



Role of Accounting Information Quality in Recency Bias in Investors' Behavior

Sedighe Kamranrad^{*}

Roya Darabi (Ph.D)^{**}

Ghodratollah Emamverdi (Ph.D)^{***}

Mahboobeh Jafari (Ph.D)^{****}

Abstract

Objective: This study examined the presence of the phenomenon of recency and the role of accounting information quality in the recency manifestation, concentrating on capital market mechanism with the use of accounting information.

Method: In this study, earning per share, return on assets, return on equity and book value per share were used as indicators for accounting information. The method of data analysis was inferential. To test the research hypotheses, panel data multiple regression model and data of 148 companies in the Tehran Stock Exchange during 2008-2017 were used.

Results: The findings showed that accounting information quality mitigates the recency phenomenon in investors behavior in the Iranian capital Market.

Conclusion: By improving the quality of accounting information reported by companies, behavioral bias in investing decision making can be reduced.

Keywords: *Behavioral Finance, Recency Bias, Accounting Information Quality.*

Citation: Kamranrad, S., Darabi, R., Emamverdi, Gh., Jafari, M. (2019). The role of accounting information quality in recency bias in investors' behavior. *Journal of Accounting Knowledge*, 10(4), 29-62.

^{*} Ph.D Student in Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

^{**} Associate Professor of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

^{***} Assistant Professor of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

^{****} Assistant Professor of Accounting, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

Corresponding Author: Roya Darabi (Email: Royadarabi110@yahoo.com).

Submitted: 12 January 2019

Accepted: 4 August 2019

DOI: 10.22103/jak.2019.13406.2896



انجمن حسابداری ایران

دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان

مجله دانش حسابداری

دوره دهم، شماره ۴

زمستان ۱۳۹۸، پیاپی ۳۹

صص. ۲۹ تا ۶۲

نقش کیفیت اطلاعات حسابداری در مصداق تورش نوگرایی در رفتار**سرمایه گذاران**

صدیقه کامران راد*

دکتر رویا دارابی**

دکتر قدرت‌الله امام‌وردی***

دکتر محبوبه جعفری****

چکیده

هدف: مطالعه حاضر تلاش دارد تا با تأکید بر مکانیزم بازار سرمایه و با استفاده از اطلاعات حسابداری، وجود پدیده رفتاری نوگرایی و نقش کیفیت اطلاعات حسابداری را در مصداق این پدیده بررسی نماید.

روش: در این تحقیق از متغیرهای سود هر سهم، بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری هر سهم به عنوان شاخص‌هایی برای اطلاعات حسابداری استفاده گردید. روش تحلیل داده‌ها از نوع استنباطی است. برای آزمون فرضیه‌های تحقیق از رگرسیون چندگانه مبتنی بر داده‌های ترکیبی و داده‌های ۱۴۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ استفاده شد.

* دانشجوی دکتری گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

** دانشیار گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

*** استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

**** استادیار گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

نویسنده مسئول مقاله: رویا دارابی (رایانامه: Royadarabi110@yahoo.com).

تاریخ پذیرش: ۹۸/۵/۱۳

تاریخ دریافت: ۹۷/۱۰/۲۲

یافته‌ها: نتایج بررسی‌های صورت گرفته نشان داد که کیفیت اطلاعات حسابداری موجب تضعیف پدیده نوگرایی در رفتار سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران می‌گردد.
نتیجه‌گیری: از طریق بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری گزارش شده توسط شرکت‌ها، می‌توان تورش‌های رفتاری در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری توسط سرمایه‌گذاران را کاهش داد.

واژه‌های کلیدی: مالی رفتاری، تورش نوگرایی، کیفیت اطلاعات حسابداری.

استناد: کامران راد، صدیقه؛ دارابی، رویا؛ امام‌وردی، قدرت‌الله؛ جعفری، محبوبه (۱۳۹۸). نقش کیفیت اطلاعات حسابداری در مصداق تورش نوگرایی در رفتار سرمایه‌گذاران. *دانش حسابداری*، ۱۰(۴)، ۶۲-۲۹.

مقدمه

تهیه اطلاعات صحیح، موجب بهبود کیفیت تصمیم‌گیری اشخاص درون سازمانی می‌شود. وجود اطلاعات صحیح و دقیق برای بودجه‌بندی سرمایه‌ای، برنامه‌ریزی و کنترل موجودی‌ها و تجزیه و تحلیل نقطه سر به سر و در نهایت به بهبود فرآیند تصمیم‌گیری درون سازمانی می‌انجامد. تصمیمات سرمایه‌گذاران برگرفته از الگوهای پیچیده مالی است. این الگوها مبتنی بر ریسک و بازده مورد انتظار از یک سرمایه‌گذاری و الگوهای مبتنی بر ریسک قیمت‌گذاری دارایی‌ها هستند. اما تصمیمات همواره بر اساس منابع شخصی و الگوهای پیچیده اتخاذ نمی‌شوند و در آن عوامل موقعیتی لحاظ نمی‌شوند (کندران و کندران^۱، ۲۰۱۴). الگوهای رفتاری، الگوهایی هستند که در آن‌ها فرض عقلانیت کامل سرمایه‌گذاران کنار گذاشته می‌شود. اقتصاددانان رفتاری برای اطلاع از رفتارهای غیرعقلایی سرمایه‌گذاران به نتایج تحقیقات آزمایشی روان‌شناسان شناختی رجوع می‌کنند، که در آن‌ها انواع سوء‌گیری‌های رفتاری به تفصیل مورد بررسی قرار گرفته‌اند (راعی و تلنگی، ۱۳۸۳). منظور از سوء‌گیری، انحراف از تصمیم‌گیری‌های درست و بهینه است (ریتر^۲، ۲۰۰۳).

طبق مفاهیم تئوری اطلاعات، تعصبات در پیش‌بینی سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران وجود دارد. با توجه به این که در ایران، رابطه بین اطلاعات و بازار چندان روشن نبوده و واکنش‌های احساسی در بازار وجود دارد که به بی‌ثباتی و ایجاد حباب‌های قیمتی منجر شده است، می‌توان بحث و بررسی درباره مصداق پدیده‌های رفتاری در بازار سرمایه را مورد توجه قرار داد. همچنین، با کاهش بار اطلاعاتی اطلاعات حسابداری، فاصله بین ارزش ذاتی و قیمت بازار اوراق بهادار افزایش یافته است و نظر به این که از کم و کیف تورش نوگرایی در بازار بورس ایران و ارتباط آن با اطلاعات حسابداری اطلاع درستی در دست نیست، لذا امکان استفاده ناصحیح از اطلاعات حسابداری توسط تهیه‌کنندگان اطلاعات با شناخت و آگاهی از تورش نوگرایی در بازار وجود دارد. به این ترتیب، ارائه الگویی برای سنجش تورش نوگرایی و همچنین ارزیابی تأثیرپذیری آن از اطلاعات حسابداری، موضوعی حائز اهمیت است که در مطالعه حاضر تحت بررسی قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، با توجه به پیشینه وجود واکنش‌های احساسی و غیرمنطقی در بازار سرمایه ایران و همچنین عدم پیروی سرمایه‌گذاران از الگوهای مالی کلاسیک، در این مطالعه تلاش می‌شود تا الگویی جهت بررسی مصداق تورش نوگرایی در بازار سرمایه ایران ارائه گردد و در عین حال، اثر کیفیت اطلاعات حسابداری بر مصداق تورش نوگرایی مورد بررسی قرار می‌گیرد تا نقش آفرینی حسابداری، به میزان هرچه بیشتری روشن گردد.

پدیده‌های رفتاری مشابه تاکنون، از لحاظ محتوایی بارها به بحث گذاشته شده‌اند و مصداق آن در بازارهای سرمایه نیز در برخی از موارد، مورد تأیید بوده است. در این شرایط، جای خالی این قبیل مباحث (تورش‌های رفتاری) در موضوعات حسابداری، به شدت احساس می‌گردد. لازم به توضیح است که با توجه به رویدادهای تازه و مورد توجه سرمایه‌گذاران حاضر در بورس اوراق بهادار تهران، ممکن است عوامل متعددی دارای ویژگی تازگی در نگاه سرمایه‌گذاران باشند، اما در این مطالعه بر اطلاعات حسابداری و گزارشگری تأکید می‌گردد. مهم‌ترین متغیر حسابداری که می‌تواند دارای

ویژگی تازگی باشد، پیش‌بینی‌های سود و گزارش‌های ماهانه عملیاتی است. علاوه بر این، استدلال می‌گردد که کیفیت گزارشگری مالی، به‌علت کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، توانایی تضعیف تورش نوگرایی در بازار سرمایه را دارد. بنابراین، در این مطالعه تلاش می‌شود به این سؤالات پاسخ داده شود که آیا تورش نوگرایی در بازار سرمایه ایران با استفاده از اطلاعات حسابداری کاربرد دارد و می‌توان مصداق آن را پیدا نمود؟ و آیا کیفیت افشای اطلاعات حسابداری موجب تضعیف تورش نوگرایی در رفتار سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران می‌گردد و می‌توان مصداق آن را پیدا نمود؟

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

طبق فرضیه بازار کارا و با در نظر گرفتن کارآیی بازار در سطح نیمه قوی، اثر تمامی اطلاعات در دسترس عموم در قیمت اوراق بهادار لحاظ شده است. بنابراین، با استفاده از اطلاعات در دسترس عموم نمی‌توان در داد و ستد اوراق بهادار به بازده غیرعادی دست یافت. در چنین وضعی تنها کسی می‌تواند به بازده غیرعادی دست یابد که به اطلاعات محرمانه جدید دسترسی داشته باشد (تافلر^۳ و همکاران، ۲۰۰۴). اما طبق دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت شده نزد سازمان بورس اوراق بهادار، صورت‌های مالی حسابرسی شده باید در دسترس عموم قرار گیرد و قبل از انتشار عمومی صورت‌های مالی حسابرسی شده، تنها مدیران و حساب‌رسان شرکت به این اطلاعات دسترسی دارند. آن‌ها هم اولاً به دلیل منع قانونی و در ثانی به دلیل حفظ شهرت و اعتبار حرفه‌ای خود مجاز به استفاده از این اطلاعات نیستند. هنگام اعلان عمومی نتایج حسابرسی، بی‌درنگ قیمت اوراق بهادار تعدیل می‌شود (چن^۴ و همکاران، ۲۰۰۰) و هیچ‌کس نمی‌تواند با استفاده از این اطلاعات به بازده غیرعادی دست یابد. بنابراین، به عقیده والاس^۵ (۱۹۸۰) گزارش نتایج حسابرسی تنها می‌تواند انتظارات سرمایه‌گذاران یا ارزشیابی فعلی بازار را تأیید کند. با وجود این، عدم دستیابی به بازده غیرعادی بر اساس نتایج حسابرسی به معنای بی‌ارزش بودن اطلاعات حسابرسی نشده نیست (والاس، ۱۹۸۰؛ اسکات^۶، ۲۰۰۹). یکی از سؤال‌های

مطرح در حوزه بازارهای مالی، چگونگی رفتار عوامل بازار است. تاکنون تحقیق‌های بسیاری در جهت پذیرش یا رد اعتبار فرضیه بازار کارا انجام شده است. قسمت عمده‌ای از مطالعات به این نتیجه رسیدند که فرضیه بازار کارا قابل رد نیست. در طی دهه اخیر اندیشمندان مالی سعی در تبیین و یافتن علل موارد خاص با کمک از سایر علوم همانند روانشناسی، علوم اجتماعی و فیزیک داشته‌اند. از این رو، حوزه‌های میان‌رشته‌ای تحت عناوین اقتصاد مالی، اقتصادسنجی مالی، ریاضیات مالی و نظریه تصمیم‌گیری شکل گرفته است. یکی از مطالعاتی که در این زمینه به سرعت گسترش یافت و تا حدودی توانست پدیده‌های مذکور را تبیین نماید ادغام نظریه‌های اقتصادی با نظریه‌های رایج روانشناسی بود که تحت عنوان «مالیه رفتاری» مطرح شد (شهرآبادی و یوسفی، ۱۳۸۶). بر اساس دیدگاه اقتصاد و مالی کلاسیک (استاندارد) عوامل اقتصادی عقلایی رفتار می‌کنند (تلنگی، ۱۳۸۳).

