فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در
مدیریت و حسابداری

سال پنجم، شماره ۶۰، بهار ۱۴۰۰- جلد نهم، ص ۹۸-۷۵

Journal of New Research Approaches
in Management and Accounting

ISSN: 2588-4573
http://www.majournal.ir

بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی و شاخص های افشاگری مسئولیت اجتماعی بر همزمانی قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادارتهران

محمد محمدی *[1]

بهنام کریمی دلدار [2]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۲۵ تاریخ چاپ: ۱۴۰۰/۰۳/۰۵

چکیده

هدف پژوهش: هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر عدم اطمینان اقتصادی و شاخص های افشاگری مسئولیت اجتماعی بر همزمانی قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران و ارائه راهکارهای کاربردی می باشد. روش شناسی پژوهش: پژوهش حاضر بر حسب هدف از نوع تحقیقات کاربردی است. این پژوهش از نوع توصیفی همبستگی و روش شناسی پژوهش از نوع پس رویدادی است. برای آزمون فرضیه ها، از مدل رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. اطلاعات اخذ شده در رابطه با متغیرهای تحقیق وارد صفحه گسترده اکسل شده و سپس با استفاده از نرم افزارهای EViews و Stata تحلیل شدند. جامعهٔ آماری این پژوهش به روش حذف سیستماتیک از میان تمام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ می باشد. یافته های و نتایج پژوهش: نتایج فرضیه نخست پژوهش نشان داد که ضریب متغیر نرخ تورم برابر ۰,۰۳۹- و با توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۰۲۳ که کمتر از پنج درصد است، معنی دار می باشد که نشان می دهد نرخ تورم بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری و منفی دارد. فرضیه دوم نشان داد که ضریب متغیر نرخ بهره برابر ۰,۰۲۵ و با توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۰۱۴ که کمتر از پنج درصد است، معنی دار می باشد که نشان می دهد نرخ بهره بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری و مثبت دارد. فرضیه سوم نشان داد که ضریب متغیر نرخ ارز برابر ۰,۱۹۰ وبا توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۰۰۰ که کمتر از پنج درصد است، معنی دار می باشد که نشان می دهد نرخ ارز بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری و مثبتی دارد. فرضیه چهارم نشان داد که ضریب متغیر مسئولیت اجتماعی برابر ۰,۲۵۷- وبا توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۲۰۵ که بیشتر از پنج درصد است، معنی دار نمی باشد که نشان می دهد شاخص های مسئولیت اجتماعی شرکت بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری ندارد.

واژگان کلیدی

عدم اطمینان اقتصادی، مسئولیت اجتماعی، همزمانی قیمت سهام

۱. استادیار حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه غیرانتفاعی پرندک. (Mkz.mohamadi@gmail.com)

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، رشته حسابداری مدیریت، دانشگاه خاتم.

۱- مقدمه

«عدم اطمینان سیاست اقتصادی[1]» نه تنها به طور جدی بر اقتصاد کلان تأثیر می گذارد، بلکه بر جنبه‌های خرد شرکت نیز تأثیر می گذارد. پیامدهای اقتصادی عدم اطمینان سیاست اقتصادی، نگرانی‌های بیشتر دولت ها، محققان و شرکت ها را به خود جلب کرده است (شن و همکاران[2]، ۲۰۲۰). عدم اطمینان سیاست اقتصادی به عدم توانایی شرکت در بررسی دقیق و در نظر گرفتن چگونگی تغییر سیاست های اقتصادی یک کشور یا حوزه خاص در طول فرآیند توسعه، از جمله عدم اطمینان در مورد سیاست های مالی، پولی و تجاری اشاره دارد (بیکر و همکاران[3]، ۲۰۱۶). برخی از محققان نشان می دهند عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر بازده بازار سهام (چن و همکاران[4]، ۲۰۱۷) و بر سرمایه گذاری شرکت تأثیر منفی می گذارد (وانگ و همکاران[5]، ۲۰۱۴). دمیر و ارسان[6] (۲۰۱۷) تحقیقات تجربی را بر اساس داده های شرکت های بریک از سال ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۵ انجام داده و شواهدی را نشان می دهند که عدم اطمینان سیاست اقتصادی با نگهداری وجه نقد ارتباط مثبت دارد. بعلاوه، وقتی شرکت ها با عدم اطمینان سیاست اقتصادی بالا مواجه می شوند، تمایل بیشتری به کاهش نسبت بدهی خود دارند (ژانگ و همکاران[7]، ۲۰۱۵). در این میان اما عاملی که تاثیرپذیری ویژه ای از عدم اطمینان سیاست اقتصادی دارد، مقوله «همزمانی قیمت سهام[8]» می باشد. «همزمانی قیمت سهام» به واکنش بازده سهام شرکت بر بازده متوسط بازار و صنعت، یعنی پدیده منحصر به فرد "افزایش و سقوط همزمان" اشاره دارد که در بازارهای سرمایه همه کشورهای جهان وجود دارد (شن و همکاران، ۲۰۲۱). در مورد عوامل تأثیرگذار بر همزمان سازی قیمت سهام، برخی از محققان نشان می دهند که همزمانی قیمت سهام به میزان یکپارچه سازی اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام مانند تصمیمات مربوط به سرمایه گذاری یا سود سهام بستگی دارد (گول و همکاران[9]، ۲۰۱۰). در راستای این استدلال، پژوهش های مربوطه عمدتاً عوامل تأثیرگذار بر همزمانی قیمت سهام را شامل مالکیت مدیریتی (کیم و همکاران[10]، ۲۰۱۵)، اعتبار تجاری (لیو و هاو[11]، ۲۰۱۹) و کیفیت اطلاعات مالی (نیفر و آجیلی[12]، ۲۰۱۹)، در نظر گرفته اند. از منظر پژوهشگران، عدم اطمینان سیاست اقتصادی از چند طریق بر همزمانی قیمت سهام دارد؛ نخست اینکه، سطح بالای عدم اطمینان سیاست اقتصادی ممکن است منجر به کاهش توانایی تأمین مالی خارجی شرکت ها و افزایش هزینه های تأمین مالی شود (دمونیر و همکاران[13]، ۲۰۱۵). در نتیجه، به منظور جلوگیری از مشکلات مالی و کاهش تأثیر منفی محدودیت های تأمین مالی، شرکت ها احتمالاً ترجیح می دهند اطلاعات بیشتری را برای ذینفعان خارجی منتشر کنند (شن و همکاران، ۲۰۲۱). هنگامی که شرکت ها اطلاعات ناهمگن بیشتری را افشا می کنند، اطلاعات منحصر به فرد بیشتری در قیمت سهام شرکت ها گنجانده می شود که باعث کاهش همزمانی قیمت سهام می شود (نیفر و آجیلی، ۲۰۱۹). ثانیا تحقیقات مربوطه نشان می دهد که عدم اطمینان سیاست اقتصادی بالا ریسک شرکت را افزایش می دهد

1. *Economic policy uncertainty*
2. *Shen et al*
3. *Baker et al*
4. *Chen et al*
5. *Wang et al*
6. *Demir & Ersan*
7. *Zhang et al*
8. *Stock price synchronicity*
9. *Gul et al*
10. *Kim et al*
11. *Liu & Hou*
12. *Neifar & Ajili*
13. *Demonier et al*

(آن و ژانگ[1]، ۲۰۱۱). براساس نظریه ریسک گریزی و انگیزه پیشگیرانه، شرکت ها برای مقابله با عدم اطمینان سیاست، اقداماتی انجام می دهند. به عنوان مثال، شرکت ها ممکن است وجوه نقدی بیشتری در اختیار داشته باشند، فعالیت های سرمایه گذاری با ریسک بالا مانند تحقیق و توسعه را کاهش داده یا به تأخیر بیندازند و پرداخت سود سهام نقدی را کاهش دهند؛ این فعالیت ها ممکن است اطلاعات منحصر به فرد بنگاه ها را به بازارهای سرمایه منتقل کند و هنگامی که اطلاعات مربوط به افشای شرکت در قیمت سهام ادغام شود، همزمانی قیمت سهام کاهش می یابد. در عین حال، شرکت ها ممکن است تمایل داشته باشند تا اطلاعات بیشتری را برای در نظر گرفتن تدبیر در برابر ریسک های بالا به بازار ارائه دهند. در نتیجه، اطلاعات منحصر به فرد بیشتری ممکن است در قیمت سهام شرکت ادغام شده و منجر به پایین آمدن همزمانی قیمت سهام شود (شن و همکاران، ۲۰۲۱)؛ اما در طرف دیگر، همزمانی قیمت سهام می تواند بشدت متاثر از شاخص‌های «مسئولیت اجتماعی شرکت[2]» و چگونگی افشای آن باشد. افشای فعال اطلاعات مسئولیت اجتماعی شرکت ها می‌تواند سطح حاکمیت شرکت ها را نشان دهد و اطلاعات مهمی در پردازش محیط اجتماعی خارجی را در دسترس کاربران و ذی نفعان قرار دهد؛ بنابراین افشای فعال اطلاعات مسئولیت اجتماعی می تواند شفافیت شرکت را افزایش داده و بر رفتار سرمایه گذاری تأثیر بگذارد. با توسعه سرمایه گذاری مسئولیت پذیری اجتماعی، دانشمندان توجه بیشتری نشان می دهند و به این سوال پاسخ می دهند که آیا افشای داوطلبانه اطلاعات مسئولیت اجتماعی می تواند به اطلاعات ویژه ای تبدیل شود یا خیر و آیا افشاگری داوطلبانه می تواند عدم تقارن اطلاعات را از بین برده و بر رفتار تجاری سرمایه گذاران تأثیر بگذارد یا خیر؟ (گائو و چن[3]، ۲۰۱۷). قیمت سهام می تواند به موقع و به طور کامل به اطلاعات پاسخ دهد. با استفاده از مطالعه رویدادی، اینگرام[4] (۱۹۷۸) دریافت شرکت هایی که داوطلبانه اطلاعات مسئولیت اجتماعی خود را نشان می دهند و از کیفیت مطلوبی برخوردار هستند، عملکرد بهتری نسبت به همتایان خود که اطلاعات مسئولیت اجتماعی خود را فاش نمی کنند یا کیفیت ضعیف را نشان می دهند، دارند. لیندبلوم[5] (۱۹۹۴) همچنین استدلال کرد که هدف واقعی شرکت هایی که به طور فعال گزارش مسئولیت اجتماعی خود را افشا می کنند، منحرف کردن توجه سرمایه گذاران نسبت به سایر عملکردهای ضعیف اجتماعی آنها است؛ بنابراین، سرمایه گذاران نمی توانند از گزارش افشای داوطلبانه، اطلاعات دقیق و جامعی در مورد مسئولیت اجتماعی بدست آورند و به دلیل ناهمگنی اطلاعات مسئولیت اجتماعی، بر اساس گزارش قضاوت صحیحی انجام دهند (گائو و چن، ۲۰۱۷). با توجه به مباحث مطرح شده و وضعیت خطیر بازار سهام و سرمایه ایران و این موضوع که اقتصاد ایران در مرحله بسیار حساسی به سر می برد و در نتیجه، عدم اطمینان در مورد سیاست اقتصادی بشدت در حال افزایش است و همچنین فشار نهادهای بیرونی و خارجی به منظور افشاگری های بیشتر در حوزه مسئولیت اجتماعی شرکت ها در حال فزونی است؛ بنابراین بحث در مورد تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی و مسئولیت اجتماعی شرکت ها بر تصمیمات و در نتیجه همزمانی قیمت سهام بسیار حیاتی و ضروری است. از آنجا که تا کنون هیچ پژوهش مدونی به بررسی تاثیر عدم اطمینان اقتصادی و شاخص های افشاگری مسئولیت اجتماعی بر همزمانی قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران نپرداخته پژوهش حاضر در صدد است تا به تبیین این رابطه بپردازد.

