵) بیان شده‌اند.

نگاره ۵: نتایج آزمون‌های تشخیصی لیمر و هاسمن

مدل	معناداری آزمون لیمر	نتیجه آزمون لیمر	معناداری آزمون هاسمن	نتیجه آزمون هاسمن
مدل شماره (۵)	۰,۰۰	روش پانل	۰,۰۰	روش اثرات ثابت
مدل شماره (۶) - پرتفوی شرکت‌های فاقد محدودیت مالی	۰,۰۰	روش پانل	۰,۰۰	روش اثرات ثابت
مدل شماره (۶) - پرتفوی شرکت‌های دارای محدودیت مالی	۰,۰۰	روش پانل	۰,۰۰	روش اثرات ثابت
مدل شماره (۶) - پرتفوی شرکت‌های با گردش سهام پایین (افق زمانی بلندمدت سهامدار)	۰,۰۰	روش پانل	۰,۰۰	روش اثرات ثابت
مدل شماره (۶) - پرتفوی شرکت‌های با گردش سهام بالا (افق زمانی کوتاه‌مدت سهامدار)	۰,۰۰	روش پانل	۰,۰۰	روش اثرات ثابت

با توجه به نگاره‌ی شماره‌ی (۵) همه‌ی مدل‌های پژوهش بایستی با روش پانل اثرات ثابت

برآورد شوند.

۴-۴. آزمون فرضیه‌ی اول پژوهش

نتایج برآورد مدل شماره‌ی (۵) که برای آزمون فرضیه‌ی اول پژوهش مورداستفاده قرار گرفته است در نگاره‌ی شماره‌ی (۶) آمده است.

نگاره ۶: نتایج برآورد مدل شماره‌ی (۵)

$\frac{I_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 Dev_{i,t-1} + \beta_3 G_{i,t-1} + \beta_4 \frac{NetEq_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$				
متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معناداری
جریان نقدی	CF	۰,۱۰۸۲۵۷	۸,۸۶	۰,۰۰
قیمت‌گذاری نادرست	DEV	۰,۱۰۹۱۳۶	۴,۹۹	۰,۰۰
فرصت رشد	G	۰,۰۷۸۱۳۰	۱,۹۴	۰,۰۶
افزایش سرمایه	NetEq	۰,۰۴۲۴۴۹	۲,۶۴	۰,۰۱
جز ثابت	C	-۰,۰۷۲۵۶۱	-۱,۵۰	۰,۱۲
آماره‌های موزون برآورد مدل				
ضریب تعیین	٪۷۶	آماره F	۲۰,۱۱	
ضریب تعیین تعدیل شده	٪۷۳	احتمال آماره F	۰,۰۰	

با توجه به بخش آماره‌های موزون برآورد مدل در نگاره‌ی (۶)، مشخص می‌شود که آماره F و سطح معناداری آن بیانگر معنادار بودن رگرسیون است (معناداری آماره F کمتر از سطح خطای ۰,۰۵ است). همچنین ضریب تعیین تعدیل‌شده‌ی مدل مقدار ٪۷۳ است. برای آزمون فرضیه‌ی اول پژوهش بایستی آزمون T را برای متغیر قیمت‌گذاری نادرست (DEV) انجام دهیم. مقدار آماره t برای متغیر مذکور ۴,۹۹ است که با توجه به ناحیه‌ی بحرانی (ناحیه‌ی رد فرض صفر و پذیرش فرضیه‌ی پژوهش که با توجه به سطح معناداری ۰,۰۵ بایستی بین -۱,۹۶ تا +۱,۹۶ نباشد) موردقبول بوده و لذا فرضیه‌ی اول پژوهش رد نمی‌شود و قیمت‌گذاری نادرست سهام تأثیر معنادار و مستقیمی بر سرمایه‌گذاری دارد (این نتیجه تأیید کننده‌ی

نظریه‌ی زمان‌بندی بازار نیز است). در بین متغیرهای کنترلی نیز به‌جز فرصت رشد که در سطح ۹۰٪ معنادار است، سایر متغیرهای کنترلی در سطح ۹۹٪ نیز معنادار هستند و تأثیر مستقیمی بر متغیر وابسته دارند.

۴-۵. آزمون فرضیه‌ی دوم پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیه‌ی دوم پژوهش بایستی مدل شماره‌ی (۶) را برای هر دودسته شرکت‌های فاقد محدودیت مالی و شرکت‌های دارای محدودیت مالی به‌طور مجزا برآورد کنیم. نتایج برآورد مدل شماره‌ی (۶) برای هر دو پرتفوی در نگاره‌های شماره‌ی (۷) و (۸) ارائه‌شده است.

نگاره ۷: نتایج برآورد مدل شماره‌ی (۶) - پرتفوی شرکت‌های فاقد محدودیت مالی

$\frac{I_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 Dev_{i,t-1} + \beta_3 G_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$				
متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معناداری
جریان نقدی	CF	۰,۱۳۴۰۱۱	۷,۸۹	۰,۰۰
قیمت‌گذاری نادرست	DEV	۰,۱۱۰۶۰۱	۴,۱۱	۰,۰۰
فرصت رشد	G	۰,۱۶۵۱۷۰	۲,۷۳	۰,۰۰
جز ثابت	C	-۰,۱۸۰۱۱۲	-۲,۸۶	۰,۰۰
آماره‌های موزون برآورد مدل				
ضریب تعیین	%۷۷	آماره F	۱۸,۲۱	
ضریب تعیین تعدیل‌شده	%۷۳	احتمال آماره F	۰,۰۰	

نگاره ۸: نتایج برآورد مدل شماره‌ی (۶) - پرتفوی شرکت‌های دارای محدودیت مالی

$\frac{I_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 Dev_{i,t-1} + \beta_3 G_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$				
متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معناداری
جریان نقدی	CF	۰,۱۱۶۰۳۷	۶,۵۲	۰,۰۰
قیمت‌گذاری نادرست	DEV	۰,۱۰۹۳۱۵	۳,۸۶	۰,۰۲
فرصت رشد	G	۰,۰۵۶۱۵۵	-۱,۲۹	۰,۱۹
جز ثابت	C	۰,۱۱۲۳۴۰	۱,۶۰	۰,۱۱
آماره‌های موزون برآورد مدل				
ضریب تعیین	٪۸۲	آماره F		۲۱,۴۵
ضریب تعیین تعدیل‌شده	٪۷۸	احتمال آماره F		۰,۰۰

همان‌طور که در نگاره‌های شماره‌ی (۷) و (۸) مشخص است در هر دو حالت رگرسیون معنادار است (معناداری آماره F کم‌تر از سطح خطای ۰,۰۵ است). همچنین ضرایب تعیین تعدیل‌شده در هر دو حالت مقادیر قابل قبولی هستند. به‌منظور قضاوت در مورد فرضیه‌ی دوم بایستی نتایج هر دو پرتفوی مقایسه شوند. در نگاره‌ی شماره‌ی (۷) رابطه‌ی قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری در مورد شرکت‌های فاقد محدودیت مالی برقرار است (زیرا مقدار آماره T متغیر قیمت‌گذاری نادرست ۴,۶۶ است که خارج از ناحیه بحرانی پذیرش فرض صفر قرار دارد). در نگاره‌ی شماره‌ی (۸) نیز رابطه‌ی قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری در مورد شرکت‌های دارای محدودیت مالی برقرار است (مقدار آماره T خارج از ناحیه‌ی بحرانی است). مقادیر ضریب تعیین تعدیل‌شده و ضریب رگرسیون متغیر مستقل در دو پرتفوی تفاوت محسوسی با یکدیگر ندارند و در نتیجه وجود محدودیت مالی تفاوت محسوسی در رابطه‌ی قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری ندارد. نکته‌ی قابل توجه در مورد این دونگاره معنادار بودن عامل فرصت رشد (به معنای تأثیرگذاری آن بر متغیر وابسته سرمایه‌گذاری) در پرتفوی شرکت‌های فاقد محدودیت مالی و عدم معناداری همین عامل فرصت رشد در پرتفوی شرکت‌های دارای محدودیت مالی (به معنای عدم تأثیرگذاری آن بر متغیر وابسته

سرمایه‌گذاری) است.

۴-۶. آزمون فرضیه‌ی سوم پژوهش

برای آزمون فرضیه‌ی سوم نیز از روشی مشابه فرضیه‌ی دوم استفاده شده است. نتایج برآورد مدل شماره‌ی (۷) در دو حالت در نگاره‌های شماره‌ی (۹) و (۱۰) ارائه شده است.

نگاره ۹: نتایج برآورد مدل شماره‌ی (۷) - پرتفوی شرکت‌های با گردش سهام بالا (افق

کوتاه‌مدت سهامدار)

$\frac{I_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 Dev_{i,t-1} + \beta_3 G_{i,t-1} + \beta_4 FF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$				
متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معناداری
جریان نقدی	CF	۰,۱۴۲۹۰۰	۵,۳۷	۰,۰۰
قیمت‌گذاری نادرست	DEV	۰,۰۹۵۲۱۰	۳,۹۸	۰,۰۰
فرصت رشد	G	۰,۰۵۰۳۱۱	۱,۱۰	۰,۲۴
سهام شناور آزاد	FF	۰,۲۱۳۰۵۸	۱,۹۶	۰,۰۵
جز ثابت	C	-۰,۱۶۸۲۴۳	-۱,۲۹	۰,۱۷
آماره‌های موزون برآورد مدل				
ضریب تعیین	%۵۹	آماره F	۸,۹۱	
ضریب تعیین تعدیل شده	%۵۵	احتمال آماره F	۰,۰۰	

نگاره ۱۰: نتایج برآورد مدل شماره‌ی (۶) - پرتفوی شرکت‌های با گردش سهام پایین (افق بلندمدت سهامدار)

$\frac{I_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_2 Dev_{i,t-1} + \beta_3 G_{i,t-1} + \beta_4 FF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$				
متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معناداری
جریان نقدی	CF	۰,۰۶۸۱۰۱	۰,۴۷	۰,۵۹
قیمت‌گذاری نادرست	DEV	۰,۱۰۱۸۵۱	۰,۸۰	۰,۴۲
فرصت رشد	G	-۰,۰۶۰۳۸۱	-۰,۹۹	۰,۳۱
سهام شناور آزاد	FF	-۰,۱۷۷۸۱۱	-۱,۹۷	۰,۰۵
جز ثابت	C	۰,۱۵۴۳۲۸	۱,۷۴	۰,۰۹
آماره‌های موزون برآورد مدل				
ضریب تعیین	%۴۱	آماره F		۴,۴۴
ضریب تعیین تعدیل‌شده	%۳۸	احتمال آماره F		۰,۰۰

همان‌طور که در نگاره‌های (۹) و (۱۰) مشخص است در هر دو حالت رگرسیون معنادار است (معناداری آماره F در هر دو حالت کم‌تر از سطح خطای ۰,۰۵ است). به‌منظور قضاوت در مورد فرضیه‌ی سوم بایستی از هر دو نگاره استفاده کرد. همان‌طور که نگاره‌ی (۹) نشان می‌دهد در مورد شرکت‌های با گردش سهام بالا (دید کوتاه‌مدت سهامدار) رابطه‌ی بین قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری برقرار است (آماره T متغیر قیمت‌گذاری نادرست در این پرتفوی خارج از بازه بحرانی -۱,۹۶ الی +۱,۹۶ است)؛ اما در پرتفوی شرکت‌های با گردش سهام پایین (دید بلندمدت سهامدار) رابطه‌ی قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری رد می‌شود (زیرا آماره T متغیر قیمت‌گذاری نادرست در این پرتفوی در ناحیه بحرانی قرار دارد). همچنین ضریب تعیین تعدیل‌شده در دو پرتفوی تفاوت محسوسی دارند. در نتیجه فرضیه‌ی سوم تأیید می‌شود؛ بنابراین می‌توان بیان کرد که مدیران در تصمیمات سرمایه‌گذاری به دنبال ارضا سهامداران در کوتاه‌مدت هستند.

۵. نتیجه‌گیری

برخی دلایل رفتاری مانند رفتار توده‌وار سهامداران، واکنش بیش‌ازاندازه یا کم‌تر از اندازه و وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران از عوامل اصلی به وجود آمدن پدیده‌ی قیمت‌گذاری نادرست هستند. نظریه‌ی مالی استاندارد قادر به توضیح پدیده‌های رفتاری و استثنائات بازار سرمایه نیست؛ اما نظریه‌ی جدید مالی رفتاری سعی در توضیح این پدیده‌ها دارد. هدف پژوهش حاضر که از نوع مالی رفتاری است، بررسی تأثیر پدیده‌ی قیمت‌گذاری نادرست سهام بر رفتار سرمایه‌گذاری مدیران است. نتایج پژوهش نشان داد که قیمت‌گذاری نادرست سهام بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران تأثیرگذار است و به عبارتی فرضیه‌ی فشار بازار به مدیران (فرضیه‌ی دوم در تحقیق مورک و همکاران در سال ۱۹۹۰) مورد تأیید قرار گرفت. همچنین نتایج نشان داد که وجود یا عدم وجود محدودیت مالی تأثیری بر رابطه‌ی قیمت‌گذاری نادرست-سرمایه‌گذاری ندارد (برخلاف نتایج تحقیق الزهرانی و رائو، ۲۰۱۴). در مورد نظریه‌ی ارضای سهامداران نیز مشخص شد که مدیران به دنبال ارضای سهامدارانی هستند که افق زمانی کوتاه‌مدت دارند و سهام خریداری‌شده را بیش‌تر مورد معامله قرار می‌دهند و بر عملکرد بلندمدت شرکت تمرکز نمی‌کنند؛ به عبارتی نظریه‌ی ارضای سهامداران نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد. نتایج به‌دست‌آمده با پژوهش‌های قبلی مانند چانگ و همکاران (۲۰۰۷)، رینوفا و ترینوگروهو (۲۰۱۱)، الزهرانی و رائو (۲۰۱۴)، وو و وانگ (۲۰۱۶)، عباسی و شریفی (۱۳۹۳) و پاکیزه و بشیری (۱۳۹۲) سازگار است و همسو با نظریه‌های مالی رفتاری ارائه‌شده برای توضیح قیمت‌گذاری نادرست سهام، مانند نظریه‌ی زمان‌بندی بازار، نظریه‌ی علامت‌دهی، نظریه‌ی ارضای سهامداران و نظریه‌ی نمایندگی است.

۵-۱. پیشنهادهای کاربردی پژوهش

با توجه به نتایج پژوهش حاضر پیشنهادهایی به شرح زیر ارائه می‌شود:

(۱) با توجه به وجود پدیده‌ی قیمت‌گذاری نادرست به مدیران شرکت‌های بورسی پیشنهاد می‌شود زمانی که سهام شرکت بیش‌تر از قیمت ذاتی قیمت‌گذاری می‌شود، اقدام به افزایش سرمایه کرده و مابه‌التفاوت مذکور را به شرکت انتقال دهند (نظریه‌ی زمان‌بندی بازار)

تا قیمت بازار به سمت قیمت ذاتی سوق پیدا کند؛

۲) با توجه به این که هدف مدیران ارضای سهامداران در کوتاه‌مدت است به سهامداران نیز توصیه می‌شود سهامی را که دارای حجم معاملات بالاتری است، خریداری کنند تا سود کوتاه‌مدت معقولی کسب کنند.

۲-۵. پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

با توجه به جدید بودن حوزه‌ی مالی رفتاری و موضوع پژوهش حاضر و نتایج به‌دست‌آمده پیشنهادهایی به شرح زیر ارائه می‌شود:

- ۱) با توجه به معنادار بودن عامل افزایش سرمایه، پیشنهاد می‌شود در پژوهشی تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام بر انواع افزایش سرمایه (از محل مطالبات، آورده‌ی نقدی و سود انباشته) به تفکیک موردبررسی قرار گیرد؛
- ۲) پیشنهاد می‌شود در پژوهشی تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام بر کلیه‌ی تصمیم‌های مالی، مانند تصمیم‌های نقدینگی، تصمیم‌های ساختار سرمایه، تصمیم‌های تقسیم سود، تصمیم‌های تصاحب شرکت‌ها و تصمیم‌های تأمین مالی به‌طور مفصل موردبررسی قرار گیرد.

۳-۵. محدودیت‌های پژوهش

محدودیت‌های عمومی که در عمده‌ی پژوهش‌های حسابداری نیز وجود دارد، محدودیت زمانی و هزینه است. محدودیت‌های خاص این پژوهش شامل کمبود تحقیقات مشابه فارسی، محدودیت بازه‌ی زمانی و نمونه‌ی پژوهش و عدم قابلیت تعمیم نتایج به خارج از بازه‌ی زمانی، شرکت‌ها و صنایع دیگر (چه در داخل کشور و چه در خارج کشور) است.

یادداشت‌ها

- | | |
|-------------------------------|-----------------------------|
| 1. Kau, Linck and Rubin | 5. Investor Sentiment |
| 2. Standard Finance Theory | 6. Optimism |
| 3. Morck, Shleifer and Vishny | 7. Stock/Equity Mispricing |
| 4. Goyal and Yamada | 8. Baker, Stein and Wurgler |

- | | |
|---------------------------------------|------------------------|
| 9. Gilchrist, Himmelberg and Huberman | 16. De Bondt & Thaler |
| 10. Alzahrani and Rao | 17. Kengatharan |
| 11. Herding Behavior | 18. Behavioral Finance |
| 12. Information Asymmetry | 19. Shafir & Thaler |
| 13. Chi & Gupta | 20. Overpricing |
| 14. Pantzalis. C & Park. J.C | 21. Underpricing |
| 15. Shiller | 22. Market Pressure |
| | 23. Faulty Information |

منابع

الف. فارسی

- افلاطونی، عباس. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و متقارن نبودن اطلاعات بر واکنش تأخیری قیمت سهام. *مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری*، ۸، ۱، ۲-۲۴.
- پاکیزه، کامران و بشیری جویباری، مهدی، (۱۳۹۲). تأثیر ارزشیابی نادرست بر تصمیمات سرمایه‌گذاری. *فصلنامه‌ی مدیریت دارایی و تأمین مالی*. ۲، ۳، ۸۱-۹۸.
- پورحیدری، امید؛ رحمانی، علی و غلامی، رضا. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر مدیریت واقعی سود بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری*، ۵، ۱، ۵۵-۸۵.
- تلنگی، احمد. (۱۳۸۳). تقابل نظریه‌ی نوین مالی و مالی رفتاری. *تحقیقات مالی*، سال ششم، ۳-۲۵.
- تهرانی، رضا و حصارزاده، رضا. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر جریان‌های نقدی آزاد و محدودیت در تأمین مالی بر بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری. *فصلنامه‌ی پژوهش‌های حسابداری*، ۱، ۳، ۵۰-۶۸.
- حیدریپور، فرزانه و احسانی طباطبائی، مریم‌السادات. (۱۳۹۴). نقش سرمایه‌گذاران نهادی در سیاست‌های سرمایه‌گذاری شرکت. *مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری*، ۷، ۱، ۱-۲۳.
- زرا نژاد، منصور و انواری، ابراهیم. (۱۳۸۴). کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصادسنجی. *فصلنامه‌ی بررسی‌های اقتصادی*، ۲، ۴، ۲۱-۵۲.

ستایش، محمدحسین و شمس‌الدینی، کاظم. (۱۳۹۵). بررسی رابطه‌ی بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری، دوره‌ی هشتم، شماره‌ی اول، پیاپی ۷۰، ۱۰۳-۱۲۵.

سعدی، رسول و قلی‌پور، آرین و قلی‌پور، فتانه. (۱۳۸۹). بررسی اثرات شخصیت سرمایه‌گذاران و خطاهای ادراکی در سرمایه‌گذاری آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۲(۲۹)، ۴۱-۵۸.

شهرآبادی، ابوالفضل و یوسفی، راحله. (۱۳۸۸). بررسی و آزمون رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار. *فصلنامه‌ی مدیریت توسعه و تحول*، دوره‌ی ۱۳۸۸، شماره‌ی دوم، ۵۷-۶۴.

عباسی، ابراهیم و شریفی، مریم. (۱۳۹۳). تأثیر قیمت‌گذاری نادرست بر سرمایه‌گذاری و ساختار سرمایه در شرکت‌های با محدودیت مالی. *تحقیقات مالی*، ۱۶(۲)، ۲۸۹-۳۰۸.

مرادی، جواد و احمدی، غلامرضا. (۱۳۹۰). تعیین عوامل مؤثر بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در عرصه بازارهای ناقص. *مجله‌ی پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳، ۲، ۱۲۵-۱۳۶.

موسوی شیری، محمود؛ خلعتبری، حسن و وقفی، سید حسام. (۱۳۹۱). اثر بیش‌ارزشیابی سهام بر مدیریت سود. *فصلنامه‌ی دانش حسابداری*، ۳، ۱، ۱۴۳-۱۶۶.

ب. انگلیسی

- Alzahrani, M., & Rao, R. P. (2014). Managerial behavior and the link between stock mispricing and corporate investments: Evidence from market-to-book ratio decomposition. *The Financial Review*, 49(1), 89-116.
- Baker, M., & Stein, J. C. Wurgler, J. (2003). When does the market matter? Stock prices and the investment of equity-dependent firms. *Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 969-1005.
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 129-156.
- Benz, R. (1981). The relationship between return and market value of common stock. *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- Biais, B., Hilton, D., Mazurier, K., & Pouget, S. (2005). Judgmental

- overconfidence, self-monitoring and trading performance in an experimental financial market. *Review of Economic Studies*, 72(2), 287-312.
- Chang, X., Lewis, H. K., & Juntan, G. W. (2007). The real impact of stock market mispricing: Evidence from Australia. *Pacific-Basin Finance Journal*, 15, 388-408.
- Chi, J., & Gupta, M. (2009). Overvaluation and earning management. *Journal of Banking and Finance*, 33(3), 1652-1663.
- Donald, B. K. (1986). Dividend yields and the January effect. *The Journal of Portfolio Management*, 12(2), 54-60.
- De Bondt, W. F. M., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805.
- Fama, U. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the return on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, U. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51, 55-84.
- Freidman, M. (1953). *The Case for Flexible Exchange Rates*, in *Essays in Positive Economics*. Chicago: University of Chicago Press.
- Gilchrist, S., Himmelberg, A., & Huberman, G. (2005). Do stock price bubbles influence corporate investment? *Journal of Monetary Economics*, 52, 805-827.
- Goyal, V. K., & Yamada, T. (2004). Asset prices, financial constraints, and investment: Evidence from Japan. *The Journal of Business*, 77, 175-199.
- Kau, J. B., Linck, J. S., & Rubin, P. H. (2008). Do managers listen to the market? *Journal of Corporate Finance*, 14, 347-362.
- Keim, D. (1983). Size, related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 13-32.
- Kengatharan, L. (2014). The influence of behavioral factors in making investment decisions and performance: Study on investors of Colombo Stock Exchange. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 6 (1), 18-37.
- Latif, M., Arshad, S., Fatima, M., & Farooq, S. (2011). Market efficiency, market anomalies, causes, evidences, and some behavioral aspects of market anomalies. *Research Journal of Finance and Accounting*, 2(9/10), 1-14.
- Li, H., Henry, D., & Chou, H. (2011). Stock market mispricing, executive

- compensation and corporate investment: Evidence from Australia. *The Journal of Behavioral Finance*, 12, 131-140.
- Marsh, T. A., & Merton, R. C. (1986). Dividend variability and variance bond tests for the rationality of stock market prices. *American Economic Review*, 76(1), 483-498.
- Morck, R., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1990). The stock market and investment: Is the market a sideshow? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 157-215.
- Pantzalis, C., & Park, J. C. (2014). Agency costs and equity mispricing. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 43, 89-123.
- Polk, C., & Sapienza, P. (2009). The stock market and corporate investment: A test of catering theory. *Review of Financial Studies*, 22(1), 187-217.
- Reinganum, M. R. (1983). The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for the tax-loss selling effects. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 89-104.
- Rhodes-Kropf, M., Robinson, D. T., & Viswanathan, S. (2005). Valuation waves and merger activity: The empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 77, 561-603.
- Roll, R. (1988). R-Squared. *Journal of Finance*, 43(2), 541-566.
- Shafir, E., & Thaler, R. H. (2006). Invest now, drink later, spend never: On the mental accounting of delayed consumption. *Journal of Economic Psychology*, 27, 694-713.
- Shiller, R. (1981). Do stock market prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, 71, 421-436.
- Stein, J. C. (1996). Rational capital budgeting in an irrational world. *Journal of Business*, 69(2), 429-455.
- Trinugroho, I., & Rinofah, R. (2011). The effect of mispricing on investment of Indonesian firms: Do financial constraints matter? *Middle Eastern Finance and Economics*, 9(1), 14-23.
- Wu, W., & Wang, L. (2016). Institutional ownership mispricing and corporate investment. *Open Journal of Business and Management*, 4(2), 282-290.