تورش‌های رفتاری به عنوان اشتباهات سیستماتیک در قضاوت تعریف شده است (کاهنمن و تورسکی، ۲۰۱۲). برخی تحقیقات در جست‌وجوی چارچوب معناداری برای طبقه‌بندی تورش‌های رفتاری هستند. برخی نویسندگان از تمایلات رفتاری با عنوان غیرمستدلالات (قواعد سرانگشتی) یاد می‌کنند. در حالی که گروهی دیگر آن‌ها را باورها، قضاوت‌ها یا ترجیحات می‌نامند. برخی دانش‌پژوهان این تورش‌ها را در دو دسته شناختی و احساسی طبقه‌بندی می‌کنند که به نظر می‌رسد این طبقه‌بندی مفید باشد. تاکنون تئوری منسجمی در مورد علل تورش‌های رفتاری ارائه نشده است، اما تحقیقات مالی رفتاری به جای یک تئوری جهان شمول، به مجموعه وسیعی از شواهد تکیه دارند که بهینه نبودن تصمیمات مالی افراد در شرایط مختلف را تأیید می‌نمایند (ریتر، ۲۰۱۲). تورش‌نوگرایی یک گرایش شناختی است که موجب می‌شود افراد به نحو بارزی بیشتر از رویدادهای گذشته، رویدادها و مشاهدات اخیر را به یاد آورند و بر آن تمرکز کنند. به‌عنوان مثال، فرض کنید که یک گردشگر دریایی در طول سفر خود به‌دقت از روی عرشه کشتی،

قایق‌های سبز رنگ و آبی رنگ عبوری را نظاره کرده، دقیقاً تعداد آن‌ها را برابر تشخیص می‌دهد، اما اگر قایق‌های سبز رنگ به دفعات بیشتری در انتهای این سفر دریایی مشاهده شود ولی قایق‌های آبی رنگ به‌طور یکنواخت پراکنده بوده یا بیشتر در شروع سفر دیده شده باشد، در این صورت، سوگیری نوگرایی موجب می‌شود در انتهای سفر، قایق‌های سبز رنگ بیشتر از قایق‌های آبی رنگ به‌خاطر آورده شود. به‌منظور درک توصیف تکنیکی سوگیری نوگرایی، بررسی آزمون حضور ذهن که دو جزء اساسی آن، اثر تقدم^۸ و اثر تأخر^۹ است، می‌تواند مفید واقع شود. روانشناسان هنگام مطالعه حافظه آدمی، از یک پارادایم به نام حافظه آزاد^{۱۰} استفاده می‌کنند. در چنین پارادایمی، به فرد شرکت‌کننده فهرستی از آیتم‌هایی که قرار است وی آن‌ها را یادآوری نماید، یکی پس از دیگری داده می‌شود. به‌عنوان مثال، آزمون‌کننده می‌تواند هر پنج ثانیه یک‌بار کلمه‌ای را برای فرد آزمون‌شونده بخواند و پس از آن که همه کلمات موجود در فهرست خوانده شد، از شرکت‌کننده خواسته می‌شود که از کلمات خوانده شده، هر تعدادی که ممکن است را به یاد آورد. این پارادایم، حافظه آزاد خواننده می‌شود، زیرا فرد مختار است به هر ترتیب که مایل است آیتم‌های فهرست شده را به یاد آورد (تاوان‌سند^{۱۱}، ۲۰۱۷؛ جانسن^{۱۲}، ۲۰۱۷؛ ملادین و گران^{۱۳}، ۲۰۱۶).

در این رابطه، بشیر^{۱۴} (۲۰۱۶)، اثر تورش رفتاری را روی تصمیمات سرمایه‌گذاری بررسی کرد. در این پژوهش جنسیت پاسخ‌دهندگان به‌عنوان متغیر وابسته و متغیرهای تورش‌های رفتاری، توان‌پنداری، اطمینان شیب از حد و فقدان مغایرت را به‌عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته بود. نتایج این تحقیق بیان‌کننده این مطلب بود که اختلاف زیادی بین تصمیم‌گیرندگان زن و مرد در زمینه تورش‌های رفتاری وجود ندارد. ژو و نیو^{۱۵} (۲۰۱۷) در پژوهشی در کشور چین، به این نتیجه رسیدند که تورش رفتاری سرمایه‌گذاران، رشد عایدات مورد انتظار و نرخ بازده مورد توقع را تغییر می‌دهد هرچند این تأثیر در دوره بدبینی و خوش‌بینی سرمایه‌گذاران متفاوت است. همچنین، نتایج آن‌ها نشان داد که تورش

رفتاری سرمایه گذاران به همراه اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام تأثیر معنادار دارد. وانگ^{۱۶} (۲۰۱۸) در بررسی تورش های رفتاری مدیران با تمرکز بر فرآهمادی به این نتیجه دست یافت که اگر در بنگاه ها، مدیران با تمرکز بر تجربیات مدیریتی و تئوری های کلاسیک اقتصادی زیر مجموعه های خود را اداره نماید، در تصمیمات خود از مشورت مدیران دیگر استفاده نخواهد کرد و از منظر مالی رفتاری دچار تورش فرآهمادی در تصمیمات سرمایه گذاری خود خواهد شد. همچنین، هنس^{۱۷} (۲۰۱۹) در پژوهش خود تحت عنوان بررسی اثرات تورش نوگرایی بر قیمت سهام، به بررسی ابعاد گوناگون این موضوع پرداخت. نتایج بررسی ها بیانگر این است که تعدیل نوگرایی، پیش بینی کننده قدرتمندی برای بازدهی های آتی در مقاطع زمانی گوناگون است.

در ایران نیز حسینی چگنی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی تورش های رفتاری سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای الگوی معادلات ساختاری پرداختند. نتایج پژوهش گویای آن است که بین تورش های کوتاه نگری، بهینه بینی، خوداسنادی، توان پنداری و دیرپذیری با تصمیمات سرمایه گذاری سرمایه گذاران در بورس تهران، رابطه معناداری وجود دارد و تورش رفتاری ابهام گریزی به صورت مثبت و معناداری بر تصمیمات سرمایه گذاری سرمایه گذاران تأثیر ندارد. قربانی و همکاران (۱۳۹۵) پژوهشی تحت عنوان تورش توجه محدود سرمایه گذار و تکیه گاه های روان شناختی یک پیش بینی از رفتار جمعی بازار، انجام دادند. نتایج پژوهش نشان می دهد هنگامی که شاخص به بالاترین رقم ۵۲ هفته گذشته خود نزدیک می شود، معامله گران به اخبار جدید کم واکنشی نشان می دهند و بر این اساس می توان بازده آتی کل بازار را در افق زمانی یک ماهه پیش بینی کرد. یافته های دیگر نشان می دهد نزدیکی شاخص به بالاترین رقم تاریخی شاخص به شکل منفی با بازده های یک ماه آینده بازار رابطه دارد که یک نوع بیش واکنشی به اخبار را نشان می دهد. باباجانی محمدی و همکاران (۱۳۹۶) به شناسایی عمده ترین تورش های سرمایه گذاران در بازار سرمایه ایران با استفاده از روش فراتحلیل

پرداختند. آنان با بررسی نظام‌مند در پایگاه‌های معتبر داخلی و خارجی از روش تحلیل آماری یکسان در مورد تورش‌های سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه استفاده کرده بودند و عمده‌ترین تورش‌های شناختی و عاطفی سرمایه‌گذاران مشخص گردید. تورش‌های شناختی شامل؛ اعتماد بیش از حد، اتکاء و تعدیل، نمایندگی، خوداسنادی، محافظه‌کاری، ابهام‌گریزی، حسابداری ذهنی، رویدادهای اخیر، شکل‌دهی، اثر وضعی، خودکنترلی و سوگیری‌های عاطفی عبارت از خوش‌بینی، زیان‌گریزی و پشیمان‌گریزی هستند.

تاجمیر ریاحی و دژدار (۱۳۹۶) به رتبه‌بندی تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در مواجهه با اخبار و اطلاعات مهم سیاسی پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده سه تورش بهینه‌بینی، تازه‌گرایی و پشیمان‌گریزی مهم‌ترین تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در مواجهه با مسائل و اطلاعات سیاسی بوده است. **کاردان و همکاران (۱۳۹۶)** نقش تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران در ارزش‌گذاری شرکت را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق حاکی از افزایش توضیح‌دهندگی الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با افزودن شاخص‌های احساسات است. **شمس‌الدینی و همکاران (۱۳۹۷)** به بررسی تأثیر رفتار سرمایه‌گذاران و مدیریت بر بازدهی سهام پرداختند. هدف این پژوهش، بررسی تأثیر متغیرهای رفتاری اطمینان بیش از حد مدیریت، رفتار توده‌وار و گرایش احساسی سرمایه‌گذاران با بازده سهام است. نتایج پژوهش نشان داد که متغیرهای رفتاری مورد بررسی در پژوهش، تأثیر معکوس و معناداری بر بازده سهام شرکت‌ها دارند.

فرضیه تحقیق

مالی رفتاری در چند دهه اخیر مورد توجه محققان مالی قرار گرفته است. مسائل مطرح در مالی رفتاری مفروضات و نگرش‌های مربوط به بعضی از تئوری‌ها و مسائل را دگرگون کرده است و به محققان چشم‌انداز جدیدی در جهت دریافت و تفسیر اتفاقات و واقعیات خارجی به خصوص در زمینه بازار سرمایه داده است. یکی از مسائل مهم در مالی رفتاری وجود تورش‌های رفتاری گوناگون در فرایند تصمیم‌گیری و انتخاب

سرمایه گذاران در بازارهای سهام است (رهنمای رودپشتی و تاجمیر ریاحی، ۱۳۹۳). منظور از تورش، انحراف از تصمیم گیری های درست و بهینه است. به دلیل محدود بودن زمان و منابع شناخت، نمی توان داده های جمع آوری شده از محیط را به طور بهینه تجزیه و تحلیل کرد؛ بنابراین ذهن انسان به طور طبیعی از محاسبات سرانگشتی استفاده می کند. اگر از چنین روش های ابتکاری به طور مناسب استفاده شود، می توانند مؤثر واقع شوند. در غیر این صورت، تورش های غیرقابل اجتنابی پیش خواهند آمد (کریمی و رهنمای رودپشتی، ۱۳۹۴).