1. Neifar & Ajili
2. Corporate Social Responsibility
3. Guo et al
4. Ingram
5. Lindblom

۲- مبانی نظری پژوهش و پیشینه های پژوهشی

در حالی که تحقیقات در مورد عدم اطمینان و رفتار اقتصادی به اوایل اقتصاد مدرن برمی گردد (به عنوان مثال کینز، ۱۹۳۶)، توانایی فن آوری معاصر در ایجاد روش های دقیق و مداوم در خصوص شناسایی مولفه های عدم اطمینان و همچنین بحران های اقتصادی و مالی اخیر، منجر به افزایش تحقیقات با تمرکز بر تأثیر اقتصادی عدم اطمینان، به ویژه عدم اطمینان سیاست اقتصادی شده است؛ عدم اطمینان سیاست اقتصادی، عدم اطمینان در مورد سیاست های اقتصادی است که دولت در آینده انتخاب خواهد کرد (پالوماکی[۱]، ۲۰۱۶).

از طریق پیش بینی های مربوط به همبستگی بازده سهام، مدل های پاستور و ورونسی[۲] (۲۰۱۲ و ۲۰۱۳) نشان می دهد که عدم اطمینان بیشتر سیاست اقتصادی باید همزمان سازی قیمت سهام را بالا ببرد. همزمانی درجه‌ای است که قیمت های سهام فردی با هم بالا و پایین می شوند (لی و همکاران[۳]، ۲۰۰۳). به طور مستقیم، همزمانی بالاتر نشان می دهد که قیمت ها توسط اجزای کل، در مقابل عوامل خاص شرکت، به درجه بالاتری هدایت می شوند. تغییر در همزمانی بازده و قیمت سهام می تواند چندین پیامد مهم بر اقتصاد و بازارهای مالی داشته باشد که بیشتر از مفهوم تأثیرگذار رول[۴] (۱۹۸۸) ناشی می شود مبنی بر اینکه مقادیر نسبی اطلاعات در سطح بازار و شرکت، مهمترین عوامل تعیین کننده مشارکت یا همزمانی بازار سهام هستند. کمپبل و همکاران[۵] (۲۰۰۱) اظهار داشتند که ناهمگونی حاصل شده توسط تعداد معینی سهام، به سطح نوسانات منحصر به فرد موجود در سهام بستگی دارد که پوتفوها را تشکیل می دهند. هرچه ناهمگونی خاص تری وجود داشته باشد، برای ایجاد ناهمگونی بیشتر به سهام بیشتری نیاز است. از آنجا که مسلماً بخش عمده ای از سرمایه گذاران کاملاً ناهمگون نیستند، ناهمگونی بیشتر قیمت و بازده یا همزمانی پایین تر، سرمایه گذاران غیر ناهمگون را در معرض ریسک بیشتری قرار می دهد. دوم، همزمانی بالاتر ممکن است نشان دهنده ناکارآمدی بازار باشد. رول (۱۹۸۸) دریافت که حرکات قیمت خاص شرکت، منعکس کننده مبادله توسط افرادی است که اطلاعات خصوصی دارند. با پیروی از همین منطق، مورک و همکاران[۶] (۲۰۰۰) نشان می دهند که همزمانی پایین تر یا ناهمگونی خاص شرکت، ممکن است نشانگر «تجارت آربیتراژ» فعالتر باشد. سوم، همزمانی ممکن است دارای پیامدهای حاکمیت شرکتی باشد. سطوح بالای عدم اطمینان سیاست اقتصادی با بازده دارایی، سرمایه گذاری در سطح شرکت، عملکرد، سودآوری و فعالیت های نوآورانه منفی همراه است (باساچاریا و همکاران[۷]، ۲۰۱۷؛ چن و همکاران[۸]، ۲۰۱۹، موریسی و همکاران[۹]، ۲۰۲۰). علاوه بر این، عدم اطمینان سیاست اقتصادی با هزینه تأمین مالی خارجی و دارایی های نقدی خارجی ارتباط مثبت دارد (فان و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۹). برخلاف انواع دیگر عدم اطمینان، عدم اطمینان سیاست اقتصادی از طریق فعالیت های شرکت قابل مشاهده نیست زیرا عمدتا از کنترل شرکت خارج است (بونایمی و همکاران[۱۱]، ۲۰۱۸). در زمان عدم اطمینان سیاست، پیش بینی نتایج مختلف سرمایه گذاری نسبت به محیط های نامطمئن نسبتاً آسان تر است. مدیرانی که ریسک پذیری

1. *Palomäki*
2. *Pástor and Veronesi*
3. *Li et al*
4. *Roll*
5. *Campbell et al*
6. *Roll*
7. *Bhattacharya et al*
8. *Chen et al*
9. *Muriithi et al*
10. *Phan et al*
11. *Bonaime et al*

بالاتری دارند، به احتمال زیاد روش های مسئولیت اجتماعی شرکت را بیشتر و بهتر دنبال می کنند و با هداف به حداکثر رساندن بازده سهامداران در مسئولیت اجتماعی شرکت سرمایه گذاری می کنند؛ بنابراین، مدیرانی که حتی ریسک پذیری پایین تری نیز دارند، می توانند متقاعد شوند که سرمایه گذاری آگاهانه در مسئولیت اجتماعی شرکت توجه مثبت و بیشتر سهامداران را به سمت آنها جلب خواهد کرد؛ اما اگر مدیران در هنگام پدیدار شدن عدم اطمینان سیاست اقتصادی، از بیش اطمینانی بسیار پایینی برخوردار باشند، انتظار می رود انگیزه آنها برای شرکت در مسئولیت اجتماعی شرکت نسبتاً پایین باشد (موریسی و همکاران، ۲۰۲۱).

دارابی و همکاران (۱۳۹۹) پژوهشی با عنوان بررسی «بررسی اثر عدم اطمینان سیاست اقتصادی با استفاده از معیارهای ریسک مالی و ریسک اقتصادی بر ریسک سقوط سهام در بازار سهام ایران» انجام دادند. نتایج در سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان می دهد که ریسک اقتصادی و ریسک مالی در کوتاه مدت و بلند مدت بر ریسک سقوط سهام اثر مثبت دارد و با افزایش ریسک های مربوطه ریسک سقوط سهام افزایش می یابد. عینی (۱۳۹۸) پژوهشی با عنوان بررسی «تاثیر عدم اطمینان محیطی بر تامین مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» انجام داد. نتایج نشان داد که عدم اطمینان محیطی بر تامین مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر معکوس و معناداری دارد. متغیر تاثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی با نرخ دلار ارتباط مستقیم دارد. هر چقدر عدم قطعیت سیاست اقتصادی کمتر باشد نرخ ارز دلار کاهش خواهد یافت. جبارزاده کنگرلویی و همکاران (۱۳۹۸) پژوهشی با عنوان بررسی «افشای اطلاعات حسابداری، همزمانی قیمت سهام و ریسک ریزش قیمت سهام با تأکید بر کیفیت راهبری شرکتی» انجام دادند. نتایج حاصل با تحلیل رگرسیونی تعداد ۸۳ شرکت بیانگر این است که افشای اطلاعات حسابداری بر همزمانی قیمت سهام تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. به‌علاوه نتایج پژوهش حاکی از این است که افشای اطلاعات حسابداری بر ریسک سقوط قیمت سهام تأثیر معنی‌داری ندارد. خامسی (۱۳۹۷) پژوهشی با عنوان بررسی «تاثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نرخ دلار در ایران» انجام داد. در این مطالعه تاثیر متغیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به عنوان یک متغیر کلان و تاثیر آن بر نرخ دلار در ایران به عنوان یک متغیر مالی مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور از مدل خود رگرسیون برداری VAR استفاده شده است. نتایج نشان می دهند که داده های متغیر تاثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی با وقفه های زمانی خود رابطه ی معکوس دارد و داده های این متغیر بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران تاثیر منفی و معکوس دارد. متغیر تاثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی با نرخ دلار ارتباط مستقیم دارد. هر چقدر عدم قطعیت سیاست اقتصادی کمتر باشد نرخ ارز دلار کاهش خواهد یافت. درخشان مهر و همدانلو (۱۳۹۷) پژوهشی با عنوان بررسی «بررسی ارتباط بین افشای مسئولیت اجتماعی شرکت و همزمانی قیمت سهام با تأکید بر مالکیت نهادی» انجام دادند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین مسئولیت اجتماعی شرکت و همزمانی قیمت سهام ارتباط وجود ندارد و بین مسئولیت اجتماعی شرکت از بعد زیست‌محیطی و همزمانی قیمت سهام ارتباط وجود ندارد و بین مسئولیت اجتماعی شرکت از بعد کارکنان و همزمانی قیمت سهام ارتباط وجود ندارد. بین مسئولیت اجتماعی شرکت از بعد مسئولیت‌های جامعه و همزمانی قیمت سهام ارتباط وجود ندارد و بین مسئولیت اجتماعی شرکت از بعد تولید و همزمانی قیمت سهام ارتباط وجود ندارد. پدرام و همکاران (۱۳۹۵) پژوهشی با عنوان «اثرات نامتقارن نرخ بهره بر شاخص قیمت سهام ایران« انجام دادند. یافته ها نشان می دهد که نرخ بهره حقیقی تا قبل از حدآستانه (۳ درصد) به صورت مثبت قیمت سهام را تحت تاثیر قرار می دهد، ولی با گذشتن

از حدآستانه ای برآورد شده، افزایش بیشتر نرخ بهره واقعی اثر منفی بر روی قیمت سهام خواهد داشت. انصاری و رضوانی پور (۱۳۹۵) پژوهشی با عنوان «تاثیر نرخ بهره و نرخ تورم برشاخص قیمت سهام شرکتهای بورسی» انجام دادند. مدل تحقیق ۶۹٪ تغییرات قیمت سهام را تبیین نموده است که بیشترین قدرت تبیین مربوط به نرخ تورم است. پایایی مدل با توجه به داده های سالانه برگرفته از اطلاعات بانک مرکزی ایران نیز مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن است که نرخ بهره، نرخ تورم در تغییرات شاخص قیمت سهام نتیجه مثبت دارد. با توجه به نتایج تحقیق، توجه به شاخص های کلان اقتصادی در جهت نیل به اهداف بازار سرمایه ضروری به نظر می رسد. شن و همکاران (۲۰۲۱) پژوهشی با عنوان «عدم اطمینان سیاست اقتصادی و همزمانی قیمت سهام: شواهدی از چین» انجام دادند. نتایج نشان داد که عدم اطمینان سیاست اقتصادی به طور معنی داری بر تأثیر همزمانی قیمت سهام می گذارد. علاوه بر این، مالکیت مدیریتی، بازارهای سهام نزولی و بحران های مالی فشار منفی اطمینان سیاست اقتصادی بر تأثیر همزمانی قیمت را کاهش می دهد. موریسی و همکاران (۲۰۲۱) پژوهشی با عنوان «موضع گیری مدیریتی و مشارکت مسئولیت اجتماعی شرکت: نقش عدم اطمینان سیاست اقتصادی» انجام دادند. یافته های پژوهشی نشان می دهد عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر رابطه بین قدرت حاکمیت و مشارکت مسئولیت اجتماعی شرکت نقش تاثیرگذار دارد. در واقع مشخص شد که عدم اطمینان سیاست اقتصادی این رابطه را تعدیل می کند، به طوری که به نظر می رسد افزایش عدم اطمینان سیاست تأثیر منفی موضع گیری مدیریت بر مشارکت مسئولیت اجتماعی شرکت را کاهش می دهد. دای و همکاران[1] (۲۰۱۹) پژوهشی با عنوان «افشای مسئولیت اجتماعی شرکت ها و ریسک سقوط قیمت سهام: شواهدی از چین» انجام دادند. نتایج نشان می دهد: (۱) بین افشای اطلاعات مسئولیت اجتماعی شرکت و ریسک سقوط قیمت سهام رابطه غیر خطی معکوس U شکل وجود دارد؛ یعنی با افزایش سطح افشای اطلاعات مسئولیت اجتماعی شرکت، افشای اطلاعات مسئولیت اجتماعی ابتدا ریسک سقوط قیمت سهام را تشدید کرده و سپس کاهش می دهد. (۲) تفاوت معنی داری در تأثیر افشای اطلاعات مسئولیت اجتماعی شرکت بر ریسک سقوط قیمت سهام وجود دارد. دای و همکاران (۲۰۱۹) پژوهشی با عنوان «آیا اطلاعات مسئولیت اجتماعی که توسط شرکت ها افشا می شود واقعاً ارزشمند است؟ - شواهدی از همزمانی قیمت سهام چین» انجام دادند. نتایج نشان داد که: (۱) به طور کلی، بین اطلاعات مسئولیت اجتماعی شرکت و همزمانی قیمت سهام همبستگی مثبت و معناداری وجود دارد. (۲) در خصوص رابطه بین انگیزه های مختلف افشا، تفاوت معنی داری در تأثیر مسئولیت اجتماعی شرکت بر همزمان سازی قیمت سهام وجود ندارد.

۳- فرضیه های پژوهش

فرضیه های فرعی پژوهش

فرضیه ۱: شاخص‌های عدم اطمینان اقتصادی بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری دارد.

فرضیه ۱-۱: نرخ تورم بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری دارد.

فرضیه ۱-۲: نرخ بهره بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری دارد.

فرضیه ۱-۳: نرخ ارز بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری دارد.

فرضیه ۲: شاخص‌های مسئولیت اجتماعی شرکت بر همزمانی قیمت سهام شرکت تاثیر معناداری دارد.

1. Dai et al

٤- روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر بر حسب هدف از نوع تحقیقات کاربردی است. این پژوهش از نوع توصیفی همبستگی و روش شناسی پژوهش از نوع پس رویدادی است. برای آزمون فرضیه ها، از مدل رگرسیون چند متغیره استفاده خواهد شد. به منظور گردآوری اطلاعات در مورد ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق و فرمولهای استخراج متغیرهای تحقیق از روش کتابخانه ای استفاده می شود. اطلاعات مورد نیاز برای آزمون فرضیه های تحقیق، از اطلاعات دسته دوم شرکت های نمونه بود که از منابع مختلفی از جمله نرم افزار ره آورد نوین و صورت‌های مالی استخراج شدند. اطلاعات اخذ شده در رابطه با متغیرهای تحقیق وارد صفحه گسترده اکسل شده و سپس با استفاده از نرم افزارهای EViews و Stata تحلیل شدند. جامعهٔ آماری این پژوهش به روش حذف سیستماتیک از میان تمام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ می باشد که نمونه آماری به با در نظر گرفتن شرایط زیر انتخاب شده است:

۱) برای رعایت امکان مقایسه پذیری، پایان سال مالی شرکت ها ۲۹ اسفند ماه باشد.

۲) شرکت های مورد نظر از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا انتهای سال ۱۳۹۸ در عضویت بورس اوراق بهادار باشند.

۳) صورت های مالی شرکت ها، حسابرسی شده و غیر تلفیقی باشد.

۴) به دلیل شفاف نبودن مرزبندی بین فعالیت های عملیاتی و تامین مالی شرکت های مالی (شرکت سرمایه گذاری، واسطه گریمالی، هلدینگ، بانک ولیزینگ) این شرکت ها از نمونه حذف شده اند.

با وجود محدودیتهای فوق نهایتا تعداد ۱۱۵ شرکت برای بررسی انتخاب شدند.

٥- مدل های رگرسیونی پژوهش

مدل رگرسیونی فرضیه اول:

$$SPSit = \gamma_0 + \gamma_1 \mathrm{Inf}_{it} + +\gamma_2 \mathrm{SIZE}_{it} + \gamma_3 \mathrm{LEV}_{it} + \gamma_4 \mathrm{TANGI}_{it} + \gamma_5 \mathrm{INTANGI}_{it} + \gamma_6 \mathrm{CF}_{it} + \gamma_7 \mathrm{ROA}_{it} + \gamma_8 \mathrm{ROE}_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل رگرسیونی فرضیه دوم:

$$SPSit = \gamma_0 + \gamma_1 \mathrm{INT}_{it} + +\gamma_2 \mathrm{SIZE}_{it} + \gamma_3 \mathrm{LEV}_{it} + \gamma_4 \mathrm{TANGI}_{it} + \gamma_5 \mathrm{INTANGI}_{it} + \gamma_6 \mathrm{CF}_{it} + \gamma_7 \mathrm{ROA}_{it} + \gamma_8 \mathrm{ROE}_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل رگرسیونی فرضیه سوم:

$$SPSit = \gamma_0 + \gamma_1 EXC_{it} + +\gamma_2 SIZE_{it} + \gamma_3 LEV_{it} + \gamma_4 TANGI_{it} + \gamma_5 INTANGI_{it} + \gamma_6 CF_{it} + \gamma_7 ROA_{it} + \gamma_8 ROE_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل رگرسیونی فرضیه چهارم:

$$SPSit = \gamma_0 + \gamma_1 \mathrm{CSR}_{it} + +\gamma_2 \mathrm{SIZE}_{it} + \gamma_3 \mathrm{LEV}_{it} + \gamma_4 \mathrm{TANGI}_{it} + \gamma_5 \mathrm{INTANGI}_{it} + \gamma_6 \mathrm{CF}_{it} + \gamma_7 \mathrm{ROA}_{it} + \gamma_8 \mathrm{ROE}_{it} + \varepsilon_{it}$$

٦- تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

- متغیر وابسته

همزمانی قیمت سهام

به منظور محاسبهٔ همزمانی قیمت سهام، از الگوی رگرسیون بازار به شرح زیر استفاده می شود. ضریب تعیین تعدیل شده معادلهٔ رگرسیونی (R^2) به عنوان معیاری برای همزمانی در نظر گرفته می شود (جین و همکاران، ۲۰۱۶):

رابطه شماره (۱):

$$R_{it_d} = \alpha_{0i} + \beta_{1i}R_{mt_d} + \beta_{1i}R_{mt_{d-1}} + \gamma_{1i}R_{jt_d} + \gamma_{2i}R_{jt_{d-1}} + \varepsilon_{it_d}$$

که مبنای آن:

R_{itd}: بازده روزانهٔ شرکت در سال t ؛

M_{td}: بازده روزانهٔ بازار در سال t؛

M_{td-1}: بازده بازار ی روز قبل در سال t؛

R_{jtd}: بازده روزانهٔ صنعت در سال t ؛

$R_{jt\ d-1}$: بازده روزانهٔ صنعت یک روز قبل در سال t می باشد.