موضوع شناخت یکی از مباحثی است که در قرن اخیر مورد توجه محققین زیادی قرار گرفته و در شاخه های علمی مختلف نیز بر حسب نیاز مورد توجه بوده است. تحقیقات محققین روانشناسی نشان می دهد به علل مختلف، فرایند شناخت به درستی انجام نمی شود. به همین علت مجموعه ای از تورش های شناختی بر شمرده شده اند. انسان به حکم مبانی روان شناختی، در معرض و تیررس این تورش هاست که واکنش های او در مواجهه با پدیده ها و تصمیماتی که باید اخذ شوند را تحت تأثیر قرار می دهد. البته در شرایط مختلف این تورش ها می توانند کمتر یا بیشتر بروز یابند (سعیدی و فرهانیان، ۱۳۹۰). ساختارهای خاص فرهنگی در ایران و اثرگذاری آن ها بر رفتارهای فردی و گروهی افراد به ویژه در بازار سرمایه، لزوم شناخت تئوری ها و الگوهای تحلیلی و شناختی مالی رفتاری را برای فعالان بازار، اجتناب ناپذیر می نماید. منظور از تورش، انحراف از تصمیم گیری های درست و بهینه است. به دلیل محدود بودن زمان و منابع شناخت، نمی توان داده های جمع آوری شده از محیط را به طور بهینه تجزیه و تحلیل کرد؛ بنابراین ذهن انسان به طور طبیعی از محاسبات سرانگشتی استفاده می کند. اگر از چنین روش های ابتکاری به طور مناسب استفاده شود، می توانند مؤثر واقع شوند. در غیر این صورت، تورش های غیرقابل اجتنابی پیش خواهند آمد (کریمی و رهنمای رودپشتی، ۱۳۹۴).

با توجه به این که در ایران، رابطه بین اطلاعات و بازار چندان روشن نبوده و واکنش‌های احساسی در بازار وجود دارد که به بی‌ثباتی و ایجاد حباب‌های قیمتی منجر شده است، می‌توان بحث و بررسی درباره مصداق پدیده‌های رفتاری در بازار سرمایه را مورد توجه قرار داد. همچنین، با کاهش بار اطلاعاتی اطلاعات حسابداری، فاصله بین ارزش ذاتی و قیمت بازار اوراق بهادار افزایش یافته است و نظر به این که از کم و کیف تورش نوگرایی در بازار بورس ایران و ارتباط آن با اطلاعات حسابداری اطلاع درستی در دست نیست، لذا امکان استفاده ناصحیح از اطلاعات حسابداری توسط تهیه‌کنندگان اطلاعات با شناخت و آگاهی از تورش نوگرایی در بازار وجود دارد. لازم به توضیح است که با توجه به رویدادهای تازه و مورد توجه سرمایه‌گذاران حاضر در بورس اوراق بهادار تهران، ممکن است عوامل متعددی دارای ویژگی تازگی در نگاه سرمایه‌گذاران باشند، اما در این مطالعه بر اطلاعات حسابداری و گزارشگری تأکید می‌گردد. مهم‌ترین متغیر حسابداری که می‌تواند دارای ویژگی تازگی باشد، پیش‌بینی‌های سود و گزارش‌های ماهانه عملیاتی است. علاوه بر این، استدلال می‌گردد که کیفیت گزارشگری مالی، به علت کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، توانایی تضعیف تورش نوگرایی در بازار سرمایه را دارد. به این ترتیب، فرضیه مطالعه حاضر به شرح زیر است:

فرضیه: کیفیت افشای اطلاعات حسابداری موجب تضعیف پدیده نوگرایی در رفتار سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران می‌گردد.

روش‌شناسی پژوهش

از آنجا که نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند در تصمیمات مدیران، سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران و فعالان بازار سرمایه، سازمان بورس و اوراق بهادار و حساب‌برسان مورد استفاده قرار گیرد، از جنبه هدف پژوهش، از نوع پژوهش‌های کاربردی به شمار می‌رود. همچنین از جنبه نحوه استنباط در خصوص پرسش پژوهش، در گروه پژوهش‌های توصیفی همبستگی قرار می‌گیرد، زیرا جهت کشف روابط بین متغیرهای

پژوهش، از تکنیک‌های رگرسیون و همبستگی استفاده خواهد شد که به این ترتیب، از نظر استدلالی، استدلال استقرایی است. همچنین، از آنجا که از طریق آزمایش داده‌های موجود، نتیجه‌گیری خواهیم کرد، این پژوهش در گروه تئوری‌های اثباتی قرار می‌گیرد.

جامعه آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ است (ده سال مالی آخر برای بررسی انتخاب شده است تا نتایج حاصل، به‌روز، جامع و قابل استفاده باشند). نمونه از طریق روش حذف سیستماتیک از جامعه آماری، انتخاب خواهد شد. به این ترتیب که نمونه، متشکل از کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری است که حائز معیارهای زیر باشند: (۱) در طول دوره تحقیق، در بورس حضور داشته باشند؛ (۲) در طول دوره تحقیق، تغییر در دوره مالی نداشته باشند؛ (۳) جزء شرکت‌های فعال در حوزه فعالیت‌های مالی، از جمله شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و مؤسسات مالی نباشند. به دلیل این که این مؤسسات از لحاظ ماهیت فعالیت، متفاوت بوده و درآمد اصلی آن‌ها حاصل از سرمایه‌گذاری است و وابسته به فعالیت سایر شرکت‌ها هستند، لذا ماهیتاً با سایر شرکت‌ها متفاوت هستند و بنابراین، از نمونه مورد بررسی حذف خواهند شد؛ (۴) داده‌های مورد نیاز جهت متغیرهای تحقیق، در طول دوره زمانی ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۶، موجود باشند؛ (۵) توقف معاملات بیش از سه ماه نباشد و (۶) دوره مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ هر سال باشد تا بتوان داده‌ها را در کنار یکدیگر و در صورت نیاز، به صورت پانلی به کار برد. توجه به شرایط ذکر شده، منجر به انتخاب ۱۴۸ شرکت به عنوان نمونه آماری این تحقیق شد.

الگوهای پژوهش

اغلب برای اندازه‌گیری ارتباط ارزشی سود از رگرسیون خطی چندگانه (معمولاً شامل ارزش دفتری و سود سهام به عنوان متغیرهای مستقل و ارزش بازار سهام به عنوان متغیر وابسته) و برای تعیین سطح معنادار بودن آماری و مشخص ساختن روند تغییرات ارتباط ارزشی، از تحلیل‌های سری زمانی و ضریب تعیین استفاده شده و کاهش همبستگی میان

اطلاعات حسابداری و قیمت بازار (یا کاهش ضرایب تعیین) در طول زمان، به‌عنوان کاهش ارتباط ارزشی تلقی شده است. واضح است که ارتباط ارزشی سود، توانایی آن جهت تأیید یا تغییر انتظارات سرمایه‌گذاران از ارزش شرکت است. اگر سهام شرکت در میان سرمایه‌گذاران داد و ستد می‌شود، قیمت بازار آن سهام باید انتظارات عموم سرمایه‌گذاران را از ارزش خلاصه کند. بنابراین، ارتباط ارزشی سود می‌تواند توسط واکنش در قیمت بازار هنگامی که ارقام حسابداری منتشر شده‌اند، اندازه‌گیری شود. این امر دلالت بر این ندارد که ارزش‌گذاری سهام تنها هدف صورت‌های مالی است، اما چنان که توسط **بارث^{۱۸}** و **همکاران (۲۰۰۱)** ذکر شده است، مرکز توجه عمده نهادهای ناظر بر بازار سرمایه و تدوین‌کنندگان استانداردها، بر سرمایه‌گذاران سهام است. به این ترتیب، می‌توان الگوی ارتباط ارزشی سود را به‌صورت زیر ارائه نمود:

$$RETURN_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در آن:

$RETURN_{it}$ = بازده سهام شرکت i در دوره زمانی t .

$PROF_{it}$ = سودآوری (سود پیش‌بینی شده) شرکت i در دوره زمانی t که می‌توان از معیارهای گوناگونی برای سنجش آن استفاده نمود.

این در حالی است که بنا بر ادبیات تورش نوگرایی، اشخاص، به رویدادهای تازه، واکنش بیشتری نشان می‌دهند و بنابراین، گزارش فعالیت عملیاتی، به‌عنوان رویدادی ویژه، می‌تواند بر ارتباط ارزشی سود (سود پیش‌بینی شده) و اطلاعات حسابداری، مؤثر باشد. توضیح این که برای بررسی اثر تعدیلی متغیر X بر تأثیر متغیر Y بر متغیر Z ، باید متغیرهای X و Y در الگو به‌صورت مستقل قرار گیرند و متغیر حاصلضرب آن‌ها نیز در الگو حضور داشته باشد. در همین راستا و مشابه رویکرد به‌کار رفته در الگوی محافظه‌کاری **باسو^{۱۹}** (۱۹۹۷)، الگوی آزمون تورش نوگرایی به‌صورت زیر تعریف می‌گردد که برگرفته از مطالعات هائو^{۲۰} و همکاران (۲۰۱۵) و **هنس (۲۰۱۹)** است.

$$RETURN_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROF_{it} + \beta_2 NMN_{it} + \beta_3 PROF_{it} \times NMN_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن:

NMN_{it} = اخبار جدید تعدیل کننده برای شرکت i در دوره زمانی t است. متغیر حاصل ضرب ($PROF \times NMN$) نشان دهنده اثر متقابل اخبار جدید تعدیل کننده بر ارتباط بین سودآوری (سود پیش بینی شده) و بازده سهام است که معیاری برای تورش نوگرایی است. بنابراین، انتظار می رود در راستای تأیید تورش نوگرایی، β_1 و β_3 بزرگتر از صفر و معنادار باشند، چراکه باید تأثیر مثبت سودآوری بر بازده سهام و همچنین تأثیر مثبت اخبار جدید تعدیل کننده بر ارتباط مستقیم سودآوری و بازده سهام را نشان دهند. به این ترتیب، با استفاده از این الگو و شاخص های مطرح برای سنجش سودآوری شرکت ها، می توان به عددی مشخص برای میزان تورش نوگرایی دست یافت. به عبارت دیگر، β_3 می تواند به طور مستقیم نشان دهنده میزان تورش نوگرایی باشد. تأکید می شود که تورش نوگرایی پس از تخمین الگوی رگرسیونی شماره دو و با محاسبه مقدار β_3 به دست می آید (کلیت الگو و تخمین ضرایب آن برای محاسبه مقدار تورش نوگرایی لازم است).