بازده روزانه بازار و صنعت به ترتیب به شرح رابطهٔ ۲ و ۳ محاسبه می گردد:

رابطه شماره (۲):

$$R_{m,t} = \frac{Im_{2t} - I_{m1t}}{I_{m1t}}$$

$$R_{j,t} = \frac{Ij_{2t} - Ij_{1t}}{Ij_{1t}}$$

رابطه شماره (۳):

I_{m1t}: شاخص بازار در ابتدای روز t

I_{m2t}: شاخص بازار در انتهای روز t

R_{mt}: بازده روزانه بازار

I_{j1t}: شاخص صنعت در ابتدای روز t

I_{j2t}: شاخص صنعت در انتهای روز t

R_{jt}: بازده روزانه صنعت.

(R^2) که از الگوی بازار در رابطهٔ ۱ به دست می آید، مبین ضریب تعیین به دست آمده از تغییرات بازده روزانهٔ بازار و بازده روزانهٔ صنعت و تاثیر آن بر بازده روزانه شرکت است.

(R^2) ضریب تعیین الگوی بازار، حاصل تغییرات عامل بازده بازار و تاثیر آن بر بازده سهام شرکت است. متغیر همزمانی قیمت سهام شرکت i در سال مالی t با توزیع نزدیک به نرمال از طریق رابطه (۴) بدست می آید:

$$Synch = log\left(\frac{{R_{it}}^2}{1 - R_{it}^2}\right)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

متغیرهای مستقل

۱) عدم قطعیت سیاست های اقتصادی

متغیر مستقل در این پژوهش عدم اطمینان اقتصادی است که مطابق پژوهش های معتمدی و همکاران (۱۳۹۱)؛ مقدم و سزاور (۱۳۹۴)؛ باغومیان و همکاران (۱۳۹۵)؛ شکرخواه و قاصدی دیزجی (۱۳۹۵) برای اندازه گیری آن از سه معیار (نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز) استفاده شده است:

- **نرخ تورم**

. نحوه محاسبه آن هم بدین گونه است که میانگین وزنی قیمت سبد کالایی را که متشکل از اقلام زیادی کالا باشد محاسبه می کنند (شکر خواه و قاصدی، ۱۳۹۵)؛ که به شرح رابطه (۵) محاسبه می شود:

رابطه (۵):

$$\Delta \text{InflationRate}_t = \frac{\text{InflationRate}_t - \text{InflationRate}_{t-1}}{\text{InflationRate}_{t-1}}$$

InflationRate_t: تغییرات نرخ تورم در سال جاری t

InflationRate_t :نرخ تورم در سال جاری t

$\text{InflationRate}_{t-1}$: نرخ تورم در سال جاری t-1 .

- **نرخ بهره**

منبع این متغیر هم از آمار منتشر شده توسط بانک مرکزی می باشد که معمولاً در دسترس و توسط شورای پول واعتبار تصویب می شود (شکرخواه و قاصدی دیزجی، ۱۳۹۵)؛ که به شرح رابطه (۶) محاسبه می شود:

رابطه (٦):

$$\Delta \text{InflationRate}_t = \frac{\text{InflationRate}_t - \text{InflationRate}_{t-1}}{\text{InflationRate}_{t-1}}$$

InflationRate_t: تغییرات نرخ بهره در سال جاری t

InterestRate_t : نرخ بهره در سال جاری t

IntrestRate_{t-1} : نرخ بهره در سال جاری t-1 .

نرخ ارز

منبع این متغیر بر اساس نرخ آزاد

ارز بر اساس قیمت های بازار محاسبه می شود و به شرح رابطه (۷) محاسبه می گردد:

رابطه (۷):

$$\Delta \text{Exchange Rate}_t = \frac{\text{Exchange Rate}_t - \text{Exchange Rate}_{t-1}}{\text{Exchange Rate}_{t-1}}$$

ExchangenRate_t: تغییرات نرخ ارز در سال جاری t

InterestRate_t : نرخ ارز در سال جاری t

IntrestRate_{t-1} :نرخ ارز در سال جاری t-1 .

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲) مسئولیت اجتماعی شرکت

متغیر مستقل این پژوهش، سطح افشای اطلاعات مربوط به مسئولیت اجتماعی شرکت ها می باشد. روش تحقیقی که به طور رایج برای اندازه گیری آن مورد استفاده قرار می گیرد، تحلیل محتوا است. در تحلیل محتوا، محقق باید از ابزار چک لیست کدگذاری شده در جهت ارزیابی سطح افشای اطلاعات مسئولیت اجتماعی استفاده نماید (اریبی و جائو، ۲۰۱۰). این ابزار به منظور به رمز در آوردن اطلاعات کیفی موجود در گزارش های سالانه طراحی می شود. روش کدگذاری عبارت است از خواندن گزارش های سالانه و مشخص کردن هر گونه اطلاعات مرتبط به مسائل زیست محیطی و اجتماعی و طبقه بندی آنها به بخش و زیربخش مناسب (حساس یگانه و برزگر، ۱۳۹۴)

معیارهای مورد استفاده برای سنجش سطح افشاء مسئولیت اجتماعی شرکت ها در این پژوهش، از تلفیق رهنمودهای بین المللی و منطقه گزارشگری مسئولیت اجتماعی و ژایندگی در سطح جهانی و منطقه ای به ویژه رهنمود سازمان گزارشگری جهانی و استاندارد ۲۶۰۰۰ سازمان بین المللی استاندارد اقتباس شده است. از این رو، چک لیستی شامل ۱۷ مؤلفه و ۶۰ نوع اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی تهیه شد که انتظار میرود به صورت اجباری یا داوطلبانه در گزارش-های مالی سالانه شرکت های ایرانی افشاء شود. این چک لیست سه بعد اجتماعی، محیطی و اقتصادی مسئولیت اجتماعی شرکت ها را در نظر می گیرد. رویه امتیازدهی برای سنجش سطح مسئولیت اجتماعی شرکت ها بر اساس روش ارنست و ارنست (۱۹۷۸) و ابوت و مانسن (۱۹۷۹) است که اگر یک قلم از اقشاء مسئولیت اجتماعی شرکتها انجام شده باشد، امتیاز یک و اگر افشاء نشده باشد امتیاز صفر داده می شود؛ بنابراین تعداد اقلام افشاشده به کل اقلام قابل افشاء در گزارشگری مسئولیت اجتماعی شرکت ها بر اساس داده های مندرج در گزارشهای سالانه شرکتها، بیانگر امتیاز مسئولیت اجتماعی شرکت ها است (حساس یگانه و برزگر، ۱۳۹۴):

تعداد کل اقلام قابل افشاء/ تعداد کل اقلام افشاء شده = امتیاز مسئولیت اجتماعی

نگاره شماره (۱): تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

نوع متغیر	معادل لاتین	تعریف و چگونگی محاسبه	علامت اختصاری در مدل رگرسیونی
متغیرهای وابسته			
همزمانی قیمت سهام	stock price synchronicity	به منظور محاسبهٔ همزمانی قیمت سهام، از الگوی رگرسیون بازار به شرح زیر استفاده می شود. ضریب تعیین تعدیل شده معادلهٔ رگرسیونی (R^2) به عنوان معیاری برای همزمانی در نظر گرفته می شود (جین و همکاران، ۲۰۱۶): **رابطه شماره (۱):** $R_{it_d} = \alpha_{0i} + \beta_{1i}R_{mt_d} + \beta_{1i}R_{mt_{d-1}} + \gamma_{1i}R_{jt_d} + \gamma_{2i}R_{jt_{d-1}} + \varepsilon_{it_d}$	SPS_{it}
متغیرهای مستقل	معادل لاتین	**تعریف و چگونگی محاسبه**	**علامت اختصاری در مدل رگرسیونی**

نوع متغیر متغیرهای وابسته	معادل لاتین	تعریف و چگونگی محاسبه	علامت اختصاری در مدل رگرسیونی
عدم قطعیت سیاست های اقتصادی	Economic policy uncertainty	متغیر مستقل در این پژوهش عدم اطمینان اقتصادی است که مطابق پژوهش های زراء نژاد و معتمدی (۱۳۹۱)؛ مقدم و سزاور (۱۳۹۴)؛ باغومیان و همکاران (۱۳۹۵)؛ شکرخواه و قاصدی دیزجی (۱۳۹۵) برای اندازه گیری آن از سه معیار (نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز) استفاده شده است.	EPU_{it}
نرخ تورم	Inflation Rate	منبع این متغیر از آمار و اطلاعات بانک مرکزی می باشد. نحوه محاسبه آن هم بدین گونه است که میانگین وزنی قیمت سبد کالایی را که متشکل از اقلام زیادی کالا باشد محاسبه می کنند (شکر خواه و قاصدی، ۱۳۹۵)؛ که به شرح رابطه زیر محاسبه می شود: $\Delta \text{InflationRate}_t = \frac{\text{InflationRate}_t - \text{InflationRate}_{t-1}}{\text{InflationRate}_{t-1}}$	Inf_{it}
نرخ بهره	Interest Rate	منبع این متغیر از آمار منتشر شده توسط بانک مرکزی می باشد که معمولاً در دسترس و توسط شورای پول واعتبار تصویب می شود (شکرخواه و قاصدی دیزجی، ۱۳۹۵)؛ که به شرح رابطه زیر محاسبه می شود: $\Delta \text{Interest Rate}_t = \frac{\text{Interest Rate}_t - \text{Interest Rate}_{t-1}}{\text{Interest Rate}_{t-1}}$	INT_{it}
نرخ ارز	ExchangeRate	به طورکلی تغییرات نرخ ارز بر ساختار سرمایه آن دسته از شرکت هایی که از اعتبارات خارجی استفاده می کنند، می تواند اثرگذار باشد. منبع این متغیر بر اساس نرخ آزاد ارز بر اساس قیمت های بازار محاسبه می شود و به شرح رابطه زیر محاسبه می گردد: $\Delta \text{Exchange Rate}_t = \frac{\text{Exchange Rate}_t - \text{Exchange Rate}_{t-1}}{\text{Exchange Rate}_{t-1}}$	EXC_{it}
مسئولیت اجتماعی شرکت	corporate social responsibility	رویه امتیازدهی برای سنجش سطح مسئولیت اجتماعی شرکت ها بر اساس روش ارنست و ارنست (۱۹۷۸) و ابوت و مانسن (۱۹۷۹) ست که اگر یک قلم از اقشاء مسئولیت اجتماعی شرکتها انجام شده باشد، امتیاز یک و اگر افشاء نشده باشد امتیاز صفر داده می شود؛ بنابراین تعداد اقلام افشاشده به کل اقلام قابل افشاء در گزارشگری مسئولیت اجتماعی شرکت ها بر اساس داده های مندرج در گزارش های سالانه شرکتها، بیانگر امتیاز مسئولیت اجتماعی	CSR_{it}

نوع متغیر	معادل لاتین	تعریف و چگونگی محاسبه	علامت اختصاری در مدل رگرسیونی
متغیرهای وابسته			
		شرکت ها است (حساس یگانه و برزگر، ۱۳۹۴): **تعداد کل اقلام قابل افشاء/ تعداد کل اقلام افشاء شده =امتیاز مسئولیت اجتماعی**	
متغیرهای کنترلی	**معادل لاتین**	**تعریف و چگونگی محاسبه**	**علامت اختصاری**
اندازه	SIZE	لگاریتم جمع دارایی های شرکت است.	$SIZE_{i,t}$
اهرم	Leverage	بیان‌کننده سطح اهرم مالی است که بر اساس رابطه ذیل محاسبه‌شده است (نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۳): $LEV(\text{اهرم مالی}) = \frac{\text{کل بدهی‌ها}}{\text{کل دارایی‌ها}}$	$LEV_{i,t}$
دارایی های ثابت	fixed assets	از طریق اندازه گیری نسبت دارایی های ثابت به کل دارایی ها در سال مالی t محاسبه می شود.	$TANGI_{i,t}$
دارایی های نامشهود	intangible asset	از طریق اندازه گیری نسبت دارایی نامشهود به کل دارایی در سال مالی t محاسبه می شود.	$INTANGI_{i,t}$
جریان نقدی	cash flow	از طریق اندازه گیری نسبت جریان نقدینگی به درآمد خالص کسب و کار در سال مالی t تعریف می شود	$CF_{i,t}$
بازده دارایی-ها	Return on total assets	نرخ بازده دارایی‌ها است و از رابطه ذیل محاسبه می‌گردد (نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۳): $ROA(\text{نرخ بازده دارایی}) = \frac{\text{سود خالص}}{\text{کل دارایی‌ها}}$	$ROA_{i,t}$
بازده حقوق صاحبان سهام	Return on equit	بازده حقوق صاحبان سهام از رابطه ذیل محاسبه می‌گردد $ROE(\text{بازده حقوق صاحبان سهام}) = \frac{\text{سود خالص}}{\text{بازار ارزش حقوق صاحبان سهام}}$	$ROE_{i,t}$

۷- یافته های تحلیلی پژوهش

۷-۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نگاره شماره (۲): آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانه	میانگین	نماد متغیر	متغیر
اهرم مالی	LEV	۰,۵۹۵	۰,۵۸۶	۲,۶۲۳	۰,۰۳۶	۰,۲۵۹	۰,۱۲۴	۱۴,۵۱۱
دارایی ثابت	TANGI	۰,۲۶۱	۰,۲۱۶	۰,۹۳۲	۰,۰۰۷	۰,۱۸۵	۳,۱۵۹	۳,۴۴۹
نرخ بازده داراییها	ROA	۰,۱۰۸	۰,۰۸۹	۰,۶۲۶	-۰,۶۰۵	۰,۱۴۹	۰,۸۵۵	۵,۰۰۷
دارایی نامشهود	INTANGI	۰,۰۰۵	۰,۰۰۲	۰,۰۵۷	۰,۰۰۰	۰,۰۰۸	۰,۲۱۶	۱۵,۱۸
اندازه شرکت	SIZE	۱۴,۴۵۲	۱۴,۲۴۲	۲۰,۱۸۳	۱۰,۵۳۲	۱,۵۲۳	-۰,۲۷۷	۴,۳۳۳
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰,۲۵۴	۰,۲۴۱	۲,۶۱۹	-۱,۹۵۸	۰,۳۶۶	۱,۶۴۱	۱۳,۹۱۵
مسولیت پذیری اجتماعی	CSR	۰,۴۶۳	۰,۴۸۳	۰,۷۶۶	۰,۱۰	۰,۱۵۲	-۰,۱۴۱	۱,۹۳۷
نرخ تورم	INF	۰,۲۴۶	۰,۰۶۶	۲,۲۵۰	-۰,۵۵۰	۰,۸۵۸	-۰,۳۱۲	۴,۳۶۳
نرخ ارز	EXRATE	۰,۱۸۵	۰,۱۱۵	۱,۰۴۷	-۰,۷۳۲	۰,۴۸۹	-۴,۸۰۰	۳,۱۴۷
نرخ بهره	INT	۰,۰۵۱	۰,۰۶۶	۰,۲۹۴	-۰,۲۱۰	۰,۱۷۲	۰,۱۲۴	۱,۸۴۲
هم زمانی قیمت سهام	SPS	۰,۴۶۵	۰,۴۴۷	۳,۲۶۹	-۷,۲۲۸	۰,۵۸۶	۳,۱۵۹	۵۷,۵۹۱

در نگاره شماره (۲) مشاهده می شود میانه همین متغیر برابر با ۵۸۶ /۰ است که نشان می دهد نیمی از داده های این متغیر کمتر از این و نیمی دیگر بیشتراز این مقدار می باشد. نکته مهمی که از مقایسه میانگین و میانه متغیرها می توان استدلال نمود، وضعیت توزیع متغیرها و نرمال بودن نسبی آنها است. با توجه به اینکه مقادیر میانگین و میانه متغیر ها به هم نزدیک هستند می توان چنین برداشت نمود که توزیع متغیرها به توزیع نرمال بسیار نزدیک است. شاخص های پراکندگی به طور کلی معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده ها از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن ها نسبت به میانگین است. از جمله مهم ترین شاخص های پراکندگی که شرط مطلوب برای وارد کردن متغیر به مدل رگرسیونی می باشد، انحراف معیار است. همانطورکه در جدول (۴-۱) نیز قابل مشاهده است، انحراف معیار متغیرها صفر نبوده و حائز این شرط می باشند. متغیر اهرم مالی حداقل ۰,۰۳۶ و حداکثر ۲,۶۲۳ می باشد بدین معنی می باشد در بین ۱۵۹ شرکت برای ۷ سال یعنی حدود ۱۱۱۳ مشاهده بالاترین ارهم مالی ۲,۶۲۳ می باشد و کمترین مقدار ۰,۰۳۶ می باشد و بقیه شرکتها مابین این ارقام می باشد.

۷-۲- آزمون مانایی متغیرها

قبل از تخمین مدل باید داد ها از لحاظ پایایی مورد ازمون قرار گیرند. مانا نبودن متغیرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب میشود. در این پژوهش به منظور تشخیص مانایی متغیرها از ازمون لیون، لین وچاو و و ایم، پسران وشین استفاده می کنیم. نتایج ازمون پایایی داده ها به صورت خلاصه در نگاره شماره (۳) گزارش شده است:

نگاره شماره (۳): آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیر	علامت	مقدار آماره لوین، لین و چو	احتمال آماره لوین، لین و چو
اهرم مالی	LEV	-۱۷,۵۶۴	۰,۰۰۰
دارایی ثابت	TANGI	-۲۱۰,۰۶	۰,۰۰۰
نرخ بازده داراییها	ROA	-۱۷,۶۷	۰,۰۰۵
دارایی نامشهود	INTANGI	-۳۳,۵۶	۰,۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۲۴,۳۵	۰,۰۰۰
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	-۳۶,۱۲۵	۰,۰۰۰
مسولیت پذیری اجتماعی	CSR	-۲۹,۵۴۲	۰,۰۰۰
نرخ تورم	INF	-۲۶,۳۲۴	۰,۰۰۰
نرخ ارز	EXRATE	-۳۱,۰۲۵	۰,۰۰۰۰
نرخ بهره	INT	-۴۱,۵۴۹	۰,۰۰۰
هم زمانی قیمت سهام	SPS	-۲۰,۶۲۵	۰۰۰۰۰

همانطور که از نتایج آزمون لیون، لین وچاو در نگاره شماره (۳) مشخص است تمامی داده ها در سطح معناداری ۵ درصد پایا هستند.

۷-۳- تجزیه و تحلیل مدل آزمون فرضیه های پژوهش

۷-۳- ۱- نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

نگاره شماره (٤): نتایج ازمون F لیمیر و آزمون هاسمن

ازمون	اماره	معناداری	نتیجه
لیمیر (چاو)Fازمون	۴,۱۱۸	(۰,۰۰۰)	تایید مدل ترکیبی (پانل) در برابر مدل تلفیقی
ازمون هاسمن	۲۴,۳۷۵	۰,۰۰۰	تایید اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی

نتایج آزمون لیمر که در نگاره شماره (۴) ارائه شده است، نشان می دهد که احتمال اماره ازمون F لیمیر کمتر از ۵ درصد می باشد و لذا برای تخمین مدل از روش ترکیبی استفاده می شود. نتایج آزمون هاسمن کمتر از ۵ درصد است بنابراین اثرات ثابت استفاده می شود.