با استفاده از رویکرد گریس مارتین^{۲۱} (۲۰۰۰)، به منظور بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر تورش نوگرایی از الگوی زیر استفاده می گردد:

$$RETURN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PROF_{i,t} + \beta_2 NMN_{i,t} + \beta_3 REPORTINGQUALITY_{i,t} + \beta_4 PROF_{i,t} \times NMN_{i,t} + \beta_5 PROF_{i,t} \times NMN_{i,t} \times REPORTINGQUALITY_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

که در آن:

$REPORTINGQUALITY_{i,t}$ = کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت i در سال t که با استفاده از الگوهای موجود محاسبه می شوند و برای تأیید اثر کیفیت اطلاعات حسابداری بر تورش نوگرایی انتظار بر این است که β_5 کوچکتر از صفر و معنادار باشد. توضیح این که طبق توضیحات ارائه شده برای الگوی شماره دو، β_3 (حاصل ضرب سودآوری و

اخبار جدید تعدیل کننده) نشان دهنده میزان تورش نوگرایی است و باید بزرگتر از صفر و معنادار باشد تا تورش نوگرایی مصداق داشته باشد. به این ترتیب، برای این که کیفیت اطلاعات حسابداری بتواند کاهنده تورش نوگرایی باشد، ضروری است که β_5 (حاصل ضرب سودآوری، اخبار جدید تعدیل کننده و کیفیت اطلاعات حسابداری) در خلاف جهت ضریب β_3 باشد.

باتوجه به توضیحات پیش گفته، الگوهای پژوهش به منظور دستیابی به پاسخی برای ابعاد گوناگون فرضیه تحقیق، به صورت زیر قابل تبیین هستند که مبتنی بر رویکردهای باسو (۱۹۹۷)، هنس (۲۰۱۹)، هائو و همکاران (۲۰۱۵) و گریس مارتین (۲۰۰۰) هستند:

$$RETURN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t} + \beta_2 NMN_{i,t} + \beta_3 RQ_{i,t} + \beta_4 EPS_{i,t} \times NMN_{i,t} + \beta_5 RQ_{i,t} \times EPS_{i,t} \times NMN_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۴)$$

$$RETURN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{i,t} + \beta_2 NMN_{i,t} + \beta_3 RQ_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} \times NMN_{i,t} + \beta_5 RQ_{i,t} \times ROA_{i,t} \times NMN_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۵)$$

$$RETURN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ROE_{i,t} + \beta_2 NMN_{i,t} + \beta_3 RQ_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} \times NMN_{i,t} + \beta_5 RQ_{i,t} \times ROE_{i,t} \times NMN_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۶)$$

$$RETURN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BVPS_{i,t} + \beta_2 NMN_{i,t} + \beta_3 RQ_{i,t} + \beta_4 BVPS_{i,t} \times NMN_{i,t} + \beta_5 RQ_{i,t} \times BVPS_{i,t} \times NMN_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۷)$$

که در آن‌ها:

متغیر وابسته

$RETURN_{i,t}$ = بازده سهام شرکت i در بازه زمانی t که برای محاسبه آن از معادله ۸

استفاده می‌گردد:

$$R_{i,t} = \left[(1 + x_{i,t} + y_{i,t}) P_{i,t} - P_{i,t-1} - y P n_{i,t} + DPS_{i,t} \right] / \left[P_{i,t-1} + y P n_{i,t} \right] \quad (۸)$$

که در آن:

$$P_{i,t} = \text{قیمت سهام شرکت } i \text{ در پایان سال } t$$

$$P_{i,t-1} = \text{قیمت سهام شرکت } i \text{ در پایان سال } t-1$$

$$Pn_{i,t} = \text{ارزش اسمی سهام شرکت } i \text{ در پایان سال } t$$

$$x_{i,t} = \text{درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته شرکت } i \text{ در پایان سال } t$$

$$y_{i,t} = \text{درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی شرکت } i \text{ در پایان}$$

سال t ؛ و

$$DPS_{i,t} = \text{سود نقدی هر سهم شرکت } i \text{ در پایان سال } t$$

متغیرهای مستقل

$$EPS_{i,t} = \text{سود هر سهم پیش‌بینی شده شرکت } i \text{ در سال } t.$$

$$ROA_{i,t} = \text{بازده دارایی‌های شرکت } i \text{ در سال } t \text{ که برابر است با نسبت سودخالص}$$

پیش‌بینی شده به کل دارایی‌ها در ابتدای سال.

$$ROE_{i,t} = \text{بازده حقوق صاحبان سهام شرکت } i \text{ در سال } t \text{ که برابر است با نسبت سود}$$

خالص پیش‌بینی شده به حقوق صاحبان سهام در ابتدای سال.

$$BVPS_{i,t} = \text{ارزش دفتری هر سهم شرکت } i \text{ در سال } t \text{ در ابتدای سال.}$$

$$NMN_{i,t} = \text{اخبار جدید امیدوارکننده درباره تعدیل مثبت در سود پیش‌بینی شده}$$

شرکت i در سال t که اگر گزارش عملکرد ماهانه شرکت (به‌طور منظم در وب‌سایت

کدال ارائه می‌شود)، این‌طور تداعی کند که شرکت به سودی بیشتر از سود پیش‌بینی شده

دست می‌یابد (در حالی که این موضوع در سال پیش نیز رخ داده باشد)، این متغیر برابر

یک قرار می‌گیرد و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. به‌عنوان مثال، اگر یک

شرکت در اردیبهشت ماه، گزارش عملکردی منتشر کند که تا آخر اردیبهشت ماه به

سودی بیش از یک ششم سود پیش‌بینی شده سالانه دست یافته است و این شرایط برای

اردیبهشت سال قبل هم برقرار بوده اما نهایتاً شرکت به تعدیل قابل توجهی نرسید (تعدیل

کمتر از پنج درصدی)، این متغیر برابر یک قرار می‌گیرد و متغیر وابسته آن نیز بازدهی

سهام شرکت طی دوره زمانی ۱۵ روزه پس از انتشار گزارش مذکور خواهد بود (بازدهی

روزانه از نرم‌افزار ره‌آورد نوین قابل استخراج است). اگر شرکتی در هیچ یک از گزارش‌های عملکرد ماهانه به چنین وضعیتی نرسیده باشد، این متغیر برای مقطع انتشار گزارش عملکرد در پایان شهریور ماه برابر صفر قرار گرفته و بازدهی سهام شرکت طی دوره زمانی ۱۵ روزه پس از انتشار گزارش مذکور لحاظ می‌شود. لازم به ذکر است که از لحاظ نوع استفاده از متغیر و معیار قرار دادن بازدهی ماهانه شرکت برای شناسایی تورش رفتاری، این شاخص مشابه شاخص تعریف شده در مطالعات داسو^{۲۲} و همکاران (۲۰۰۹)، شان^{۲۳} و همکاران (۲۰۱۴) و هائو و همکاران (۲۰۱۵) است.

RQ_{it} = کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت i در سال t که برای محاسبه آن از شش شاخص زیر استفاده می‌شود:

(۱) $Accruals\ Quality$ = کیفیت اقلام تعهدی که برای محاسبه آن از الگوی ۹ استفاده می‌شود (دیچاو و دیچو^{۲۴}، ۲۰۰۲):

$$\frac{WCA_{it}}{AvgAssets_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{AvgAssets_{it}} + \beta_2 \frac{CFO_{i,t}}{AvgAssets_{it}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{AvgAssets_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

که در آن:

WCA = اقلام تعهدی سرمایه در گردش که عبارتست از تغییر در دارایی‌های

جاری، منهای تغییر در وجه نقد، منهای تغییر در بدهی‌های جاری؛

CFO = جریان نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، مستخرج از صورت جریان

وجه نقد؛ و

$AvgAssets$ = میانگین دارایی‌های شرکت در هر سال.

الگوی فوق را ابتدا در سطح کلیت داده‌ها تخمین می‌زنیم و سپس اقدام به محاسبه پسماند الگو در سطح هر شرکت-سال می‌نماییم. حاصلضرب قدرمطلق مقدار باقیمانده الگوی فوق در منفی یک، معیاری برای کیفیت سود یا اقلام تعهدی است.

(۲) *Earnings Persistence* = پایداری سود که برای اندازه گیری آن از الگوی

۱۰ استفاده می شود (کورمندی و لایپ^{۲۵}، ۱۹۸۷):

$$EARN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EARN_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

EARN = سود هر سهم دوره مالی که برای سال جاری (t) و سال قبل (t-1) محاسبه می گردد. در اینجا α_1 (ضریب متغیر مستقل) درجه پایداری سود هر شرکت - سال را نشان می دهد.

(۳) *Earnings Predictability* = قابلیت پیش بینی سود که برای محاسبه آن از

حاصلضرب انحراف معیار پسماند معادله محاسبه پایداری سود طی سه سال گذشته برای هر شرکت - سال در منفی یک استفاده می شود (فرانکیس^{۲۶} و همکاران، ۲۰۰۴).

(۴) *Earning Smoothness* = هموارسازی سود که برای محاسبه آن از حاصل

تقسیم انحراف معیار جریان نقد عملیاتی طی سه سال گذشته بر انحراف معیار سود خالص طی سه سال گذشته استفاده می شود (باون^{۲۷} و همکاران، ۲۰۰۳).

(۵) *Earnings Relevance* = مربوط بودن سود که مشابه رویکرد مورد استفاده

در پایداری سود است، از الگوی ۱۱ استفاده می گردد (آهنگری و شاکری، ۱۳۸۸):

$$P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EARN_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

که در آن، P نشانگر قیمت هر سهم شرکت i در سال t است.

(۶) *Earnings Timeliness* = به موقع بودن سود که برابر است با لگاریتم تعداد

روزهای بین تاریخ پایان سال مالی و تاریخ انتشار گزارش های مالی ضربدر منفی یک (چامبرز و پنمان^{۲۸}، ۱۹۸۴).

(۷) *Earnings Conservatism* = محافظه کاری حسابداری شرکت i در سال t

که برای محاسبه آن از الگوی گیولی و هاین^{۲۹} (۲۰۰۰) استفاده می شود که به شرح زیر است:

جمع دارایی ها در اول دوره ÷ ارقام تعهدی عملیاتی = شاخص محافظه کاری

اقدام تعهدی عملیاتی از تفاضل سودخالص و جریان نقد عملیاتی به علاوه هزینه استهلاک به دست می‌آید.

پس از محاسبه معیارهای گوناگون کیفیت اطلاعات حسابداری، با استفاده از تکنیک تحلیل عاملی، اقدام به ترکیب معیارها و نائل آمدن به شاخصی واحد برای کیفیت اطلاعات حسابداری می‌گردد. تکنیک تحلیل عاملی، رویکردی متداول برای ترکیب چندمتغیر است که بر اساس همبستگی آنان، ضرایبی را به هر یک اطلاق می‌نماید و متغیری واحد می‌سازد.