۷-۳- ۱- ۱- نتایج برآورد مدل فرضیه اول

نگاره شماره (۵): نتایج آزمون فرضیه اول

نام متغیر	نماد	ضریب (Beta)	آماره t	P-Value	عامل تورم (VIFواریانس)
مقدار ثابت	α	۲,۹۴۱	۵,۲۲۵	۰,۰۰۰	----
نرخ تورم	INF	-۰,۰۳۹	-۲,۲۶۱	۰,۰۲۳	۱,۲۴۸
اندازه شرکت	SIZE	-۰,۱۴۹	-۳,۹۷۵	۰,۰۰۰	۱,۰۴۲
اهرم مالی	LEV	-۰,۵۷۴	-۴,۴۰۷	۰,۰۰۰	۲,۰۳۵
نرخ بازده دارایی ها	ROA	۰,۰۵۶	۰,۲۹۷	۰,۷۶۶	۱,۰۷۹
نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰,۰۹۲	۱,۸۶۶	۰,۰۶۲	۱,۲۳۰
دارایی ثابت	TANGI	۰,۰۱۱	۰,۰۷۷	۰,۹۳۸	۱,۰۳۶
دارایی نامشهود	INTANGI	۰,۱۴۲	۰,۰۴۱	۰,۹۶۶	۱,۰۷۴
کل مدل رگرسیون	Fآماره	P-Value	(D-W)	R^2 $AdjR^2$	
	۴,۲۲۵	۰,۰۰۰	۱,۶۲۹	۰,۴۲ = R^2 ۰,۳۲= $AdjR^2$	
نوع آزمون	مقدار	احتمال	نوع آزمون	مقدار	احتمال
گادفری	۲/۳۰۱	۰/۱۳۴	وایت	۰,۷۵۸	۰/۸۹۲

با توجه به نتایج آزمون فرضیه که در نگاره شماره (۵) ارائه شده است نشان می دهد که مقدار آماره، F برابر ۴,۲۲۵ Prob محاسبه شده برای آماره F مدل کمتر از سطح خطای ۵ درصد بوده ومعنادار می باشد. معناداری آماره F نشان دهنده معناداری کل مدل است. ضریب متغیر نرخ تورم برابر ۰,۰۳۹- وبا توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۰۲۳ که کمتر از پنج درصد است، معنی دار می باشد؛ که نشان میدهد نرخ تورم بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری و منفی دارد. مقدار اماره دوربین واتسون برابر ۱,۶۲۹ که در بازه ۱,۵ تا ۲,۵ قرار دارد و بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا در رگرسیون است. میزان ضریب تعیین وضریب تعیین تعدیل شده به تر تیب ۳۲٪ و ۴۲٪ هستند که نشان می دهد تقریبا ۴۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل و متغیر های کنترلی قابل تبیین است. با توجه به اینکه مقادیر آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ می باشد. بنابراین میتوان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مستقل تحقیق همخطی وجود ندارد. با توجه به آماره دوربین-واتسون، فاقد مشکل خودهمبستگی است. همچنین نتایج آزمون

گادفری و وایت به ترتیب حاکی از نبود خودهمبستگی سریالی (نوع دوم) و ناهمسانی واریانس در مدل رگرسیونی است.

۷-۳- ۲- نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

نگاره شماره (٦): نتایج ازمون F لیمیر و آزمون هاسمن

ازمون	آماره	معناداری	نتیجه
F ازمون (چاو) - لیمیر	۴,۱۰۹	(۰,۰۰۰)	تایید مدل ترکیبی (پانل) در برابر مدل تلفیقی
ازمون هاسمن	۲۳,۴۴۲	۰,۰۰۱	تایید اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی

۷-۳- ۲- ۱- نتایج برآورد مدل فرضیه دوم

نگاره شماره (۷): نتایج آزمون فرضیه دوم

نام متغیر	نماد	ضریب (Beta)	آماره t	P-Value	عامل تورم (VIFواریانس)
مقدار ثابت	α	۱,۹۴۶	۹,۶۱۸	۰,۰۰۰	----
نرخ تورم	INF	۰,۰۲۵	۲,۴۵۴	۰,۰۱۴	**۱,۰۰٦**
اندازه شرکت	SIZE	-۰,۱۰۵	-۷,۹۷۷	۰,۰۰۰	**۱,۳۹۵**
اهرم مالی	LEV	-۰,۰۱۳	-۰,۲۲۲	۰,۸۲۴	**۲,۱٦۸**
نرخ بازده دارایی ها	ROA	۰,۳۳۴	۴,۶۹۷	۰,۰۰۰	**۱,۱۰٦**
نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰,۰۲۱	۱,۱۷۷	۰,۲۳۹	**۱,۰٤۵**
دارایی ثابت	TANGI	۰,۰۱۴	۰,۲۷۹	۰,۷۸۰	**۱,۰۰۹**
دارایی نامشهود	INTANGI	۰,۶۸۶	۰,۴۵۸	۰,۶۵۶	**۱,۰۵۸**
کل مدل رگرسیون	Fآماره	P-Value	(D-W)	R^2 $AdjR^2$	
	۱۰,۶۹۸	۰,۰۰۰	۱,۶۶۵	**۰,٦۵ = R^2** **۰,۵۹= $AdjR^2$**	
نوع آزمون	مقدار	احتمال	نوع آزمون	مقدار	**احتمال**
گادفری	**۲/٦۵۲**	**۰/۱٦۳**	**وایت**	٦۱۰۰/	**۰/۸۲۵**

با توجه به نتایج آزمون فرضیه که در نگاره شماره (۷) ارائه شده است نشان می دهد که مقدار آماره، F برابر ۱۰,۶۹۸ Prob محاسبه شده برای آماره F مدل کمتر از سطح خطای ۵ درصد بوده ومعنادار می باشد. معناداری آماره F نشان دهنده معناداری کل مدل است. ضریب متغیر نرخ بهره برابر ۰,۰۲۵ وبا توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۰۱۴ که کمتر از پنج درصد است، معنی دار می باشد؛ که نشان می دهد نرخ بهره بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری و مثبت

دارد. مقدار اماره دوربین واتسون برابر ۱,۶۶۵ که در بازه ۱,۵ تا ۲,۵ قرار دارد و بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا در رگرسیون است. میزان ضریب تعیین وضریب تعیین تعدیل شده به تر تیب ۵۹٪ و ۶۵٪ هستند که نشان می دهد تقریبا ۶۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل و متغیر های کنترلی قابل تبیین است. با توجه به اینکه مقادیر آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ می باشد. بنابراین میتوان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مستقل تحقیق همخطی وجود ندارد. با توجه به آماره دوربین-واتسون، فاقد مشکل خودهمبستگی است. همچنین نتایج آزمون گادفری و وایت به ترتیب حاکی از نبود خودهمبستگی سریالی (نوع دوم) و ناهمسانی واریانس در مدل رگرسیونی است.

۷-۳- ۳- نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

نگاره شماره (۸): نتایج ازمون F لیمیر و آزمون هاسمن

ازمون	آماره	معناداری	نتیجه
F-لیمیر (چاو)ازمون	۴,۱۳۸	(۰,۰۰۰)	تایید مدل ترکیبی (پانل) در برابر مدل تلفیقی
ازمون هاسمن	۲۹,۶۱۳	۰,۰۰۱	تایید اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی

۷-۳- ۳- ۱- نتایج برآورد مدل فرضیه سوم

نگاره شماره (۹): نتایج آزمون فرضیه سوم

نام متغیر	نماد	ضریب (Beta)	آماره t	P-Value	عامل تورم (VIFواریانس)
مقدار ثابت	α	۲,۱۶۱	۱۱,۵۰۰	۰,۰۰۰	----
نرخ تورم	INF	۰,۱۹۰	۷,۲۳۹	۰,۰۰۰	**۱,۰۰۱**
اندازه شرکت	SIZE	-۰,۱۱۷	-۹,۶۸۱	۰,۰۰۰	**۱,۰۸۹**
اهرم مالی	LEV	-۰,۰۴۹	-۰,۸۸۰	۰,۳۷۸	**۱,۰۱۱**
نرخ بازده دارایی ها	ROA	۰,۲۲۱	۳,۳۴۶	۰,۰۰۰	**۱,۰۷۵**
نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰,۰۱۱	۰,۶۴۶۶	۰,۵۱۸	**۱,۰٤٦**
دارایی ثابت	TANGI	-۰,۰۱۹	-۰,۳۷۰	۰,۷۱۱	**۱,۰۹۵**
دارایی نامشهود	INTANGI	۰,۲۲۲	۰,۱۴۹	۰,۸۸۰	**۱,۱۰۵**
کل مدل رگرسیون	Fآماره	P-Value	(D-W)	**R^2 $AdjR^2$**	
	۱۱,۰۵۳	۰,۰۰۰	۱,۶۱۸	**۰,٦۵ = R^2 ۰,۵۹= $AdjR^2$**	
نوع آزمون	مقدار	احتمال	نوع آزمون	مقدار	**احتمال**
گادفری	**۲/۳۲۱**	**۰/۱۸٤**	**وایت**	۷۱۹۰/	**۰/۸٦۵**

با توجه به نتایج آزمون فرضیه که در نگاره شماره (۹) ارائه شده است نشان می دهد که مقدار آماره، F برابر ۱۱,۰۵۳ Prob محاسبه شده برای آماره F مدل کمتر از سطح خطای ۵ درصد بوده ومعنادار می باشد. معناداری آماره F نشان دهنده معناداری کل مدل است. ضریب متغیر نرخ ارز برابر ۰,۱۹۰ و با توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۰۰۰ که کمتر از پنج درصد است، معنی دار می باشد؛ که نشان میدهد نرخ ارز بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری و مثبت دارد. مقدار اماره دوربین واتسون برابر ۱,۶۱۸ که در بازه ۱,۵ تا ۲,۵ قرار دارد و بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا در رگرسیون است. میزان ضریب تعیین وضریب تعیین تعدیل شده به تر تیب ۵۹٪ و ۶۵٪ هستند که نشان می دهد تقریبا ۶۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل و متغیر های کنترلی قابل تبیین است. با توجه به اینکه مقادیر آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ می باشد. بنابراین میتوان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مستقل تحقیق همخطی وجود ندارد. با توجه به آماره دوربین-واتسون، فاقد مشکل خودهمبستگی است. همچنین نتایج آزمون گادفری و وایت به ترتیب حاکی از نبود خودهمبستگی سریالی (نوع دوم) و ناهمسانی واریانس در مدل رگرسیونی است.