در راستای تأیید تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر تورش نوگرایی، می‌بایست β_5 کوچکتر از صفر و معنادار باشند. این اثر تعدیل‌گر نشان می‌دهد که افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری می‌تواند از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و بهبود شفافیت، تأثیر اثر اخبار جدید تعدیل‌گر بر ارتباط ارزشی سود را تضعیف نماید.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

نمونه مورد بررسی طی مقاطع زمانی مورد بررسی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶، شامل ۱۴۸ شرکت است. در این قسمت، میانگین، میانه، انحراف معیار، بیشینه، کمینه، چولگی و کشیدگی متغیرهای مورد استفاده محاسبه و در جدول شماره ۱ آورده شده است. با توجه به نتایج این جدول، نزدیکی مقادیر میانگین و میانه متغیر بازده سهام می‌تواند پراکندگی مناسب مقادیر این متغیر و مناسب بودن آن برای استفاده به عنوان متغیر وابسته در تحلیل رگرسیونی را نشان دهد. البته چولگی مثبت این متغیر، نشان می‌دهد که تعداد بیشتری از مشاهدات، دارای بازدهی کوچکتر از میانه (۰/۰۳) هستند. این در حالی است که مقدار کشیدگی ۲/۶۲۵ بازده سهام، بیانگر نزدیک بودن پراکندگی این متغیر به توزیع نرمال است (مقدار کشیدگی برای توزیع نرمال، برابر ۳ است). دیگر متغیر قابل توجه، متغیر کیفیت اطلاعات حسابداری است که با استفاده از ترکیب شاخص‌های کیفیت اقدام تعهدی، پایداری سود، قابلیت پیش‌بینی سود، هموارسازی سود، مربوط بودن سود، به موقع بودن سود و

محافظه کاری حسابداری ساخته شده است و باتوجه به این که چولگی منفی دارد، قابل استنباط است که تعداد بیشتری از مشاهدات، دارای سطح کیفیت اطلاعات حسابداری بزرگتر از میانه (۰/۵۳۱-) هستند.

جدول شماره ۱. آمار توصیفی

| متغیرها | میانگین | میانه | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
|-------------------------|----------|--------|---------|----------|--------------|--------|--------|
| بازده سهام | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۳ | ۰/۲۱ | -۰/۰۸ | ۰/۰۶۹ | ۰/۳۷ | ۲/۶۲۵ |
| سود هر سهم پیش‌بینی شده | ۶۹۹/۴۳۱ | ۴۰۰/۵ | ۹۶۵/۰ | -۲۰۵۴/۰۰ | ۱۰۰۴/۳۸۱ | ۳/۰۳۴ | ۱۷/۶۵۳ |
| بازده دارایی‌ها | ۰/۱۵ | ۰/۱۰۸ | ۱/۹۰۲ | -۱/۸۲۴ | ۰/۱۸۵ | ۱/۲۷۷ | ۸/۱۸۱ |
| بازده حقوق صاحبان سهام | ۰/۳۶۸ | ۰/۱۹۵ | ۷/۹۳۷ | -۱/۹۹۷ | ۰/۶۲۶ | ۵/۱۲ | ۴/۱۵۷ |
| ارزش دفتری هر سهم | ۱۹۳۵/۶۱۳ | ۱۶۴۷/۵ | ۱۳۴۲۹/۰ | -۳۷۷۳/۰۰ | ۱۳۵۹/۴۱۱ | ۲/۱۱ | ۱۳/۱۴۸ |
| کیفیت اطلاعات حسابداری | -۰/۵۶۴ | -۰/۵۳۱ | ۱/۲۳۱ | -۲/۷۲۸ | ۰/۳۴۹ | -۱/۱۰۷ | ۵/۸۰۸ |
| کیفیت اقلام تعهدی | -۰/۰۹۲ | -۰/۰۶۴ | ۱۰*۵/۲۱ | -۰/۵۸۶ | ۰/۰۹ | -۱/۸۵۳ | ۷/۳۸۵ |
| پایداری سود | -۱/۵۳۷ | -۰/۲۸۳ | ۶۱/۲۹۱ | -۸۴/۲۲۱ | ۸/۴۸۱ | -۳/۷۲۸ | ۷/۹۳۳ |
| قابلیت پیش‌بینی سود | -۲/۵۴ | -۰/۶۱۵ | -۰/۰۱۲ | -۴۳/۶۱۸ | ۵/۲۷۱ | -۳/۹ | ۲۰/۹۸۸ |
| هموارسازی سود | ۲/۷۷۷ | ۱/۲۸۶ | ۴۱/۹۹۱ | ۰/۰۱۲ | ۴/۶۰۲ | ۴/۱۸۳ | ۵/۳۱۵ |
| مربوط بودن سود | -۲/۱۶۱ | -۰/۰۵ | ۷۲/۰۳۵ | -۹۵/۱۹۴ | ۱۵/۸۳۵ | -۱/۶۷۸ | ۷/۴۰۱ |
| به‌موقع بودن سود | -۱/۹۷۹ | -۲/۰۱۲ | -۱/۰۴۱ | -۲/۵۵۶ | ۰/۱۶۸ | -۰/۰۲۱ | ۴/۵۶۹ |
| محافظه کاری حسابداری | -۰/۰۳۹ | -۰/۰۳۱ | ۰/۶۳۳ | -۰/۶۳۷ | ۰/۱۵۱ | -۰/۱۸۴ | ۴/۷۴۱ |

جدول شماره ۲. آمار توصیفی متغیرهای دو وجهی

| متغیر | میانگین | تعداد یک | تعداد صفر |
|-------------------------|---------|----------|-----------|
| اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۲۴ | ۳۵۶ | ۱۱۲۵ |

آمار استنباطی

تخمین الگوی کیفیت اقلام تعهدی

در راستای برآورد ضرایب الگوی کیفیت اقلام تعهدی، از آزمون‌های چاو و هاسمن برای شناسایی روش مناسب تخمین الگو استفاده می‌شود (جدول شماره ۳).

جدول شماره ۳. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن

| آزمون | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه |
|--|-------------|--------------|---------------------------|
| چاو (اثرات ثابت در برابر تلفیقی) | ۱/۵۹۹ | ۰/۰۰۰ | استفاده از روش اثرات ثابت |
| هاسمن (اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی) | ۲۶/۲۳۹ | ۰/۰۰۰ | استفاده از روش اثرات ثابت |

مطابق آنچه در جدول شماره ۳ دیده می‌شود، روش اثرات ثابت بر دو روش دیگر دارای ارجحیت است و لذا الگوی مذکور با استفاده از روش اثرات ثابت، برآورد می‌گردد که نتایج مربوطه در جدول شماره ۴ ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول شماره ۴ و طبق رویکرد مشروح، اقدام به محاسبه مقادیر کیفیت اقلام تعهدی می‌گردد. گفتنی است با توجه به این که سطح معناداری آزمون وایت برای این الگو کوچکتر از ۰/۰۵ بوده است، الگو دارای ناهمسانی واریانس است و برای رفع اثرات ناهمسانی واریانس باید از تصحیح وایت دیاگونال استفاده گردد.

جدول شماره ۴. نتایج آزمون الگوی کیفیت اقلام تعهدی

| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری | VIF |
|--|---------------------|----------------|----------------------|--------------|-------|
| مقدار ثابت | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۰۳ | ۳/۳۴۶ | ۰/۰۰۰ | - |
| جریان نقد عملیاتی سال گذشته | ۰/۰۴۳ | ۰/۰۲۲ | ۱/۸۹۸ | ۰/۰۵۷ | ۱/۲۹۵ |
| جریان نقد عملیاتی سال جاری | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۲۵ | ۳/۱۹۸ | ۰/۰۰۱ | ۱/۴۷۷ |
| جریان نقد عملیاتی سال آتی | -۰/۰۷۲ | ۰/۰۲۱ | -۳/۳۴۴ | ۰/۰۰۰ | ۱/۳۴۷ |
| آماره F | ۲۱/۷۱۴ | | ضریب تعیین | ۰/۵۶ | |
| سطح معناداری آماره F | ۰/۰۰۰ | | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۵۳۵ | |
| تصحیح وایت دیاگونال (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس) | مقدار دوربین واتسون | | | | ۲/۰۵۸ |

تخمین الگوی پایداری سود

در راستای برآورد ضرایب الگوی پایداری سود، از آزمون‌های چاو و هاسمن برای شناسایی روش مناسب تخمین الگو استفاده می‌شود (جدول شماره ۵).

جدول شماره ۵. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن

| آزمون | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه |
|--|-------------|--------------|---------------------------|
| چاو (اثرات ثابت در برابر تلفیقی) | ۳/۸۲ | ۰/۰۰۰ | استفاده از روش اثرات ثابت |
| هاسمن (اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی) | ۴۸/۴۳۸ | ۰/۰۰۰ | استفاده از روش اثرات ثابت |

مطابق آنچه در جدول شماره ۵ دیده می‌شود، روش اثرات ثابت بر دو روش دیگر دارای ارجحیت است و لذا الگوی مذکور با استفاده از روش اثرات ثابت، برآورد می‌گردد که نتایج مربوطه در جدول شماره ۶ ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول شماره ۶ و طبق رویکرد مشروح، اقدام به محاسبه مقادیر پایداری سود می‌گردد. گفتنی است با توجه

به این که سطح معناداری آزمون وایت برای این الگو کوچکتر از ۰/۰۵ بوده است، الگو دارای ناهمسانی واریانس است و برای رفع اثرات ناهمسانی واریانس باید از تصحیح وایت دیاگونال استفاده گردد.

جدول شماره ۶. نتایج آزمون الگوی پایداری سود

| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری | VIF |
|--|---------------------|----------------|----------------------|--------------|-------|
| مقدار ثابت | ۴۶۹/۰۷۱ | ۲۴/۱۲۵ | ۱۹/۴۴۳ | ۰/۰۰۰ | - |
| سود هر سهم سال گذشته | ۰/۳۰۷ | ۰/۰۳ | ۹/۹۹۸ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ |
| آماره F | ۱۶/۸۶۳ | | ضریب تعیین | ۰/۶۵۲ | |
| سطح معناداری آماره F | ۰/۰۰۰ | | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۶۱۳ | |
| تصحیح وایت دیاگونال (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس) | مقدار دوربین واتسون | ۱/۹۰۷ | | | |

تخمین الگوی مربوط بودن سود

در راستای برآورد ضرایب الگوی مربوط بودن سود، از آزمون‌های چاو و هاسمن برای شناسایی روش مناسب تخمین الگو استفاده می‌شود (جدول شماره ۷).

جدول شماره ۷. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن

| آزمون | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه |
|--|-------------|--------------|---------------------------|
| چاو (اثرات ثابت در برابر تلفیقی) | ۵/۳۶۷ | ۰/۰۰۰ | استفاده از روش اثرات ثابت |
| هاسمن (اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی) | ۱۰۷/۱۵۳ | ۰/۰۰۰ | استفاده از روش اثرات ثابت |

مطابق آنچه در جدول شماره ۷ دیده می‌شود، روش اثرات ثابت بر دو روش دیگر دارای ارجحیت است و لذا الگوی مذکور با استفاده از روش اثرات ثابت، برآورد می‌گردد که نتایج مربوطه در جدول شماره ۸ ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول شماره ۸ و طبق رویکرد مشروح، اقدام به محاسبه مقادیر مربوط بودن سود می‌گردد. گفتنی است با توجه به این که سطح معناداری آزمون وایت برای این الگو کوچکتر از ۰/۰۵ بوده است، الگو دارای ناهمسانی واریانس است و برای رفع اثرات ناهمسانی واریانس باید از تصحیح وایت دیاگونال استفاده گردد.

| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری | VIF |
|--|---------------------|----------------------|------------|--------------|-------|
| مقدار ثابت | ۳۸۶۴/۸۰۵ | ۹۴/۸۸۲ | ۴۰/۷۳۲ | ۰/۰۰۰ | - |
| سود هر سهم | ۲/۰۴۴ | ۰/۱۳۴ | ۱۵/۲۴۸ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ |
| آماره F | | ۱۵/۹۰۲ | ضریب تعیین | ۰/۶۳۸ | |
| سطح معناداری آماره F | ۰/۰۰۰ | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۶۱۸ | | |
| تصحیح وایت دیاگونال (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس) | مقدار دوربین-واتسون | ۱/۹۸۳ | | | |

تحلیل عاملی

همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، پس از محاسبه معیارهای گوناگون کیفیت اطلاعات حسابداری با استفاده از روش تحلیل عاملی، متغیر واحدی برای کیفیت اطلاعات حسابداری تعریف می‌شود. در مورد علت استفاده از تحلیل عاملی نیز لازم به ذکر است که تحلیل عاملی، این توانایی را دارد که متغیرهای گوناگون را با توجه به مقادیر آنها به صورتی متوازن در کنار هم قرار داده و ترکیب نماید. به این ترتیب، مناسب‌ترین راه برای ترکیب چند متغیر و تشکیل یک متغیر جدید، تحلیل عاملی است. مشخصات تحلیل عاملی در جدول شماره ۹ ارائه شده است.