۷-۳- ۳- نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

نگاره شماره (۱۰): نتایج ازمون F لیمیر و آزمون هاسمن

ازمون	اماره	معناداری	نتیجه
F- لیمیر (چاو)ازمون	۴,۱۴۷	(۰,۰۰۰)	تایید مدل ترکیبی (پانل) در برابر مدل تلفیقی
ازمون هاسمن	۲۹,۲۶۱	۰,۰۰۰	تایید اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی

۷-۳- ٤- ۱- نتایج برآورد مدل فرضیه چهارم

نگاره شماره (۱۱): نتایج آزمون فرضیه چهارم

نام متغیر	نماد	ضریب (Beta)	آماره t	P-Value	عامل تورم (VIFواریانس)
مقدار ثابت	α	۳,۳۷۸	۶,۱۲۸	۰,۰۰۰	----
نرخ تورم	CSR	-۰,۲۵۷	-۱,۲۶۸	۰,۲۰۵	۱,۰۰۳
اندازه شرکت	SIZE	-۰,۱۱۷۰	-۴,۷۰۶	۰,۰۰۰	۱,۰۰۱
اهرم مالی	LEV	-۰,۵۸۵	-۴,۴۸۱	۰,۰۰۰	۱,۰۳۳
نرخ بازده دارایی ها	ROA	۰,۰۱۹	۰,۱۰۱	۰,۹۱۸	۱,۰۳۴
نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰,۰۸۲	۱,۶۷۹	۰,۰۹۳	۱,۰۱۵
دارایی ثابت	TANGI	۰,۰۱۵	۰,۱۰۴	۰,۹۱۶	۱,۳۲۱
دارایی نامشهود	INTANGI	-۰,۳۳۳	-۰,۰۹۸	۰,۹۲۱	۱,۰۶۵
کل مدل رگرسیون	Fآماره	P-Value	(D-W)	R^2 $AdjR^2$	
	۴,۲۱۸	۰,۰۱۳۵	۱,۷۲۳	۰,۴۳ = R^2 ۰,۳۳= $AdjR^2$	

نام متغیر	نماد	ضریب (Beta)	آماره t	P-Value	عامل تورم (VIFواریانس)
نوع آزمون	مقدار	احتمال	نوع آزمون	مقدار	احتمال
گادفری	۲/۲۴۲	۰/۲۷۱	وایت	۸۲۱۰/	۰/۷۹۵

با توجه به نتایج آزمون فرضیه که در نگاره شماره (۱۱) ارائه شده است نشان می دهد که مقدار آماره، F برابر ۴,۲۱۸ Prob محاسبه شده برای آماره F مدل کمتر از سطح خطای ۵ درصد بوده ومعنادار می باشد. معناداری آماره F نشان دهنده معناداری کل مدل است. ضریب متغیر مسئولیت اجتماعی برابر ۰,۲۵۷- وبا توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۲۰۵ که بیشتر از پنج درصد است، معنی دار نمی باشد؛ که نشان میدهد شاخص های مسئولیت اجتماعی شرکت بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری ندارد. مقدار اماره دوربین واتسون برابر ۱,۷۲۳ که در بازه ۱,۵ تا ۲,۵ قرار دارد و بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا در رگرسیون است. میزان ضریب تعیین وضریب تعیین تعدیل شده به تر تیب ۳۳٪ و ۴۳٪ هستند که نشان می دهد تقریبا ۴۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل و متغیر های کنترلی قابل تبیین است. با توجه به اینکه مقادیر آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ می باشد. بنابراین میتوان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مستقل تحقیق همخطی وجود ندارد. با توجه به آماره دوربین-واتسون، فاقد مشکل خودهمبستگی است. همچنین نتایج آزمون گادفری و وایت به ترتیب حاکی از نبود خودهمبستگی سریالی (نوع دوم) و ناهمسانی واریانس در مدل رگرسیونی است.

۸- بحث و بررسی نتایج و یافته های پژوهش

نتایج فرضیه نخست پژوهش نشان داد که ضریب متغیر نرخ تورم برابر ۰,۰۳۹- وبا توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۰۲۳ که کمتر از پنج درصد است، معنی دار می باشد که نشان می دهد نرخ تورم بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری و منفی دارد. در این خصوص و با توجه به نتایج حاصل می توان بیان داشت که با توجه به اینکه افزایش نرخ تورم و عدم اطمنیان های منتج از آن منجر به افزایش نااطمینانی بازده سهام می گردد و این موضوع احتمال کاهش سرمایه گذاری بخش خصوصی در بازار سهام را در پی دارد لذا به منظور تضمین حداقل عایدی سهامداران در رژیم کم بازده، عملیاتی کردن روش های جدید از جمله بازار گردانی و حمایت بورس از سرمایه گذاران با روش های مختلف از جمله کاهش ریسک و افزایش شفافیت اطلاعات ضروری بنظر می رسد. نتایج حاصل همچنین با پژوهش های دارابی و همکاران (۱۳۹۹)؛ عینی (۱۳۹۸)؛ خامسی (۱۳۹۷)؛ شن و همکاران (۲۰۲۱) در انطباق می باشد. نتایج فرضیه دوم پژوهش نشان داد که ضریب متغیر نرخ بهره برابر ۰,۰۲۵ وبا توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۰۱۴ که کمتر از پنج درصد است، معنی دار می باشد که نشان می دهد نرخ بهره بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری و مثبت دارد. با توجه به نتایج حاصل می توان بیان داشت که با توجه به اثرگذاری نرخ بهره واقعی بر همزمانی قیمت سهام، الزام تمرکز بیشتر و بهتر سیاست گذاری بانک مرکزی در حوزه سیاست های پولی اهمیت دوچندانی پیدا می کند. در معنی دیگر، با در نظر

گرفتن یافته های این فرضیه، سرمایه گذاران فعال در بورس اوراق بهادار و همچنین سرمایه گذاران جدید باید به تأثیرات کوتاه مدت و بلندمدت تغییرات پولی بر شاخص قیمت سهام و همزمانی آن آگاهی کافی داشته باشند وتنها تغییرات یکباره شاخص قیمت و بازده آن را ملاک ارزیابی سودآوری و انتخاب سهام جدید قرار ندهند. یافته های حاصل از این فرضیه با پژوهش های پدرام و همکاران (۱۳۹۵) و انصاری و رضوانی پور (۱۳۹۵) منطبق می باشد. نتایج فرضیه سوم پژوهش نشان داد که ضریب متغیر نرخ ارز برابر ۰,۱۹۰ وبا توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۰۰۰ که کمتر از پنج درصد است، معنی دار می باشد که نشان می دهد نرخ ارز بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری و مثبتی دارد. با توجه به نتایج حاصل می توان بیان داشت که اعمال سیاست های بهینه پولی و ارزی توسط بانک مرکزی به منظور مدیریت نرخ ارز و جلوگیری از نوسانات گسترده آن و راه اندازی و استفاده از ابزارهای مشتقه ارزی به عنوان یکی از ابزارهای کنترل ریسک می تواند موجب کاهش ریسک های نرخ ارز شده و به شرکت ها در مقابله با نااطمینانی حاصله از نوسانات نرخ ارز کمک کند. ز این رو، انتخاب سیاست های ارزی با توجه به شرایط اقتصادی، به گونه ای که منجر به استقرار سیستم مناسب نرخ ارز شود، نه تنها میت واند راهی برای نیل به رشد و توسعه باشد، بلکه به نوبه خود بر عوامل کلان دیگر نظیر همزمانی قیمت سهام نیز تاثیرگذار است. نتایج حاصل همچنین با پژوهش های دارابی و همکاران (۱۳۹۹)؛ عینی (۱۳۹۸)؛ خامسی (۱۳۹۷)؛ شن و همکاران (۲۰۲۱) در انطباق می باشد. نتایج فرضیه سوم پژوهش نشان داد که ضریب متغیر مسئولیت اجتماعی برابر ۰,۲۵۷- وبا توجه به سطح خطای مورد پذیرش ۰,۲۰۵ که بیشتر از پنج درصد است، معنی دار نمی باشد که نشان می دهد شاخص‌های مسئولیت اجتماعی شرکت بر همزمانی قیمت سهام تاثیر معناداری ندارد. با توجه به نتیجه بدست آمده می توان بیان نمود که آنچنان باید و شاید توجه و بهای لازم از طرف شرکت های ایرانی در خصوص مسئولیت اجتماعی شرکت در ارتباط با تبیین همزمانی قیمت سهام معطوف نشده است. همچنین عدم دقت نظر کافی از سمت سهامداران، سرمایه گذاران و سایر ذینفعان شرکت ها به مسأله مسئولیت اجتماعی شرکت در تصمیم گیری، علت دیگر در خصوص نتایج حاصله از پژوهش است که البته نمی توان شرایط بازار سرمایه ایران را در این امر نادیده گرفت. به طورکلی در بازار سرمایه ایران، همزمانی قیمت سهام متوجه پیامدهای مسئولیت اجتماعی شرکتهای ایرانی از جانب سهامداران، سرمایه گذاران، مدیران و سایر ذینفعان شرکت ها روی مسئولیت اجتماعی شرکت صورت نمیگیرد تا همزمانی قیمت سهام شرکت را تحت تاثیر قرار دهد. نتایج حاصل با پژوهش های کنگرلویی و همکاران (۱۳۹۸) و درخشان مهر و همدانلو (۱۳۹۷) در انبطاق بوده و با پژوهش های دای و همکاران (۲۰۱۹) و دای و همکاران (۲۰۱۸) در تضاد است.