جدول شماره ۹. تحلیل عاملی معیارهای کیفیت اطلاعات حسابداری

| سرفصل‌ها | ضریب (بار) عاملی |
|-----------------------------|------------------|
| کیفیت اقلام تعهدی | ۰/۶۶۵ |
| پایداری سود | ۰/۰۰۲ |
| قابلیت پیش‌بینی سود | ۰/۰۵۴ |
| هموارسازی سود | ۰/۰۴ |
| مربوط بودن سود | ۰/۰۰۷ |
| به‌موقع بودن سود | ۰/۲۲۸ |
| محافظه‌کاری حسابداری | ۰/۵۵۴ |
| شاخص KMO | ۰/۶۴۳ |
| آماره آزمون Bartlett | ۳۱۴۸/۶۹۳ |
| سطح معناداری آزمون Bartlett | ۰/۰۰۰ |

گفتنی است که مقدار KMO همواره بین صفر و یک در نوسان است و در صورتی که مقدار آن کمتر از ۰/۵ باشد، داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب نیستند که به این ترتیب، با توجه به مقدار شاخص KMO که بالاتر از ۰/۵ است، عوامل شناسایی شده، برای تحلیل عاملی مناسب بوده‌اند. علاوه بر این از آنجا که سطح معناداری آزمون بارتلت کمتر از ۰/۰۵ است، تحلیل عاملی با موفقیت صورت گرفته است. ضرایب متغیرها نیز در جدول شماره ۹ مشهود است که به عنوان وزنی در محاسبه مقدار میانگین مورد استفاده قرار می‌گیرند.

تخمین الگوی فرضیه تحقیق - با استفاده از سود هر سهم پیش‌بینی شده

در راستای برآورد ضرایب الگوی فرضیه تحقیق با استفاده از سود هر سهم پیش‌بینی شده تحقیق، از آزمون‌های چاو و هاسمن برای شناسایی روش مناسب تخمین الگو استفاده می‌شود (جدول شماره ۱۰).

جدول شماره ۱۰. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن

| آزمون | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه |
|--|-------------|--------------|---------------------------|
| چاو (اثرات ثابت در برابر تلفیقی) | ۱/۲۳۸ | ۰/۰۳۵ | استفاده از روش اثرات ثابت |
| هاسمن (اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی) | ۳۳/۲۸۸ | ۰/۰۰۰ | استفاده از روش اثرات ثابت |

مطابق آنچه در جدول شماره ۱۰ دیده می‌شود، روش اثرات ثابت بر دو روش دیگر دارای ارجحیت است و لذا الگوی مذکور با استفاده از روش اثرات ثابت، برآورد می‌گردد که نتایج مربوطه در جدول شماره ۱۱ ارائه شده است. با توجه به این که سطح معناداری آزمون وایت برای این الگو، کوچکتر از ۰/۰۵ بوده است، الگو دارای ناهمسانی واریانس است و برای رفع اثرات ناهمسانی واریانس باید از تصحیح وایت دیاگونال استفاده گردد.

با توجه به نتایج جدول شماره ۱۱، از آنجا که آماره t متغیر سود هر سهم پیش‌بینی شده بزرگتر از ۱/۹۶۵+ بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و مستقیم بین سود هر سهم پیش‌بینی شده و بازده سهام برقرار است. شرایط مشابهی برای متغیرهای اخبار جدید امیدوارکننده، کیفیت گزارشگری مالی و سود هر سهم پیش‌بینی شده، اخبار جدید امیدوارکننده برقرار است. علاوه بر این، از آنجا که آماره t متغیر

سود هر سهم پیش‌بینی شده، کیفیت گزارشگری مالی، اخبار جدید امیدوارکننده بزرگتر از ۱/۹۶۵+ بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و مستقیم بین سود هر سهم پیش‌بینی شده، کیفیت گزارشگری مالی، اخبار جدید امیدوارکننده و بازده سهام برقرار است.

جدول شماره ۱۱. نتایج تخمین الگوی فرضیه تحقیق - با استفاده از سود هر سهم پیش‌بینی شده

| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری | VIF |
|---|---------|----------------|----------------------|--------------|-------|
| مقدار ثابت | ۰/۰۰۷ | ۰/۰۰۰۹ | ۸/۳۵۵ | ۰/۰۰۰ | - |
| سود هر سهم پیش‌بینی شده | ۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۰۰۳ | ۵/۹۲۶ | ۰/۰۰۰ | ۱/۷۶۳ |
| اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۰۰۸۶ | ۰/۰۰۰۵ | ۱۴/۸۵۱ | ۰/۰۰۰ | ۱/۷۰۵ |
| کیفیت گزارشگری مالی | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۰۵ | ۸/۰۶۱ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۷۵ |
| سود هر سهم پیش‌بینی شده* اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۰۰۰۰۵ | ۰/۰۰۰۰۰۶ | ۸/۹۸۴ | ۰/۰۰۰ | ۲/۱۳۷ |
| سود هر سهم پیش‌بینی شده* کیفیت گزارشگری مالی* اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۰۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۰۱ | ۷/۳۷۴ | ۰/۰۰۰ | ۲/۴۴ |
| آماره F | ۱۷/۸۴۷ | | ضریب تعیین | ۰/۴۹۹ | |
| سطح معناداری آماره F | ۰/۰۰۰ | | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۴۷۸ | |
| تصحیح وایت دیاگونال (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس) | | | مقدار دوربین واتسون | ۲/۱۷۷ | |

تخمین الگوی فرضیه تحقیق - با استفاده از بازده دارایی‌ها

در راستای برآورد ضرایب الگوی فرضیه با استفاده از بازده دارایی‌ها، از آزمون‌های چاو و هاسمن برای شناسایی روش مناسب تخمین الگو استفاده می‌شود (جدول شماره ۱۲).

جدول شماره ۱۲. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن

| آزمون | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه |
|--|-------------|--------------|---------------------------|
| چاو (اثرات ثابت در برابر تلفیقی) | ۱/۲۶۵ | ۰/۰۲۳ | استفاده از روش اثرات ثابت |
| هاسمن (اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی) | ۳۴/۹۶ | ۰/۰۰۰ | استفاده از روش اثرات ثابت |

مطابق آنچه در جدول شماره ۱۲ دیده می‌شود، روش اثرات ثابت بر دو روش دیگر دارای ارجحیت است و لذا الگوی مذکور با استفاده از روش اثرات ثابت، برآورد می‌گردد که نتایج مربوطه در جدول شماره ۱۳ ارائه شده است. با توجه به این که سطح معناداری

آزمون وایت برای این الگو کوچکتر از ۰/۰۵ بوده است، الگو دارای ناهمسانی واریانس است و برای رفع اثرات ناهمسانی واریانس باید از تصحیح وایت دیاگونال استفاده گردد.

جدول شماره ۱۳. نتایج تخمین الگوی فرضیه تحقیق - با استفاده از بازده دارایی‌ها

| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری | VIF |
|---|--------|----------------|----------------------|--------------|-------|
| مقدار ثابت | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۰۴ | ۳/۰۴۲ | ۰/۰۰۲ | - |
| بازده دارایی‌ها | ۰/۰۴۴ | ۰/۰۱۴ | ۳/۰۳۹ | ۰/۰۰۲ | ۱/۷۷۵ |
| اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۰۷۶ | ۰/۰۰۶ | ۱۲/۳۵۳ | ۰/۰۰۰ | ۲/۰۳۴ |
| کیفیت گزارشگری مالی | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۰۵ | ۷/۷۲۹ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۴۷ |
| بازده دارایی‌ها*اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۰۳۶ | ۰/۰۰۴ | ۸/۱۸۴ | ۰/۰۰۰ | ۲/۳۹۱ |
| بازده دارایی‌ها*کیفیت گزارشگری مالی*اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۰۳۹ | ۰/۰۰۴ | ۸/۱۷۲ | ۰/۰۰۰ | ۲/۲۱۱ |
| آماره F | ۱۸/۸۴۵ | | ضریب تعیین | ۰/۴۹۹ | |
| سطح معناداری آماره F | ۰/۰۰۰ | | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۴۷۶ | |
| تصحیح وایت دیاگونال (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس) | | | مقدار دوربین واتسون | ۲/۱۸ | |

با توجه به نتایج جدول شماره ۱۳، از آنجا که آماره t متغیر بازده دارایی‌ها بزرگتر از ۱/۹۶۵+ بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و مستقیم بین بازده دارایی‌ها و بازده سهام برقرار است. شرایط مشابهی برای متغیرهای اخبار جدید امیدوارکننده، کیفیت گزارشگری مالی و بازده دارایی‌ها، اخبار جدید امیدوارکننده برقرار است. علاوه بر این، از آنجا که آماره t متغیر بازده دارایی‌ها، کیفیت گزارشگری مالی، اخبار جدید امیدوارکننده بزرگتر از ۱/۹۶۵+ بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و مستقیم بین بازده دارایی‌ها، کیفیت گزارشگری مالی، اخبار جدید امیدوارکننده و بازده سهام برقرار است.

تخمین الگوی فرضیه تحقیق - با استفاده از بازده حقوق صاحبان سهام

در راستای برآورد ضرایب الگوی فرضیه تحقیق با استفاده از بازده حقوق صاحبان سهام، از آزمون‌های چاو و هاسمن برای شناسایی روش مناسب تخمین الگو استفاده می‌شود (جدول شماره ۱۴).

جدول شماره ۱۴. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن

| آزمون | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه |
|--|-------------|--------------|---------------------------|
| چاو (اثرات ثابت در برابر تلفیقی) | ۱/۲۷۶ | ۰/۰۱۹ | استفاده از روش اثرات ثابت |
| هاسمن (اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی) | ۳۴/۶۱۲ | ۰/۰۰۰ | استفاده از روش اثرات ثابت |

مطابق آنچه در جدول شماره ۱۴ دیده می‌شود، روش اثرات ثابت بر دو روش دیگر دارای ارجحیت است و لذا الگوی مذکور با استفاده از روش اثرات ثابت، برآورد می‌گردد که نتایج مربوطه در جدول شماره ۱۵ ارائه شده است. با توجه به این که سطح معناداری آزمون وایت برای این الگو کوچکتر از ۰/۰۵ بوده است، الگو دارای ناهمسانی واریانس است و برای رفع اثرات ناهمسانی واریانس باید از تصحیح وایت دیاگونال استفاده گردد.

جدول شماره ۱۵. نتایج تخمین الگوی فرضیه تحقیق - با استفاده از بازده حقوق صاحبان سهام

| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری | VIF |
|--|--------|----------------|----------------------|--------------|-------|
| مقدار ثابت | ۰/۰۰۹ | ۰/۰۰۳ | ۲/۵۷ | ۰/۰۱ | - |
| بازده حقوق صاحبان سهام | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۰۴ | ۲/۶۹۴ | ۰/۰۰۷ | ۱/۵۴۹ |
| اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۰۷۹ | ۰/۰۰۵ | ۱۵/۲۱۵ | ۰/۰۰۰ | ۱/۶۰۶ |
| کیفیت گزارشگری مالی | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۰۱ | ۸/۳۷۶ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۵۳ |
| بازده حقوق صاحبان سهام* اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۱۳ | ۲/۱۲۲ | ۰/۰۳۴ | ۲/۷۷۶ |
| بازده حقوق صاحبان سهام* کیفیت گزارشگری مالی | ۰/۰۱۸ | ۰/۰۰۲ | ۸/۳۹۷ | ۰/۰۰۰ | ۲/۲۶۸ |
| آماره F | ۱۸/۹۶۳ | | ضریب تعیین | | ۰/۴۸۲ |
| سطح معناداری آماره F | ۰/۰۰۰ | | ضریب تعیین تعدیل شده | | ۰/۴۵۹ |
| تصحیح وایت دیاگونال (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس) | | | مقدار دوربین واتسون | | ۲/۱۹ |

با توجه به نتایج جدول شماره ۱۵، از آنجا که آماره t متغیر بازده حقوق صاحبان سهام بزرگتر از ۱/۹۶۵+ بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و مستقیم بین بازده دارایی‌ها و بازده سهام برقرار است. شرایط مشابهی برای متغیرهای اخبار جدید امیدوارکننده، کیفیت گزارشگری مالی و بازده حقوق صاحبان سهام، اخبار جدید

امیدوارکننده برقرار است. علاوه بر این، از آنجا که آماره t متغیر بازده حقوق صاحبان سهام، کیفیت گزارشگری مالی، اخبار جدید امیدوارکننده بزرگتر از ۱/۹۶۵+ بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و مستقیم بین بازده حقوق صاحبان سهام، کیفیت گزارشگری مالی، اخبار جدید امیدوارکننده و بازده سهام برقرار است.

تخمین الگوی فرضیه تحقیق - با استفاده از ارزش دفتری هر سهم

در راستای برآورد ضرایب الگوی فرضیه تحقیق با استفاده از ارزش دفتری هر سهم، از آزمون‌های چاو و هاسمن برای شناسایی روش مناسب تخمین الگو استفاده می‌شود (جدول شماره ۱۶).

جدول شماره ۱۶. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن

| آزمون | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه |
|--|-------------|--------------|---------------------------|
| چاو (اثرات ثابت در برابر تلفیقی) | ۱/۲۷۷ | ۰/۰۱۹ | استفاده از روش اثرات ثابت |
| هاسمن (اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی) | ۳۲/۸۶۳ | ۰/۰۰۰ | استفاده از روش اثرات ثابت |

مطابق آنچه در جدول شماره ۱۶ دیده می‌شود، روش اثرات ثابت بر دو روش دیگر دارای ارجحیت است و لذا الگوی مذکور با استفاده از روش اثرات ثابت، برآورد می‌گردد که نتایج مربوطه در جدول شماره ۱۷ ارائه شده است. با توجه به این که سطح معناداری آزمون وایت برای این الگو کوچکتر از ۰/۰۵ بوده است، الگو دارای ناهمسانی واریانس است و برای رفع اثرات ناهمسانی واریانس باید از تصحیح وایت دیاگونال استفاده گردد.

جدول شماره ۱۷. نتایج تخمین الگوی فرضیه تحقیق - با استفاده از ارزش دفتری هر سهم

| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری | VIF |
|--|-------|----------------|---------|--------------|-------|
| مقدار ثابت | ۰/۰۴۶ | ۰/۰۰۵ | ۹/۰۷۷ | ۰/۰۰۰ | - |
| ارزش دفتری هر سهم | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۰۴ | ۹/۳۷۴ | ۰/۰۰۰ | ۱/۵۹۷ |
| اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۰۸۴ | ۰/۰۰۸ | ۱۰/۱۶ | ۰/۰۰۰ | ۲/۵۷۴ |
| کیفیت گزارشگری مالی | ۰/۰۴۲ | ۰/۰۰۵ | ۷/۸۱۸ | ۰/۰۰۰ | ۱/۲۱۳ |
| ارزش دفتری هر سهم* اخبار جدید امیدوارکننده | ۰/۰۲۸ | ۰/۰۰۴ | ۶/۱۵۹ | ۰/۰۰۰ | ۱/۴۲ |
| ارزش دفتری هر سهم* کیفیت گزارشگری مالی* اخبار جدید | ۰/۰۳۶ | ۰/۰۰۵ | ۶/۸۸ | ۰/۰۰۰ | ۲/۶۹۱ |

| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری | VIF |
|--|-------|----------------|----------------------|--------------|-----|
| امیدوارکننده | | | | | |
| آماره F | | ۱۹/۷۵۶ | ضریب تعیین | ۰/۵۱۶ | |
| سطح معناداری آماره F | ۰/۰۰۰ | | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۴۹۳ | |
| تصحیح وایت دیاگنوال (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس) | | | مقدار دوربین واتسون | ۲/۱۷۷ | |

با توجه به نتایج جدول شماره ۱۷، از آنجا که آماره t متغیر ارزش دفتری هر سهم بزرگ‌تر از ۱/۹۶۵+ بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و مستقیم بین بازده دارایی‌ها و بازده سهام برقرار است. شرایط مشابهی برای متغیرهای اخبار جدید امیدوارکننده، کیفیت گزارشگری مالی و ارزش دفتری هر سهم، اخبار جدید امیدوارکننده برقرار است. علاوه بر این، از آنجا که آماره t متغیر ارزش دفتری هر سهم، کیفیت گزارشگری مالی، اخبار جدید امیدوارکننده بزرگتر از ۱/۹۶۵+ بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و مستقیم بین ارزش دفتری هر سهم، کیفیت گزارشگری مالی، اخبار جدید امیدوارکننده و بازده سهام برقرار است. با توجه به جمع نتایج به دست آمده با استفاده از معیارهای گوناگون برای سودآوری، مشخص می‌شود که کیفیت افشای اطلاعات حسابداری موجب تضعیف پدیده نوگرایی در رفتار سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران می‌گردد.

نتیجه‌گیری و بحث

در مطالعه حاضر تلاش شد به کاربرد تورش نوگرایی در بازار سرمایه ایران با استفاده از اطلاعات حسابداری و همچنین بررسی نقش کیفیت اطلاعات حسابداری در مصداق تورش نوگرایی در رفتار سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران پرداخته شود. در این خصوص، از الگوهای رگرسیونی مشتمل بر متغیر وابسته بازده سهام، متغیرهای مستقل سود هر سهم پیش‌بینی شده، بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام، ارزش دفتری هر سهم و اخبار جدید تعدیل‌کننده و یک متغیر تعدیل‌گر کیفیت اطلاعات حسابداری و رگرسیون چندگانه استفاده شد. نتایج بررسی‌ها نشان داد که تورش نوگرایی در بازار سرمایه ایران با استفاده از اطلاعات حسابداری کاربرد دارد. در این رابطه لازم به توضیح است که طبق

مفاهیم تئوری اطلاعات، تعصبات در پیش‌بینی سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران وجود دارد. همچنین نتایج بررسی‌ها نشان داد که کیفیت اطلاعات حسابداری موجب تضعیف پیروی سرمایه‌گذاران از الگوی تورش‌نوگرایی بر اساس سود هر سهم پیش‌بینی شده، بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری هر سهم می‌گردد. در این رابطه لازم به توضیح است که یکی از دلایل تقاضا برای صورت‌های مالی حسابرسی شده، تهیه اطلاعات سودمند برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران است. طبق متون مالی در الگوهای سرمایه‌گذاری، ارزش شرکت با محاسبه ارزش فعلی خالص جریان‌های نقد آتی تعیین می‌شود. شواهد تحقیقات هم‌نشان می‌دهد بین جریان‌های نقد آتی و اطلاعات حسابداری منعکس در صورت‌های مالی، همبستگی بالایی وجود دارد. بنابراین، خدمات حسابرسی به دلیل بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری برای سرمایه‌گذاران، ارزشمند است. بخشی از همان اطلاعات حسابداری که در قراردادهای نظارتی کاربرد دارد، برای اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری هم مفید است. با این تفاوت که استفاده از اطلاعات حسابداری حسابرسی شده برای اهداف نظارتی، مستلزم عقد قراردادهای صریح است؛ درحالی‌که فرضیه اطلاعات بر اطلاعات مالی مورد نیاز سرمایه‌گذاران برای تعیین ارزش شرکت و اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری عقلایی تأکید دارد؛ حتی اگر قرارداد صریحی برای تهیه این اطلاعات با نماینده وجود نداشته باشد. به این ترتیب، افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری این توانایی را دارد که تورش‌های رفتاری در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری توسط سرمایه‌گذاران را کاهش دهد. گرچه تاکنون در این رابطه مطالعه‌ای به صورت پژوهشی صورت نگرفته است، لذا نتایج به دست آمده را می‌توان هم‌راستا با نتایج مطالعات [هنس \(۲۰۱۹\)](#) و [ریاحی و دژدار \(۱۳۹۶\)](#) دانست.

بنابراین، به سرمایه‌گذاران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران توصیه می‌شود که با تکیه بر تجزیه و تحلیل‌های دقیق علمی بنیادی و تکنیکال و تأکید بر کیفیت اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی شرکت، اقدام به اتخاذ تصمیمات خرید و

فروش سهام نمایند و در کنار توجه به روند حرکتی رفتاری و احساسی بازار، توجه داشته باشند که ویژگی‌های بنیادی سهم است که جایگاه واقعی و نهایی سهم را تعیین خواهد نمود و با افزایش کیفیت اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی شرکت و در پی آن، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و افزایش شفافیت اطلاعاتی، از میزان نوگرایی سرمایه‌گذاران کاسته می‌شود. به این ترتیب، اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری برپایه ویژگی‌های بنیادی، در کنار توجه به ویژگی‌های رفتاری و تحلیل‌های تکنیکال و کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت، می‌تواند حداکثر بازدهی را برای سرمایه‌گذاران در پی داشته باشد. علاوه بر این، به مدیران و تصمیم‌گیرندگان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد که به منظور افزایش استحکام جایگاه شرکت در بازار سرمایه، کیفیت گزارشگری مالی و صورت‌های مالی شرکت را بیش از پیش تقویت نمایند. از سوی دیگر گفتنی است، مطالعه حاضر در سطح شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار اجرا گردید و لذا پیشنهاد می‌شود که موضوع تحت بررسی در این مطالعه، در سطح بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار نیز مورد بررسی قرار گیرد. علاوه بر این، با توجه به نتایج به دست آمده در مطالعه حاضر و الگوهایی که تدارک دیده شده، به محققان و استادان علاقمند توصیه می‌شود که با استفاده از این الگوها، ضمن سنجش پدیده نوگرایی در بازارها، صنایع و شرکت‌های گوناگون، ارتباط این پدیده با سایر متغیرهای حسابداری، مالی، رفتاری و اقتصادی را مورد سنجش و بررسی قرار دهند.

یادداشت‌ها

- | | |
|--------------------------------|-------------------|
| 1. Kengatharan and Kengatharan | 2. Ritter |
| 3. Taffler | 4. Chen |
| 5. Wallace | 6. Scott |
| 7. Kahenman and Tversky | 8. Primacy Effect |
| 9. Recency Effect | 10. Free Recall |
| 11. Townsend | 12. Johnson |
| 13. Mladine and Grant | 14. Bashir |
| 15. Zhu and Niu | 16. Wang |
| 17. Hannes | 18. Barth |
| 19. Basu | 20. Hao |
| 21. Grace-Martin | 22. Dossou |

- | | |
|-----------------------|-------------------------|
| 23. Shan | 24. Dechow and Dichev |
| 25. Kormendi and Lipe | 26. Francis |
| 27. Bowen | 28. Chambers and Penman |
| 29. Givoly and Hayn | |

منابع

- آهنگری، عبدالمجید؛ شاکری، امیر. (۱۳۸۸). تأثیر مدیریت سود بر میزان مربوط بودن سود و ارزش دفتری با ارزش بازار سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *حسابداری مالی*، ۳، ۶۸-۵۴.
- باباجانی محمدی، سعیده؛ مرتضوی، سعیده؛ مهارتی، یعقوب؛ تهرانی، رضا. (۱۳۹۶). شناسایی عمده‌ترین سوگیری‌های سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران با استفاده از روش فراتحلیل. *علوم مدیریت ایران*، ۱۲(۴۶)، ۸۰-۶۱.
- تاجمیر ریاحی، حامد؛ دژدار، محمدمهدی. (۱۳۹۶). رتبه‌بندی تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در مواجهه با اخبار و شایعات مهم سیاسی با تأکید بر دوره مذاکرات هسته‌ای. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۶(۲۴)، ۲۰-۱.
- تلنگی، احمد. (۱۳۸۳). تقابل نظریه نوین مالی و مالی رفتاری. *تحقیقات مالی*، ۶(۱)، ۲۵-۳.
- حسینی چگنی، الهام؛ حقگو، بهناز؛ رحمانی نژاد، لیل. (۱۳۹۳). بررسی تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای الگو معادلات ساختاری. *راهبرد مدیریت مالی*، ۲(۴)، ۱۳۳-۱۱۳.
- راعی، رضا؛ تلنگی، احمد. (۱۳۸۳). *مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته*، تهران، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، ص ۴۲۱.
- رهنمای رودپشتی، فریدون؛ تاجمیر ریاحی، حامد. (۱۳۹۳). الگوسازی تأثیر تورش‌های رفتاری بر رکود بازار سرمایه براساس رویکرد تفسیری - ساختاری (ISM). *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۵(۱۹)، ۱۳۰-۱۱۱.
- سعیدی، علی؛ فرهانیان، سیدمحمدجواد. (۱۳۹۰). *مبانی اقتصاد و مالی رفتاری*، انتشارات بورس.
- شمس‌الدینی، کاظم؛ دانشی، وحید؛ سیدی، فاطمه. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر رفتار سرمایه‌گذاران و مدیریت بر بازدهی سهام. *دانش حسابداری*، ۹(۲)، ۱۸۹-۱۶۳.
- شهرآبادی، ابوالفضل؛ یوسفی، راحله. (۱۳۸۶). مقدمه‌ای بر مالی رفتاری. *ماهنامه بورس*، ۶۹، ۲۴.
- قربانی، آرش؛ صالحی، مهدی؛ عباس زاده، محمدرضا. (۱۳۹۵). تورش توجه محدود سرمایه‌گذار و تکیه‌گاه‌های روان‌شناختی: یک پیش‌بینی از رفتار جمعی بازار. *فصلنامه الگوسازی ریسک و مهندسی مالی*، ۱(۲)، ۲۲۴-۲۰۶.
- کاردان، بهزاد؛ ودیعی، محمدحسین؛ ذوالفقار آرانسی، محمدحسین. (۱۳۹۶). نقش تمایلات رفتاری (احساسات و هیجانات) سرمایه‌گذاران در ارزش‌گذاری شرکت. *دانش حسابداری*، ۸(۴)، ۷-۳۵.
- کریمی، کیانا؛ رهنمای رودپشتی، فریدون. (۱۳۹۴). تورش‌های رفتاری و انگیزه‌های مدیریت سود، *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۴(۱۴)، ۳۲-۱۵.

References

- Ahangari, M., Shakeri, A. (2009). Impact of profit management on relevance of profit and book value with stock market value of listed firms in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Financial Accounting*, 3, 54-68 [In Persian].
- Babajani Mohammadi, S., Mortazavi, S., Maharati, Y., Tehrani, R. (2017). Identifying the main biases of investors in the capital market of Iran: A meta-analysis study. *Journal of Management Science of Iran*, 12(46), 61-80 [In Persian].
- Barth, M.E., Beaver, W.H., Landsman, W.R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: Another view. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 77-104.
- Bashir, A. (2016). Impact of behavioral biases on investor decision making: Male vs Female. *IOSR Journal of Business and Management*, 10(3), 60-68.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 337-382.
- Bowen, R., Rajgopal, S., Venkatachalam, M. (2003). Accounting discretion, corporate governance and firm performance. *Contemporary Accounting Research*, 25, 310-405.
- Chambers, A., Penman, S. (1984). Timeliness of reporting and the stock price reaction to earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 22(1), 21-47.
- Chen, C., Su, X., Zhao, R. (2000). An emerging market's reaction to initial modified audit opinions: evidence from the Shanghai stock exchange. *Contemporary Accounting Research*, 17(3), 429-455.
- Dechow, M.P., Dichev, D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accruals estimation errors. *The Accounting Review*, 77 (Supplement), 35-59.
- Dossou, F., Lardic, S., Michalon, K. (2009). Can earnings forecasts be improved by taking into account the forecast bias? *Economics Bulletin*, 7(11), 1-20.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K. (2004). Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review*, 79, 967-1010.
- Ghorbani, A., Salehi, S., Abbaszadeh, M.R. (2016). Limited investor attention and anchoring bias: A prediction of market collective behavior. *Journal of Risk Modeling and Financial Engineering*, 1(2), 206-224 [In Persian].
- Givoly, D., Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics*, 3(29), 287-320.
- Grace-Martin, K. (2000). Interpreting interactions in regression, cornell university, cornell statistical consulting unit, stat news #40. Available at: <http://www.scsu.cornell.edu>.

- Hannes, M. (2019). The impact of recency bias on stock market prices. *31st Australasian Finance and Banking Conference*, Paris December 2018 Finance Meeting EUROFIDAI-AFFI.
- Hao, Y., Chu, H., Ho, K., Ko, K. (2015). The 52-week high and momentum in the Taiwan stock market: Anchoring or recency biases? *International Review of Economics and Finance*, 43, 121-138.
- Hosseini Chegeni, E., Haghgoo B., Rahmaninejad, L. (2014). Studying the Relationship between behavioral biases of investors and their investment decisions in Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial Management Strategy*, 2(4), 113-133 [In Persian].
- Johnson, R. (2017). *Recency Bias and the Stock Market*. HuffPost.
- Kahenman, D., Tversky, A. (2012). On the psychology of prediction. *Psychological Review*, 80, 237-251.
- Kardan, B., Vadeei, M.H., ZolfagharArani, M.H. (2017). The role of behavioral tendencies (sentiment) of investors in valuation of the company. *Journal of Accounting Knowledge*, 8(4), 7-35 [In Persian].
- Karimi, K., Rahnama Roodposhti, F. (2015). Behavioral biases and the incentives of earnings management. *Journal Management System*, 4(14), 15-32 [In Persian].
- Kengatharan, L., Kengatharan, N. (2014). The influence of behavioral factors in making investment decisions and performance: Study on investors of Colombo stock exchange, Sri Lanka. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 6(1), 1-23.
- Kormendi, R., Lipe, R. (1987). Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns. *The Journal of Business*, 3(60), 323-345.
- Mladine, P., Grant, C. (2016). *From Behavioral Bias to Rational Investing*. Northern Trust.
- Raeie, R., Talangi, A. (2004), *Advanced Investment Management*, Tehran, Organization for the Study and compilation of human sciences books of universities (SAMT), p. 421 [In Persian].
- Rahnama Roodposhti, F., Tajmir Riahi, H. (2016). Modeling the effect of behavioral biases on capital market depression based on interpretive-structural model (ISM). *Financial Engineering and Portfolio Management*, 5(19), 111-130 [In Persian].
- Ritter, J.R. (2003). Behavioral Finance. *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(4), 429-437.
- Ritter, J. (2012). Behavioral Finance. *Pacific-Basin Finance Journal*, 11, 429-437.
- Saeedi, A., Farhanian, M. J. (2011). *The Basics of Economics and Behavioral Finance*, Boursepublishers [In Persian].
- Scott, W. (2009). *Financial Accounting Theory (5th Edition)*. Pearson education, Toronto, Canada.

- Shahrabadi, A., Yousefi, R. (2007). Introduction to behavioral finance. *Exchange Monthly*, 69 [In Persian].
- Shamsadini, K., Daneshi, V., Seyedi, F. (2018). Investigating the effect of investors' behavior and management on stock. *Journal of Accounting Knowledge*, 9(2), 163-189 [In Persian].
- Shan, Y., Taylor, S., Walter, T. (2014). The role of "other information" in analysts' forecasts in understanding stock return volatility. *Review of Accounting Studies*, 19(4), 1346-1392.
- Taffler, R., Lu, J., Kausar, A. (2004). In denial stock market under reaction to going-concern audit report disclosures. *Journal of Accounting and Economics*, 38, 263-296.
- Tajmir Riyahi, H., Dejdar, M.M. (2017). Ranking of behavioral biases of investors in the face of political news and rumors, emphasis on the era of nuclear talks. *Journal Management Sistem*, 6(24), 1-20 [In Persian].
- Talangi, A. (2004). The controversy of modern financial and behavioral finance. *Financial Research Journal*, 6(1), 3-25 [In Persian].
- Townsend, G. (2017). Behavioral finance-recency bias. www.assetmgr.com/sites/default/files/users/.../BehavioralFinanceRecencyBias.pdf.
- Wallace, W. (1980). The economic role of the audit in free and regulated markets. The touches ross and co. aid to education program. reprinted in auditing monographs (New York Macmillan Publishing Co., 1985. Available on the internet at: <http://raw.rutgers.edu/raw/wallace/homepage.html>.
- Wang, M. (2018). *Literature Review of Decision Behavioral Biases of Enterprise Managers- Case Study of Overconfidence*. Guangzhou City Construction College, Atlantis Press.
- Zhu, B., Niu, F. (2017). Investor Sentiment, accounting information and stock price: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 38(3), 125-134.