۸-۱- پیشنهادت کاربردی پژوهش

- با نظر به این موضوع مهم که نرخ تورم منتج به افزایش عدم اطمینان بازده سهام می شود پیشنهاد می گردد یکی از اولویت های اصلی برنامه ریزان و سیاست‌گذاران کشور در بازار سهام در جهت کاهش نرخ تورم و به حداقل رساندن

نوسان های ناشی از آن باشد. همچنین به سرمایه گذاران پیشنهاد می شود که برای سرمایه گذاری صنایعی را انتخاب نمایند که توان پوشش تورم را داشته باشند.

- با نظر ببه اثرگذاری مستقیم نرخ ارز حقیقی بر شاخص کل بازار بورس ضرورت توجه به سیاست گذاری صحیح بانک مرکزی در حوزه نرخ ارز، دوچندان می شود. پیشنهاد می شود برای بهبود وضعیت بورس و افزایش اقبال عمومی به سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار، که توانایی بالایی در جذب نقدینگی سرگردان در اقتصاد دارد، بسته های سیاستی حمایتی از سوی بانک مرکزی تبیین شود تا شرکت های بورسی بتوانند توان صادراتی خود را افزایش داده و جایگاه خود را در بازارهای داخلی و خارجی بهبود بخشند.
- به اعتباردهندگان و سرمایه گذاران شرکت ها پیشنهاد می گردد در تصمیم گیری های اقتصادی خود، مسئولیت اجتماعی شرکت را به عنوان عامل موثر بر همزمانی قیمت سهام شرکت قلمداد نکنند.
- از آنجا که بین مسئولیت اجتماعی شرکت و همزمانی قیمت سهام شرکت ارتباط وجود ندارد؛ پیشنهاد می گردد که با گسترش مطالعات و ادبیات مسئولیت اجتماعی شرکت فعالان بازار بورس، اعضاء هیأت مدیره شرکتها، سهامداران، شرکتهای حسابرسی، پژوهشگران با مباحث مسئولیت اجتماعی شرکت بیشتر آشنا شده تا بتوانند به نحو مناسبی به ایفای نقش در مسئولیت اجتماعی شرکت و نتیجتاً تاثیر بر همزمانی قیمت سهام بپردازند.

منابع

انصاری، زمیفرا و رضوانی پور، سمانه. (۱۳۹۵). تاثیر نرخ بهره و نرخ تورم برشاخص قیمت سهام شرکتهای بورسی، دومین کنفرانس ملی رویکردهای نوین در علوم مدیریت، اقتصاد و حسابداری، بابل

جبارزاده کنگر لویی، سعید؛ متوسل، مرتضی؛ بهنمون، یعقوب. (۱۳۹۸). افشای اطلاعات حسابداری، همزمانی قیمت سهام و ریسک ریزش قیمت سهام با تأکید بر کیفیت راهبری شرکتی. پژوهشهای حسابداری مالی وحسابرسی، ۱۱(۴۴), ۱۰۱-۱۲۲.

حساس یگانه، یحیی؛ سهرابی، حسینعلی؛ غواصی کناری، محمد. (۱۳۹۹). ارتباط گزارشگری مسئولیت اجتماعی با ارزش شرکت. پژوهشهای حسابداری مالی وحسابرسی، ۱۲(۴۵), ۱-۲۰.

خامسی، سید مهدی. (۱۳۹۷). بررسی تاثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نرخ دلار در ایران، کنفرانس بین المللی نوآوری در مدیریت کسب و کار و اقتصاد، تهران.

دارابی، رویا؛ تقوی قاسم آباد، فاطمه و سرایی، سمیرا. (۱۳۹۹). بررسی اثر عدم اطمینان سیاست اقتصادی با استفاده از معیارهای ریسک مالی و ریسک اقتصادی بر ریسک سقوط سهام در بازار سهام ایران، هجدهمین همایش ملی حسابداری ایران، یزد.

عینی، آرش. (۱۳۹۸). تاثیر عدم اطمینان محیطی بر تامین مالی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. چشم انداز حسابداری و مدیریت، ۲(۱۳), ۳۳-۵۲.

معتمدی، سحر، زراء نژاد، منصور؛ منتظر حجت، امیر حسین. (۱۳۹۲). بررسی تاثیر سیاست‌های پولی و مالی بر شاخص‌های کلان اقتصاد ایران. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری، ۱۰(۳)، ۱۱۵-۱۳۸.

مقدم، محمدرضا؛ سزاوار، محمدرضا. (۱۳۹۴). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار. بررسی‌های بازرگانی، ۱۳(۷۵), ۱-۱۲.

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. The quarterly journal of economics, 131(4), 1593-1636.

Chen, J., Jiang, F., & Tong, G. (2017). Economic policy uncertainty in China and stock market expected returns. Accounting & Finance, 57(5), 1265-1286.

Bhattacharya, U., Hsu, P. H., Tian, X., & Xu, Y. (2017). What afects innovation more: Policy or policy uncertainty? Journal of Financial and Quantitative Analysis, 52(5), 1869–1901.

Bonaime, A., Gulen, H., & Ion, M. (2018). Does policy uncertainty afect mergers and acquisitions? Journal of Financial Economics, 129(3), 531–558.

Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. The journal of finance, 56(1), 1-43.

Chen, P. F., Lee, C. C., & Zeng, J. H. (2019). Economic policy uncertainty and frm investment: Evidence from the US market. Applied Economics, 51, 3423–3435.

Dai, J., Lu, C., & Qi, J. (2019). Corporate social responsibility disclosure and stock price crash risk: Evidence from China. Sustainability, 11(2), 448.

Demir, E., & Ersan, O. (2017). Economic policy uncertainty and cash holdings: Evidence from BRIC countries. Emerging Markets Review, 33, 189-200.

Demonier, G. B., Almeida, J. E. F. D., & Bortolon, P. M. (2015). The impact of financial constraints on accounting conservatism. Revista Brasileira de Gestão de Negócios, 17(57), 1264-1278.

Gul, F. A., Kim, J. B., & Qiu, A. A. (2010). Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China. Journal of financial economics, 95(3), 425-442.

Guo, L., & Chen, Y. (2017, September). The Relationship between Disclosure of Corporate Social Responsibility Information and Stock Synchronicity: Evidence from Listed Liquor Companies. In 2017 3rd International Conference on Social Science and Higher Education (pp. 206-211). Atlantis Press.

Guo, L., & Chen, Y. (2017, September). The Relationship between Disclosure of Corporate Social Responsibility Information and Stock Synchronicity: Evidence from Listed Liquor Companies. In 2017 3rd International Conference on Social Science and Higher Education (pp. 206-211). Atlantis Press.

Ingram, R. W. (1978). An investigation of the information content of (certain) social responsibility disclosures. Journal of accounting research, 270-285.

Kim, M. I., Sonu, C. H., & Choi, J. H. (2015). Separation of corporate ownership and control and accounting conservatism: evidence from Korea. Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics, 22(2), 103-136.

Li, K., Morck, R., Yang, F., & Yeung, B. (2003). Time varying synchronicity in individual stock returns: A cross-country comparison. Unpublished Paper. University of Alberta Business School, available at https://www. academia. edu.

Lindblom, C. K. (1994). The implications of organizational legitimacy for corporate social performance and disclosure. In Critical Perspectives on Accounting Conference, New York, 1994.

Liu, H., & Hou, C. (2019). Does trade credit alleviate stock price synchronicity? Evidence from China. International Review of Economics & Finance, 61, 141-155.

Morck, R., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1988). Alternative mechanisms for corporate control.

Muriithi, S. G., Walters, B. A., McCumber, W. R., & Robles, L. R. (2021). Managerial entrenchment and corporate social responsibility engagement: the role of economic policy uncertainty. Journal of Management and Governance, 1-20.

Neifar, S., & Ajili, H. (2019). CEO characteristics, accounting opacity and stock price synchronicity: Empirical evidence from German listed firms. Journal of Corporate Accounting & Finance, 30(2), 29-43.

Palomäki, R. (2016). Economic policy uncertainty and stock return synchronicity in the increasingly integrated European Union.

Pastor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. The journal of Finance, 67(4), 1219-1264.

Pástor, L., Veronesi, P., 2013. Political uncertainty and risk premia. Journal of Financial Economics.

Phan, H. V., Nguyen, N. H., Nguyen, H. T., & Hegde, S. (2019). Policy uncertainty and frm cash holdings. Journal of Business Research, 95, 71–82.

Roll, R. (1988). R2 [J]. Journal of Finance, 43(3), 541-566.

Shen, H., Liu, R., Xiong, H., Hou, F., & Tang, X. (2021). Economic policy uncertainty and stock price synchronicity: Evidence from China. Pacific-Basin Finance Journal, 65, 101485.

Wang, Y., Chen, C. R., & Huang, Y. S. (2014). Economic policy uncertainty and corporate investment: Evidence from China. Pacific-Basin Finance Journal, 26, 227-243.

Zhang, G., Han, J., Pan, Z., & Huang, H. (2015). Economic policy uncertainty and capital structure choice: Evidence from China. Economic Systems, 39(3), 439-457.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Investigating the effect of economic uncertainty and indicators of social responsibility disclosure on stock price synchronization in companies listed on the Tehran Stock Exchange

Mohammad Mohammadi [*1]
Behnam Karimi Deldar [2]

Date of Receipt: 2021/05/15 Date of Issue: 2021/05/26

Abstract

Today, success in marketing practices is not as a science but as a value in order to advance the goals of companies, which requires understanding the internal and functional environment of companies and reforming problematic structures. In fact, the purpose of this study was to investigate the relationship between internal control rank of companies with brand and performance. The research period was 1392 to 1397 and in this period, 73 companies of Tehran Stock Exchange were selected by eliminating systematic sampling. The results showed that the relationship between the ranks of internal controls has a positive and significant effect on the brand at an error level of 1% and on performance at an error level of 5% and makes the brand capabilities of companies both in terms of value creation and perspective. Strengthen performance such as increasing companies' market share.

Keywords

Relationship between internal control rank, brand and performance

1. Master of Accounting, Islamic Azad University, Birjand Branch, Birjand, Iran. (Ahcom1368@gmail.com)
2. Associate Professor, Department of Accounting, Islamic Azad University, Shahroud Branch, Shahroud, Iran. (Mra830@yahoo.com)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی