نشریـه علمـی
دانش مالی و تحلیل اوراق بهادار
دوره ۱۵ / شماره ۳ (پیاپی ۵۵) / پاییز ۱۴۰۱
صفحه ۱۵ تا ۳۲

همزمانی قیمت سهام بر پایه عدم قطعیت در سیاست‌های پولی

سعید صالحی [۱]
نرگس یزدانیان ✉ [۲]
هدی همتی [۳]
سیدعلیرضا میرعرب بایگی [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۰۵

چکیده

هدف از انجام این تحقیق بررسی نقش عدم قطعیت در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها بوده است. جامعه آماری تحقیق را کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ تشکیل می‌دهند که تعداد ۱۱۸ شرکت به عنوان نمونه آماری تحقیق مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. داده‌های تحقیق با استفاده از مدل‌های رگرسیونی به روش داده‌های ترکیبی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. به منظور سنجش عدم اطمینان در سیاست‌های پولی از دو روش مبتنی بر آنتروپی مقادیر نرخ ارز و همچنین برازش مدل واریانس ناهمسان گارچ استفاده شد. یافته‌های مدل‌های رگرسیونی تحقیق نشان داد که افزایش عدم اطمینان در سیاست‌های پولی هر دوره تحت هر دو معیار آنتروپی و مدل گارچ تأثیر معکوس بر همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها در دوره آتی دارد. بنابراین میزان همزمانی قیمت سهام در هر دوره با اتکا به عدم اطمینان سیاست‌های پولی دوره گذشته و نسبت‌های مالی شرکت قابل پیش‌بینی است. همچنین نتایج نشان داد که راهبردهای مدیران در راستای کاهش نسبت بدهی، افزایش نگهداشت وجه نقد و سرمایه‌گذاری کمتر از حد برای مقابله با نااطمینانی ناشی از سیاست‌های پولی، اثر تعدیل‌کننده بر رابطه بین این عدم اطمینان و همزمانی قیمت دارد و موجب تقویت اندازه اثر آن بر همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها در دوره آتی می‌شود.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی، سیاست‌های پولی، همزمانی قیمت

[۱]. دانشجوی دکتری مهندسی مالی واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران. Sa.salehi777@gmail.com
[۲]. استادیار گروه حسابداری، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران.(نویسنده مسئول) nargesyazdanian@gmail.com
[۳]. استادیار گروه حسابداری، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران Hemmati.hoda@gmail.com
[۴]. استادیار گروه مدیریت مالی، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران Mirarab_alireza@yahoo.com

۱- مقدمه

در ادبیات تجربی همزمانی قیمت سهام، مطالعات متعددی انجام شده و عوامل مختلفی در تعیین همزمانی قیمت سهام مورد ارزیابی قرارگرفته‌اند. اما در این میان، دلایل متعددی وجود دارد که مطالعه نقش عدم اطمینان در سیاست‌های پولی را در همزمانی قیمت سهام مهم می‌سازد. از جمله دلایل اصلی بررسی این رابطه می‌توان به این موارد اشاره کرد که اولاً، طی چند سال اخیر، عدم اطمینان در سیاست‌های پولی و مالی در سراسر جهان به دلیل رکود اقتصادی جهانی بیش از هر زمان دیگری است (بیکر[۱] و همکاران، ۲۰۱۶). عدم اطمینان سیاست پولی نه تنها به طور جدی بر اقتصاد کلان تأثیر می‌گذارد، بلکه بر جنبه‌های خرد و در سطح شرکت نیز تأثیر گذار است و کاهش همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها یکی از این جنبه‌ها است که می‌تواند به واسطه کنترل محدود یا عدم کنترل نااطمینانی‌های موجود در سیاست‌های پولی، شکل گیرد (شن[۲] و همکاران، ۲۰۲۰). با این حال، مطالعات گسترده‌ای در مورد رابطه عدم اطمینان سیاست‌های پولی و همزمانی قیمت سهام وجود ندارد. ثانیاً، در مورد عوامل تأثیرگذار همزمانی قیمت سهام، برخی مطالعات نشان داده‌اند که همزمانی قیمت به میزان یکپارچگی اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام مانند: تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری یا سود سهام بستگی دارد (گل[۳] و همکاران، ۲۰۱۰).

در راستای این استدلال، تحقیقات پیشین عمدتاً عوامل تأثیرگذار بر همزمانی قیمت را در قالب عواملی چون مالکیت مدیریتی (کیم[۴] و همکاران، ۲۰۱۵)، رتبه اعتباری (لیو و هو[۵]، ۲۰۱۹)، کیفیت اطلاعات مالی (نیفر و آجیلی[۶]، ۲۰۱۹)، پوشش تحلیلگر (جیانگ[۷] و همکاران، ۲۰۱۹) و عواملی از این قبیل بررسی کرده‌اند. اگرچه شواهدی وجود دارد که طبق آن عدم اطمینان در سیاست‌های پولی و اقتصادی به طور قابل توجهی بر بازارهای مالی و عوامل شرکتی تأثیر می‌گذارد (به عنوان مثال: گولن و ایون[۸]، ۲۰۱۶؛ چن[۹] و همکاران، ۲۰۱۷)، اما اینکه این تأثیرگذاری در بازارهای سرمایه مختلف و در اقتصادهایی با ساختار متفاوت به چه شکلی صورت می‌گیرد، هنوز محل سوال است.

از طرف دیگر، مدیران در شرایط نااطمینانی‌های محیطی مانند تلاطمات بازار، رکود، تورم و ... اقدام به اخذ تصمیماتی در راستای مواجهه با این عوامل می‌کنند. مدیریت سرمایه، تغییر افق‌های زمانی سرمایه‌گذاری، مدیریت هزینه و درآمد، مدیریت وجوه نقد و سیاست‌های تأمین مالی از جمله این اقدامات به شمار می‌آیند (لیو و هو، ۲۰۱۹). افزایش نااطمینانی در اقتصاد کلان، با عدم قطعیت در سودآوری حاصل از سرمایه‌گذاری، هزینه‌های تأمین مالی و ارزش وجوه نقد همراه است (الثاقب و الغرابالی[۱۰]، ۲۰۱۹). لذا این سه عامل را می‌توان از جمله مهمترین عوامل تحت کنترل مدیریت برای مواجهه با نااطمینانی‌های اقتصادی به شمار آورد. مدیران در شرایط افزایش نااطمینانی و نوسانات ارزش وجوه نقد، تصمیمات متفاوتی را در خصوص نحوه بکارگیری وجوه نقد شرکت در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و تأمین مالی اتخاذ می‌کنند. چرا که تقابل هزینه سرمایه و هزینه نگهداشت وجوه نقد یا سرمایه‌گذاری آن در پروژه‌های با ارزش خالص فعلی مثبت، تعیین‌کننده استراتژی مدیریت برای مقابله با نااطمینانی‌ها خواهد بود. از این رو در این تحقیق به بررسی تأثیر عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است و نقش سه عامل نگهداشت وجه نقد، ساختار سرمایه و استراتژی سرمایه‌گذاری به عنوان عوامل تعدیل‌کننده نااطمینانی در این رابطه مورد بررسی قرار گرفته است.

۲- چارچوب نظری و پیشینه پژوهش

همزمانی قیمت سهام به واکنش بازده سهام شرکت به بازده بازار و صنعت، یعنی پدیده منحصر به فرد «افزایش و سقوط با هم» اشاره دارد که در بازارهای سرمایه همه کشورها با کیفیت‌های متفاوتی وجود دارد (چان[۱۱] و همکاران، ۲۰۱۳). به عنوان مثال، گل و همکاران (۲۰۱۰) نشان داده‌اند که همزمانی قیمت سهام در چین بالا است. وقتی همزمانی قیمت بالا است، کارایی بازار سهام پایین است و بنابراین بر کارایی سرمایه‌گذاری شرکت، تصمیمات مالی و عملکرد مالی واحدهای تجاری تأثیر می‌گذارد (جیانگ و همکاران،

۲۰۱۹) و این ویژگی به خصوص در بازارهای سرمایه در حال ظهور قابل مشاهده است (لیو و هو، ۲۰۱۹).

از طرفی، عدم اطمینان در سیاست‌های پولی و مالی، به عدم توانایی در قضاوت و پیش‌بینی دقیق تغییرات سیاست‌های پولی یک کشور یا منطقه اشاره دارد (بیکر و همکاران، ۲۰۱۶). این در حالی است که اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه و انتقال سریع، عدم اطمینان بیشتری را در سیاست اقتصادی تجربه می‌کنند (دمیر و ارسان[۱۲]، ۲۰۱۷).

از آنجا که عدم اطمینان بر محیط کلان شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد، بحث در مورد تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های پولی بر تصمیمات و رفتارهای واحدهای تجاری حیاتی است (ژانگ[۱۳] و همکاران، ۲۰۱۵). در این راستا، تحقیقات محدود اما در حال رشدی به مطالعه تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های پولی بر بازار سهام و تصمیم گیری‌های مدیران واحدهای تجاری پرداخته‌اند (الثاقب و الغرابالی، ۲۰۱۹). به عنوان مثال، برخی از محققان نشان می‌دهند این عدم اطمینان بر بازده بازار سهام (چن و همکاران، ۲۰۱۷) و سرمایه‌گذاری شرکت (وانگ[۱۴] و همکاران، ۲۰۱۴) تأثیر منفی می‌گذارد. همچنین، دمیر و ارسان (۲۰۱۷) شواهدی مبنی بر ارتباط مستقیم عدم اطمینان سیاست اقتصادی با نگهداشت وجه نقد ارائه داده‌اند. بعلاوه، زمانی که شرکتها با عدم اطمینان بالا در سیاست‌های پولی مواجه می‌شوند، تمایل بیشتری دارند که نسبت بدهی خود را کاهش دهند (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۵).

از دیدگاه نظری، تئوری محدودیت مالی نشان می‌دهد که عدم اطمینان بالا در سیاست‌های پولی و مالی ممکن است به مشکلات مالی شرکت‌ها منجر شده و بنابراین هزینه‌های مالی شرکت را افزایش دهد. در این شرایط، شرکت‌ها به منظور افزایش اعتماد تأمین کنندگان مالی و صاحبان سرمایه تصمیم می‌گیرند اطلاعات بیشتری را در خصوص فعالیت‌های شرکت افشا کنند و در نتیجه همزمانی قیمت سهام را کاهش دهند (ژیونگ[۱۵] و همکاران، ۲۰۲۰). در همین حال، بر اساس تئوری ریسک گریزی، عدم اطمینان بالا در سیاست‌های پولی ممکن است منجر به ایجاد ریسک‌های جدی تری در عملکرد شرکت شود. به منظور جلوگیری از مواجهه با ریسک بالا، شرکت‌ها وجه نقد بیشتری را نگه می‌دارد و پروژه‌های سرمایه‌گذاری با بازده‌های کوتاه مدت را انتخاب می‌کند. این اطلاعات در قیمت سهام شرکت ادغام شده و همزمانی قیمت سهام را کاهش می‌دهد (نارایان[۱۶] و همکاران، ۲۰۱۹).

بنابراین طبق این دو تئوری، تأثیرگذاری معکوس عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام مورد انتظار است و می‌توان عوامل تحت اختیار مدیران مانند: میزان نگهداشت وجه نقد، استراتژی‌های سرمایه‌گذاری و مدیریت ساختار سرمایه را از جمله عواملی دانست که با هدف کاهش اثرات منفی عدم اطمینان سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام، توسط مدیریت تغییر می‌یابند.

از این رو در تحقیق حاضر علاوه بر سنجش ارتباط بین عدم اطمینان در سیاست‌های پولی و همزمانی قیمت سهام، نقش تعدیل‌کننده عوامل خاص شرکت نیز مورد مطالعه قرار گرفته است. لذا مسئله اصلی تحقیق حاضر این است که عدم اطمینان در سیاست‌های پولی چه تأثیری بر همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها دارد و نقش عوامل خاص شرکت، شامل: استراتژی سرمایه‌گذاری، نگهداشت وجه نقد و نسبت بدهی در ساختار سرمایه در این رابطه چگونه است.

در این راستا، پژوهش‌های متعددی انجام شده که هیچ یک از آنها نقش عوامل خاص شرکتی مانند استراتژی سرمایه‌گذاری، نگهداشت وجه نقد و نسبت بدهی را در تعدیل اثر عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت ارزیابی نکرده‌اند. به عنوان مثال، صفی طرج (۱۳۹۹) نشان داده که ارتباطات سیاسی اثر مثبت و معناداری بر ارزش و عملکرد و همزمانی قیمت سهام دارد و همچنین بحران مالی بر همزمانی قیمت سهام و ارتباط بین ارتباطات سیاسی و همزمانی قیمت سهام اثر معناداری ندارد. فاریابی (۱۳۹۹) در تحقیقی به این نتیجه دست یافته که بین اعتبار تجاری و همزمانی قیمت سهام رابطه منفی و معناداری جود دارد و سایر یافته‌های این تحقیق حاکی از وجود نقش تعدیل‌کننده محیط اطلاعاتی بر رابطه بین اعتبار تجاری و همزمانی قیمت سهام بوده است. سرتیپی (۱۳۹۹) با بررسی تأثیر اعتبار تجاری بر همزمانی قیمت سهام به این نتیجه دست یافته که اعتبار تجاری بر همزمانی قیمت سهام تأثیر

مستقیم و معناداری دارد. نصیری (۱۳۹۹) در تحقیقی به بررسی تأثیر اعتبار تجاری بر همزمانی قیمت سهام با تاکید بر نوع مالکیت پرداخته و به این نتایج دست یافته که اعتبار تجاری بر همزمانی قیمت سهام تأثیر معکوس و معناداری دارد و مالکیت نهادی بر شدت تأثیر اعتبار تجاری بر همزمانی قیمت سهام تأثیرگذار است در حالی که مالکیت دولتی نمی‌تواند تأثیر اعتبار تجاری بر همزمانی قیمت سهام را تعدیل نماید. نیک فلاح لیلی (۱۳۹۷) پایداری سهام توسط سهامداران نهادی و همزمانی قیمت سهام در بازار سرمایه ایران را مورد مطالعه قرار داده و نتایج تحقیق او نشان می‌دهد که بین پایداری بلند مدت سهام توسط سهامداران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد اما بین پایداری سهام توسط سهامداران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، خدمتی سفیدان (۱۳۹۵) تأثیر شفافیت و محتوای اطلاعاتی قیمت سهام بر همزمانی بازده سهام را بررسی نموده و نتایج این تحقیق نشان داده که شفافیت اطلاعات مالی برهمزمانی بازده سهام تأثیر مثبت و معنی داری دارد. همچنین شفافیت اطلاعات مالی بر محتوای اطلاعاتی قیمت سهام تأثیر مثبت و معنی داری دارد.

در میان تحقیقات انجام شده در خارج از کشور نیز، شن و همکاران (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که عدم اطمینان در سیاست‌های پولی به طور معنی داری بر همزمانی قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، مالکیت مدیریتی، نزول بازار سهام و بحران‌های مالی تأثیر منفی عدم اطمینان در سیاست‌های پولی را بر همزمانی قیمت سهام کاهش می‌دهد. همچنین سرمایه گذاران نهادی، حسابرسی با کیفیت و پوشش تحلیل گر، تأثیر منفی عدم اطمینان سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام را تقویت می‌کنند. گودل[17] و همکاران (۲۰۲۱) در تحقیقی نشان می‌دهد که همزمانی قیمت سهام در شرکت‌های دولتی در حدود ۹,۰ تا ۱۵,۴ درصد بیشتر از غیر دولتی‌ها است، که نشان می‌دهد شرکت‌های دولتی دارای قیمت سهام با محتوای اطلاعاتی بیشتری هستند. همچنین نتایج نشان داده که محیط نهادی و مقررات دولتی مانند کارزارهای ضد فساد از عوامل مهم واسطه‌ای در کاهش همزمانی قیمت هستند، اما همزمانی قیمت شرکت‌های دولتی‌ها هنوز به مراتب بیشتر از غیر دولتی‌ها است. کیو[18] و همکاران (۲۰۲۰) در تحقیقی به بررسی رابطه بین اعتماد اجتماعی و همزمانی قیمت سهام پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اعتماد اجتماعی بر محتوا و کیفیت انتشار اطلاعات خاص شرکت که به قیمت سهام مربوط است، تأثیر قابل توجهی دارد. همچنین نتایج نشان داده که شرکت‌های مستقر در مناطقی که دارای اعتماد اجتماعی بالایی هستند ریسک سقوط قیمت سهام کمتری دارند و نسبت به شرکت‌های مناطق با اعتماد پایین رفتارهای فرصت طلبانه کمتری دارند. علاوه بر این، نقش مثبت اعتماد در افزایش تغییرات بازده خاص شرکت برجسته است. شواهد از تأثیر علیت اعتماد اجتماعی بر همزمانی قیمت سهام حمایت می‌کند. دانگ[19] و همکاران (۲۰۲۰) در تحقیقی به بررسی رابطه بین پوشش رسانه‌ای و همزمانی قیمت سهام پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق سه یافته قابل توجه را مستند می‌کند. اول، پوشش رسانه‌ای با همزمانی قیمت سهام ارتباط منفی دارد، که نشان می‌دهد رسانه‌ها ادغام اطلاعات خاص شرکت را در قیمت سهام تسهیل می‌کنند. دوم، محیط اطلاعاتی یک شرکت و حاکمیت شرکتی نقش تعدیل کننده‌ای در رابطه بین پوشش رسانه‌ای و همزمانی قیمت سهام دارد. سوم، تأثیر کاهشی پوشش رسانه‌ای در کشورهایی با زیرساخت‌های نهادی ضعیف، قویتر است. به طور کلی، نتایج نشان می‌دهد که پوشش رسانه‌ای تعیین‌کننده مهم همزمانی قیمت سهام است. دوان[20] و همکاران (۲۰۲۰) در تحقیقی به بررسی رابطه بین کیفیت حاکمیت، همزمانی قیمت بانک و عدم اطمینان سیاسی پرداخته‌اند. این تحقیق شواهد محکمی ارائه می‌کند که نشان می‌دهد کیفیت حاکمیت در سطح کشور با همزمانی پایین تر قیمت سهام برای بانک‌های اقتصادهای در حال ظهور ارتباط دارد، اما تأثیرات حاکمیت در کشورهای پیشرفته، مثبت یا ناچیز است. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که عدم اطمینان سیاسی تأثیر مثبت و معناداری بر رابطه بین حاکمیت در سطح کشور و همزمانی بازده سهام بانک‌های سراسر کشور دارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد

که میزان عدم اطمینان سیاسی نیز با ویژگی‌های مختلف انتخاباتی و سیستم‌های سیاسی متفاوت است. این تغییر به این معنی است که سیاست کانال مهمی است که از طریق آن فضای نهادی بر جریان اطلاعات ویژه بانکی تأثیر می‌گذارد. گائو[۲۱] و همکاران (۲۰۱۸) در تحقیقی به بررسی همزمانی بین سهام و شاخص سهام از طریق اطلاعات موجود در بازار پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از این است که همزمانی بین سهام و شاخص سهام با افزایش درجه اطلاعات بازار، افزایش می‌یابد و همزمانی برای اطلاعات خاص و قابل توجه شرکت کاهش می‌یابد. پنگ[۲۲] و همکاران (۲۰۱۷) نیز در تحقیقی به بررسی رابطه بین همزمانی قیمت سهام با شوک‌های نفتی پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان داده که همزمانی قیمت سهام به طور کلی در شرکت‌های بزرگ نسبت به شرکت‌های کوچک بیشتر است. شوک‌های نفتی بر اساس اندازه شرکت به طور متفاوتی بر همزمانی تأثیر می‌گذارند. همچنین نتایج نشان داده که همزمانی به میزان قابل توجهی به شوک‌های نفتی در مقادیر بسیار پایین واکنش نشان می‌دهد و این بدان معناست که شوک‌های موجود در بازار نفت از طریق اطلاعات خاص شرکت به شرکت‌های نفتی منتقل می‌شود.

مرور ادبیات تجربی تحقیق نشان می‌دهد که تأثیر نااطمینانی در سیاست‌های پولی و مالی بر همزمانی قیمت و بازده سهام شرکت‌ها کمتر مورد توجه بوده است و این نااطمینانی‌ها عموماً از طریق شوک‌های خاص کلان مانند شوک در قیمت نفت، بروز یک بحران اقتصادی عمومی، یا انتشار اخبار خاص در مورد عملکرد شرکت مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. در حالی که در تحقیق حاضر، با تمرکز بر نااطمینانی‌های موجود در نرخ ارز به عنوان یک شاخص قابل توجه از تصمیمات کلان اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی کشور، رویکردی متفاوت به سنجش نااطمینانی‌ها اتخاذ کرده است. همچنین در این تحقیق از دو روش متفاوت (آنتروپی و مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی) برای سنجش نااطمینانی در سیاست‌های پولی استفاده شده که نشان دهنده اهمیت ابزار سنجش نااطمینانی در مطالعات این چنین است. از این رو تحقیق حاضر از منظر تجربی و نظری با توجه به معیار نااطمینانی و ابزار سنجش آن دارای نوآوری است. از طرفی توجه به نقش تعدیل‌کننده عوامل خاص شرکت (ساختار سرمایه، استراتژی سرمایه‌گذاری و نگهداشت وجه نقد) که در اختیار مدیران قرار دارد و به عنوان ابزاری برای کنترل و تعدیل پیامدهای نااطمینانی مورد استفاده قرار می‌گیرند، یافته‌های این تحقیق را از سایر مطالعات پیشین متمایز می‌سازد. این تحیق با تأکید بر نقش مدیران در تعدیل پیامدهای نااطمینانی در سیاست‌های پولی و مالی، نشان دهنده اهمیت ارزیابی عوامل کلان و شرکتی به طور توأمان در تعیین همزمانی قیمت و بازده سهام است.

۳- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معکوس دارد.

فرضیه دوم: نسبت بدهی در ساختار سرمایه، تأثیر معکوس عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام را کاهش می‌دهد.

فرضیه سوم: سطح نگهداشت وجه نقد، تأثیر معکوس عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام را کاهش می‌دهد.

فرضیه چهارم: استراتژی سرمایه‌گذاری (کمتر از حد/ بیشتر از حد)، تأثیر معکوس عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام را کاهش می‌دهد.

۴- روش پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، از دسته پژوهش های کاربردی به شمار می رود و از نظر روش، پژوهشی توصیفی مبتنی بر تحلیل رگرسیونی است که در آن، از روش تحلیل داده‌های ترکیبی و ادغام استفاده شده است. جامعه آماری تحقیق عبارت است از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۹ که صورت‌های مالی خود را به بورس اوراق بهادار تهران ارائه نموده‌اند. به منظور دستیابی به نمونه‌ای یکپارچه از این شرکت ها، محدودیت‌های غربالگری زیر بر روی آنها اعمال شد:

- برای انتخاب نمونه همگن، شرکت‌ها باید قبل از پایان سال ۱۳۹۰ در بورس تهران پذیرفته شده باشند.
- به منظور انتخاب شرکت‌های فعال، معاملات این شرکت‌ها در طول سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ در بورس بیش از چهار ماه دچار وقفه نشده باشد.
- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی شرکت‌ها منتهی به اسفند باشد.
- بین سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۹ تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداشته باشند.
- متعلق به صنایع واسطه گری مالی مانند بانک ها، بیمه‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری نباشند.

با اعمال این محدودیت‌ها تعداد ۱۱۸ شرکت باقی ماندکه مبنای تجزیه و تحلیل قرار گرفتند.

به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق از برازش الگوهای رگرسیونی زیر، برگرفته از تحقیق شن و همکاران (۲۰۲۱) استفاده شده است. توسعه مدل نظری شن و همکاران (۲۰۲۱)، با استفاده از متغیرهای تعدیلگر ساختار سرمایه، نگهداشت وجه نقد و استراتژی سرمایه‌گذاری صورت پذیرفته است.

مدل آزمون فرضیه اول:

$$\begin{aligned}\mathrm{SYN}_{i,t} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{EPU}_{t-1} + \alpha_2 \mathrm{MASHR}_{i,t-1} + \alpha_3 \mathrm{INSHR}_{i,t-1} + \alpha_4 \mathrm{SIZE}_{i,t-1} + \alpha_5 \mathrm{ROE}_{i,t-1} \\ & + \alpha_6 \mathrm{LEV}_{i,t-1} + \alpha_7 \mathrm{TOBINQ}_{i,t-1} + \alpha_8 \mathrm{FIRST}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned} \quad (۱)$$

مدل آزمون فرضیه دوم:

$$\begin{aligned}\mathrm{SYN}_{i,t} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{EPU}_{t-1} + \alpha_2 \mathrm{DDEBT}_{i,t} + \alpha_3 (\mathrm{EPU}_{t-1} \times \mathrm{DDEBT}_{i,t}) + \alpha_4 \mathrm{MASHR}_{i,t-1} \\ & + \alpha_5 \mathrm{INSHR}_{i,t-1} + \alpha_6 \mathrm{SIZE}_{i,t-1} + \alpha_7 \mathrm{ROE}_{i,t-1} + \alpha_8 \mathrm{LEV}_{i,t-1} + \alpha_9 \mathrm{TOBINQ}_{i,t-1} \\ & + \alpha_{10} \mathrm{FIRST}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned} \quad (۲)$$

مدل آزمون فرضیه سوم:

$$\begin{aligned}\mathrm{SYN}_{i,t} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{EPU}_{t-1} + \alpha_2 \mathrm{DCASH}_{i,t} + \alpha_3 (\mathrm{EPU}_{t-1} \times \mathrm{DCASH}_{i,t}) + \alpha_4 \mathrm{MASHR}_{i,t-1} \\ & + \alpha_5 \mathrm{INSHR}_{i,t-1} + \alpha_6 \mathrm{SIZE}_{i,t-1} + \alpha_7 \mathrm{ROE}_{i,t-1} + \alpha_8 \mathrm{LEV}_{i,t-1} + \alpha_9 \mathrm{TOBINQ}_{i,t-1} \\ & + \alpha_{10} \mathrm{FIRST}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned} \quad (۳)$$

مدل آزمون فرضیه چهارم:

$$\begin{aligned}\mathrm{SYN}_{i,t} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{EPU}_{t-1} + \alpha_2 \mathrm{DINV}_{i,t} + \alpha_3 (\mathrm{EPU}_{t-1} \times \mathrm{DINV}_{i,t}) + \alpha_4 \mathrm{MASHR}_{i,t-1} + \alpha_5 \mathrm{INSHR}_{i,t-1} \\ & + \alpha_6 \mathrm{SIZE}_{i,t-1} + \alpha_7 \mathrm{ROE}_{i,t-1} + \alpha_8 \mathrm{LEV}_{i,t-1} + \alpha_9 \mathrm{TOBINQ}_{i,t-1} + \alpha_{10} \mathrm{FIRST}_{i,t-1} \\ & + \varepsilon_{i,t}\end{aligned} \quad (٤)$$

به طوری که در این مدل‌ها،

$\mathrm{SYN}_{i,t}$: معیار همزمانی قیمت سهام شرکت i در سال t است که بر پایه برآورد ضریب تعیین رگرسیونی رابطه (۵) و مطابق با تحقیق لونگ[۲۳] و همکاران (۲۰۲۰) برای بازده‌های ماهانه سهام شرکت طی هر دوره مالی محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{r}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{r}_{m,t} + \beta_2 \mathrm{r}_{d,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۵)$$

به طوری که در این مدل، $\mathrm{r}_{i,t}$ برابر با بازده سهام شرکت در دوره t، $\mathrm{r}_{m,t}$ برابر با بازده بازار در دوره t و $\mathrm{r}_{d,t}$ برابر با بازده صنعت در دوره t است. پس از برآورد ضریب تعیین رگرسیونی این مدل (R^2) از رابطه (۶) به منظور برآورد همزمانی قیمت سهام شرکت استفاده شده است:

$$\mathrm{SYN} = Ln\left(\frac{R^2}{1-R^2}\right) \quad (۶)$$

EPU_t: معیار عدم اطمینان در سیاست‌های پولی کشور در سال t است. از آنجا که سیاست‌های پولی و مالی کشور

به طور مستقیم از طریق حجم نقدینگی، نرخ تورم، نرخ ارز و شاخص‌هایی از این قبیل قابل مشاهده است و اثرات آن بر بخش واقعی اقتصاد از طریق این عوامل تحلیل می‌گردد (کیو و همکاران، ۲۰۲۰)، در تحقیق حاضر از نوسانات نرخ ارز به عنوان معیار نااطمینانی در سیاست‌های پولی و مالی کشور استفاده شده است. به منظور محاسبه این شاخص از دو روش استفاده شده است:

الف) در روش اول از آنتروپی شانون مقادیر روزانه نرخ ارز طی یک دوره مالی برای سنجش عدم اطمینان در سیاست‌های پولی استفاده شد. به طوری که،

$$EPU_t = -\sum_k P_k \log(P_k) \qquad (۷)$$

در این رابطه، P_k معرف مقادیر احتمال توزیع تجربی نرخ ارز بر روی k مقدار متفاوت در تقریب بازده است. آنتروپی همواره به عنوان یک ابزار سنجش نااطمینانی مورد استفاده بوده است. تفاوت این روش با سایر ابزارهای سنجش نااطمینانی در این است که نااطمینانی حاصل از آنتروپی نشان دهنده عدم اطمینان از برآمدهای یک پیشامد خاص و بر پایه توزیع احتمال آن است. بنابراین نااطمینانی حاصل از آنتروپی، نشان دهنده نوسانات خاص یک متغیر نیست، بلکه نشان دهنده میزانی از عدم قطعیت در مشاهده مقادیر خاص برای آن متغیر است و مزیت آن نسبت به سایر روش‌های متداول مانند الگوهای رگرسیون سری زمانی، انحراف استاندارد و غیره در عدم وابستگی این معیار به مقیاس سنجش است. ورودی‌های این تابع از جنس اجتمال و تماماً بین مقادیر صفر و ۱ متغیر هستند و لذا مقیاس سنجش متغیرها و روندهای موجود در آنها تأثیری در نتایج این ارزیابی نخواهد داشت (شن و همکاران، ۲۰۲۱).

ب) در روش دوم، مطابق با تحقیق شن و همکاران (۲۰۲۱) از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی *GARCH* برای سنجش عدم اطمینان در سیاست‌های پولی استفاده شد. ویژگی مهم این مدل‌ها در براورد تئوریک نوسانات متغیر در هر لحظه است. به بیان دیگر، مقدار نوسانات غیر قابل کنترل متغیر (جمله ε_t در رابطه ۹) که معیاری برای نااطمینانی آن است، در هر لحظه t و بر پایه مدل واریانس شرطی داده‌ها برای هر لحظه t فرایند اندازه‌گیری می‌شود. در واقع، نااطمینانی سیاست‌های پولی و مالی در این روش، برابر با اختلاف بین مقادیر براورد شده نوسانات نرخ ارز در هر دوره از مقادیر قابل پیش‌بینی آن تحت رابطه (۹) است. در حالی که روش‌های ساده تری مانند انحراف استاندارد، نیاز به حداقل دو مشاهده برای هر دوره t دارند. برای این منظور از مدل واریانس ناهمسان شرطی با پارامترهای (۱،۱) بهره گرفته شد. ابتدا مدل خودبازگشت رگرسیونی مرتبه p بر روی داده‌ها به شکل رابطه (۸) برازش داده شده است:

$$Ex_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \beta_j Ex_{t-j} + Z_t \qquad (۸)$$

به طوری که در این مدل، Ex_t برابر با نرخ ارز در روز t است و $Z_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ و داریم:

$$\sigma_t^2 = \mu + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_2 Z_{t-1}^2 + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

عدم اطمینان در سیاست‌های پولی تحت این مدل برابر با قدرمطلق مقادیر خطای برآورد شده ε_t است. یعنی: $EPU_t = |\varepsilon_t|$.

$DDEBT_{i,t}$: متغیر موهومی تعدیل نسبت بدهی در ساختار سرمایه شرکت i در دوره t نسبت به دوره قبل است و در صورتی که بدهی‌های شرکت در دوره t نسبت به بدهی‌های آن در دوره قبل کاهش داشته باشد، برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر است.

$DCASH_{i,t}$: متغیر موهومی تعدیل نگهداشت وجه نقد شرکت i در دوره t نسبت به دوره قبل است و در صورتی که وجه نقد نگهداری شده در شرکت در دوره t نسبت به دوره قبل افزایش داشته باشد، برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر است.

$DINV_{i,t}$: متغیر موهومی تعیین استراتژی سرمایه‌گذاری شرکت i در دوره t است و در صورتی که شرکت در سال t دارای سرمایه‌گذاری کمتر از حد باشد، برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر است. به منظور تعیین سرمایه‌گذاری کمتر از حد از مقادیر باقیمانده مدل رگرسیونی (۱۰)، برگرفته از تحقیق گواریگلیا و یانگ (۲۰۱۶) استفاده شده است. مقادیر باقیمانده منفی در این مدل رگرسیونی، نشان دهنده سرمایه‌گذاری کمتر از حد در شرکت خواهند بود:

$$INV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INV_{i,t-1} + \beta_2 Cash_{i,t-1} + \beta_3 Q_{i,t-1} + \beta_4 Size_{i,t-1} + \beta_5 Age_{i,t-1} + \beta_6 ROA_{i,t-1} + \beta_7 Leverage_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱۰)$$

در این مدل، $INV_{i,t}$ برابر با نسبت سرمایه گذاری‌های شرکت به ارزش دفتری کل دارایی‌ها، $Cash_{i,t-1}$ نسبت وجوه نقد به ارزش دفتری کل دارایی‌ها، $Q_{i,t-1}$ شاخص کیوتوبین، $Size_{i,t-1}$ اندازه شرکت و برابر با لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی‌ها، $Age_{i,t-1}$ عمر شرکت، $ROA_{i,t-1}$ بازده دارایی و $Leverage_{i,t-1}$ برابر با اهرم مالی (نسبت بدهی به دارایی) شرکت است.

$MASHR_{i,t}$: از آنجا که تصمیمات مدیران و تلاش در راستای حفظ منافع در قالب پاداش هیئت مدیره و تداوم دوره تصدی به عنوان عوامل انگیزشی مدیران در مدیریت و حفظ ارزش ثروت سهامداران شکل می‌گیرد، سهام در اختیار هیئت مدیره می‌تواند عوامل انگیزشی مدیران در راستای ایجاد همزمانی بیشتر بازده را تا حدودی کنترل نماید. از این رو یکی از متغیرهای کنترلی تحقیق، نسبت سهام در اختیار هیئت مدیره است که برابر با نسبت سهام در اختیار هیئت مدیره شرکت i در دوره t نسبت به کل سهام منتشر شده شرکت است (شن و همکاران، ۲۰۲۱).

$INSHR_{i,t}$: مالکان نهادی به‌عنوان نماینده‌ای از ذینفعان در راستای نظارت بر عملکرد هیئت مدیره مورد توجه محققین بوده‌اند. سیاست‌های کنترلی و نظارتی مالکان نهادی بر تصمیمات هیئت مدیره در راستای کاهش تضاد منافع بین مالکان و مدیران صورت می‌گیرد و انتظار می‌رود که تصمیمات مدیریتی در راستای حفظ ارزش سهامداران و مالکان را تحت تأثیر خود قرار دهد. از این رو نسبت مالکیت نهادی به عنوان متغیر کنترلی در مدل‌های تحقیق لحاظ شده و برابر با نسبت سهام در اختیار مالکان نهادی شرکت i در دوره t است (شن و همکاران، ۲۰۲۱).

$SIZE_{i,t}$: انتظار می‌رود شرکت‌های بزرگتر به دلیل ارزش بالاتر دارایی‌ها و از طرفی جذابیت بیشتر برای سرمایه گذاران به دلیل پایین بودن ریسک انحلال و ورشکستگی، اثرگذاری قوی تری بر بازده گروه و صنعت داشته باشند. از این رو اندازه شرکت به عنوان یک متغیر کنترلی در مدل تحقیق در نظر گرفته شده است. این متغیر برابر با لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت است (شن و همکاران، ۲۰۲۱).

$ROE_{i,t}$: بازده حقوق صاحبان سهام یکی از عوامل تعیین‌کننده جذابیت سهم برای سرمایه‌گذاران است. عواید بدست آمده در قیاس با ارزش سرمایه‌گذاری شده صاحبان سهام را می‌توان به عنوان معیار عملکرد بازار شرکت برای صاحبان سهام در نظر گرفت. از این رو انتظار می‌رود که تأثیر قابل توجهی بر همزمانی بازده نیز داشته باشد. بازده حقوق صاحبان سهام شرکت i در دوره t برابر با نسبت سود خالص به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت است (شن و همکاران، ۲۰۲۱).

$LEV_{i,t}$: به طور مورد انتظار، اهرم مالی شرکت‌ها تعیین‌کننده سیاست‌های سرمایه‌گذاری و مدیریت دارایی‌های شرکت است. انتظار می‌رود شرکت‌های با اهرم‌های مالی بالا در شرایط عدم اطمینان اقتصادی، با محدودیت‌های بیشتری در تأمین مالی مواجه گردند که این عامل نیز بر عملکرد مالی و بازار آنها بی تأثیر نخواهد بود. از این رو این متغیر به عنوان یک متغیر کنترلی در مدل تحقیق لحاظ شده است. اهرم مالی شرکت i در دوره t برابر با نسبت ارزش دفتری کل بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت است (شن و همکاران، ۲۰۲۱).

$TOBINQ_{i,t}$: شاخص کیوتوبین به عنوان معیار ارزش دارایی‌های شرکت یک عامل تعیین‌کننده در ترجیح سهام شرکت خواهد بود. شرکت‌های با نسبت کیوتوبین بالاتر، ارزش بالاتری در سهام خود تجربه می‌کنند که این عامل می‌تواند بر همزمانی بازده آنها با صنعت و بازار بیافزاید. شاخص کیوتوبین شرکت i در دوره t برابر با نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت است (شن و همکاران، ۲۰۲۱).

$FIRST_{i,t}$: بزرگ‌ترین سهامدار نهادی شرکت به دلیل کنترل بیشتر بر تصمیمات هیئت مدیره و منافع تحت ریسک بیشتر در شرکت، می‌تواند نقش بسزایی در تصمیمات هیئت مدیره و در نتیجه، در عملکرد شرکت

داشته باشد. از این رو کنترل اثر این عامل در مدل می‌تواند تا حدودی همزمانی بازده ناشی از عملکرد مالی شرکت و تصمیمات هیئت مدیره را تبیین نماید. این متغیر برابر با نسبت مالکیت سهام در اختیار اولین-بزرگترین سهامدار شرکت است (شن و همکاران، ۲۰۲۱).

داده‌های مورد نیاز از لوح فشردهٔ ره آورد نوین و نیز گزارش‌های انتشار یافتهٔ سازمان بورس و اوراق بهادار جمع‌آوری شده است. تجزیه وتحلیل داده‌های پژوهش با استفاده از نرم افزار *Eviews* نسخه ۱۰ و *R* نسخه ۴,۱,۲ در سطح معناداری ۹۵ درصد انجام گرفته است.

۵- یافته‌های پژوهش

شاخص‌های مرکزی و پراکنش متغیرهای تحقیق در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
همزمانی قیمت	-۱/۹۸۲۷	-۱/۷۸۴۴	۱/۴۴۳۵	-۸/۱۸۸۸	۱/۳۹۴۷
نااطمینانی در سیاست‌های پولی (آنتروپی)	۵/۶۵۵۴	۵/۶۶۱۸	۵/۸۳۹۸	۵/۵۱۵۸	۰/۰۹۰۱
نااطمینانی در سیاست‌های پولی (مدل گارچ)	۸۴۶/۴۷۷۷	۲۱۸/۰۳۵۹	۳۱۶۳/۱۴۵	۶۷/۵۴۵۳	۱۰۵۳/۸۴۶
مالکیت مدیریتی	۰/۱۲۶۴	۰/۱۲۶۳	۰/۱۹۹۹	۰/۰۵۰۰	۰/۰۴۳۵
مالکیت نهادی	۰/۴۶۵۷	۰/۴۶۵۱	۰/۶۲۹۹	۰/۳۰۰۶	۰/۰۹۶۷
اندازه شرکت	۱۲/۹۵۱۸	۱۲/۹۵۸۲	۱۳/۳	۱۲/۶۰۰۲	۰/۲۰۳۱
بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۳۶۶۸	۰/۳۶۶۳	۰/۵۸۹۰	۰/۱۵۰۳	۰/۱۲۴۵
اهرم مالی	۰/۶۹۸۳	۰/۷۰۰۳	۰/۹۲۹۸	۰/۴۶۰۰	۰/۴۶۰۰
کیوتوبین	۲/۵۸۳۸	۲/۵۶۲۱	۴/۱۹۷۷	۰/۹۱۰۹	۰/۹۱۰۹
مالکیت بزرگترین سهامدار نهادی	۰/۱۵۰۹	۰/۱۵۰۲	۰/۱۹۹۹	۰/۱۰۰۰	۰/۱۰۰۰
تعدیل نسبت بدهی (کاهشی)	۰/۵۰۴۷	۱	۱	۰	۰
تعدیل نگهداشت وجه نقد (افزایشی)	۰/۵۱۲۲	۱	۱	۰	۰
استراتژی سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری کمتر از حد)	۰/۵۱۷۸	۱	۱	۰	۰

مطابق با یافته‌های جدول (۱) مشاهده می‌شود که متوسط معیار همزمانی قیمت برابر با ۱/۹۸- بدست آمده و دامنه تغییرات بزرگ برای این متغیر نشان از تنوع نمونه تحقیق از نظر همزمانی قیمت دارد. معیار نااطمینانی در سیاست‌های پولی بر پایه آنتروپی به طور میانگین برابر با ۵/۶۵۵۴ برآورد شده در حالی که این معیار بر پایه روش گارچ برابر با ۸۴۶/۴۷ بدست آمده است. مقایسه دو معیار نااطمینانی نشان می‌دهد که روش انتروپی در برآورد نااطمینانی سیاست‌های پولی از دامنه تغییرات محدودتری برخوردار است و این نتیجه را می‌توان به نزدیک بودن رفتار توزیعی قیمت سهام شرکت‌های مورد مطالعه نسبت داد، در حالی که دامنه تغییرات بزرگ برای روش گارچ نشان می‌دهد که الگوهای خودرگرسیونی برازش شده به قیمت سهام شرکت‌ها دارای تفاوت‌های زیادی در ضرایب الگو و در نتیجه، در نااطمینانی‌های براورد شده بوده‌اند. نسبت مالکیت مدیریتی و نهادی شرکت‌ها به ترتیب برابر با ۰/۱۲۶۴ و ۰/۴۶۵۷ بوده و اندازه شرکت‌ها نیز در مقیاس لگاریتمی برابر با ۱۲/۹۵۱۸ برآورد شده است. بازده حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها به طور میانگین برابر با ۰/۳۶۶۸ و اهرم مالی شرکت‌ها دارای متوسط ۰/۶۹۸۳ بوده است. معیار کیوتوبین نیز به عنوان شاخص رشد شرکت دارای متوسط ۲/۵۸۳۸ بوده است. همچنین میزان تملک بزرگترین سهامدار نهادی شرکت‌ها از کل سهام شرکت به طور میانگین برابر با ۰/۱۵۰۹ برآورد شده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که ۵۰/۴۷ درصد از مشاهدات نشان از تعدیل نسبت بدهی در ساختار سرمایه در راستای پاسخ به نااطمینانی‌های محیطی بوده‌اند. این نسبت برای تعدیل نگهداشت وجه نقد برابر با ۵۱/۲۲ درصد و برای

سرمایه‌گذاری کمتر از حد برابر با ۵۱/۷۸ درصد برآورد شده است.

در ادامه و پیش از برازش مدل‌های رگرسیونی تحقیق، از آمارهٔ آزمون F لیمر برای تشخیص اثرات مقطعی در مدل تحقیق استفاده شده است. نتایج به دست آمده از این آزمون، برای هر ۸ مدل تحقیق با سطوح معناداری بزرگتر از ۰/۰۵ بیانگر عدم معناداری اثرات مقطعی در مدل‌های تحقیق و استفاده از روش داده‌های تلفیقی است.

با استناد به یافته‌های جدول (۲)، اثرات مقطعی در هیچ یک از مدل‌های رگرسیونی تحقیق در نظر گرفته نشده و مدل‌ها به روش داده‌های تلفیقی برازش داده شدند. قابل ذکر است که در برازش مدل‌های رگرسیونی از بردار مقادیر وزن برای مشاهدات استفاده شد. با توجه به یافته‌های هر مدل، انحراف استاندارد یکی از نسبت‌های مالی مورد مطالعه در تحقیق، به عنوان متغیر وزن مناسب برای مشاهدات در نظر گرفته شده است و یافته‌های مدل‌های تحقیق بر پایه برازش رگرسیون وزنی داده‌های تلفیقی ارائه شده‌اند. جدول (۳) نتایج برازش مدل‌های رگرسیونی در راستای آزمون فرضیه اول تحقیق را نشان می‌دهد.

مطابق با نتایج جدول (۳) مشاهده می‌شود که عدم اطمینان در سیاست‌های پولی تحت روش آنتروپی (*beta* = -۰/۱۱۷۴) و بر پایه مدل گارچ (۰/۰۰۰۰۲۷- = *beta*) تأثیرگذاری معکوس و معناداری بر همزمانی قیمت سهام نشان داده اند. قابل ذکر است که روش آنتروپی در سنجش عدم اطمینان در سیاست‌های پولی نشانگر میزان بی نظمی در نرخ ارز و توزیع احتمالی آن است، در حالی که عدم اطمینان برآمده از روش گارچ موید میزانی از تغییرات در نرخ ارز است که از طریق مقادیر گذشته آن قابل تبیین و پیش‌بینی نیست. بنابراین در تبیین و تفسیر یافته‌های این دو مدل می‌توان این طور ادعا نمود که با افزایش بی نظمی در مقادیر توزیع احتمال نرخ ارز، یا با افزایش مقدار تغییرات غیر قابل پیش‌بینی نرخ ارز، به طور مورد انتظار از میزان همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها کاسته می‌شود. بنابراین، ارتباط معکوس و معنادار بین عدم اطمینان در سیاست‌های پولی و همزمانی قیمت مورد تایید است که موید فرضیه اول تحقیق بوده است. مطابق با این یافته‌ها به نظر می‌رسد که با افزایش نااطمینانی سیاست‌های پولی (نرخ ارز) که تعیین‌کننده بسیاری از سیاست‌های راهبردی مدیران در راستای مدیریت هزینه و درآمد شرکت است، سمت و سوی تغییرات قیمت و بازده سهام شرکت ها، بیشتر در خلاف جهت حرکت بازار خواهد بود. این یافته‌ها را می‌توان به وابستگی بالای بازار سرمایه در ایران به شرایط کلان اقتصادی و به خصوص نرخ ارز نیز نسبت داد. با افزایش نااطمینانی در نرخ ارز،

جدول ۲: نتایج آزمون‌های تشخیصی لیمر

مدل	روش سنجش عدم اطمینان سیاست‌های پولی	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معناداری
فرضیه اول	آنتروپی	۰/۸۵۲۰	(۱۱۷ ،۹۳۶)	۰/۸۶۳۰
	گارچ	۰/۸۴۸۴	(۱۱۷ ،۹۳۶)	۰/۸۶۹۴
فرضیه دوم	آنتروپی	۰/۸۴۸۶	(۱۱۷ ،۹۳۶)	۰/۸۶۹۰
	گارچ	۰/۸۴۷۵	(۱۱۷ ،۹۳۶)	۰/۸۷۰۹
فرضیه سوم	آنتروپی	۰/۸۵۲۹	(۱۱۷ ،۹۳۶)	۰/۸۶۱۴
	گارچ	۰/۸۵۱۲	(۱۱۷ ،۹۳۶)	۰/۸۶۴۴
فرضیه چهارم	آنتروپی	۰/۸۵۷۸	(۱۱۷ ،۹۳۶)	۰/۸۵۲۴
	گارچ	۰/۸۵۰۴	(۱۱۷ ،۹۳۶)	۰/۸۶۵۹

جدول ۳ : نتایج تخمین اثر نااطمینانی سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام

مدل	مبتنی بر آنتروپی	مبتنی بر مدل *GARCH*

متغیر مستقل	ضریب	آماره t	معناداری	VIF	ضریب	آماره t	معناداری	VIF
EPU(-1)	-۰/۱۱۷۴	-۱۲/۳۵۳۲	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۲۱	-۰/۰۰۰۰۲۷	-۴/۸۰۱۷	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۶۸
MASHR(-1)	۰/۲۲۳۵	۲/۸۷۸۳	۰/۰۰۴۱	۱/۰۰۴۴	-۰/۳۰۸۷	-۳/۱۰۴۸	۰/۰۰۲۰	۱/۰۰۵۵
INSHR(-1)	-۰/۶۱۵۲	-۱۲/۴۷۷۷	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۴۴	-۰/۳۵۰۶	-۷/۵۲۶۳	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۳۷
SIZE(-1)	۰/۱۴۱۳	۷/۱۵۱۳	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۷۴	۰/۱۱۶۸	۵/۵۳۶۱	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۸۱
ROE(-1)	۰/۲۱۹۱	۵/۲۰۲۵	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۴۳	-۰/۰۴۹۷	-۱/۳۳۰۳	۰/۱۸۳۸	۱/۰۰۴۱
LEV(-1)	۰/۲۴۴۳	۶/۹۷۰۶	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۴۳	۰/۴۶۷۸	۱۵/۱۲۲۱	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۷۲
TOBINQ(-1)	-۰/۰۴۹۱	-۱۰/۱۳۰۷	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۳۲	-۰/۰۲۷۰	-۵/۴۷۷۵	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۵۳
FIRST(-1)	-۱/۸۵۴۹	-۱۲/۹۷۵۲	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۵۹	-۲/۱۳۹۲	-۱۴/۰۴۰۳	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۵۰
C	-۱/۹۳۲۴	-۶/۸۳۳۱	۰/۰۰۰۰	-	-۱/۰۹۵۴	-۳/۷۳۳۳	۰/۰۰۰۲	-
آزمون تحلیل واریانس	۳۷۲/۷۷۰۹ (p-value = ۰/۰۰۰)				۳۱۰/۴۱۶۲ (p-value = ۰/۰۰۰)			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۷۸۱				۰/۷۴۴۸			
آزمون بروش پاگان گادفری	۲/۱۴۶۷ (p-value = ۰/۰۶۹۲)				۱/۹۲۳۴ (p-value = ۰/۰۵۳۱)			
آزمون بروش گادفری	۱/۵۵۵۷ (p-value = ۰/۲۱۱۵)				۱/۶۵۱۱ (p-value = ۰/۱۹۲۳)			
آزمون جارک-برا	۱/۵۲۳۹ (p-value = ۰/۴۶۶۷)				۳/۴۰۸۲ (p-value = ۰/۱۸۱۹)			

میزان پیش‌بینی پذیری از عملکرد آتی شرکت‌ها و به خصوص ارزش ذاتی دارایی‌های نقدی نیز کاسته می‌شود و در چنین شرایطی، تلاطمات ارزی به بازار سرمایه منتقل شده و پیش‌بینی پذیری آتی بازار را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. لذا توجه سرمایه گذاران در این شرایط به شرکت‌هایی با عملکرد پایدارتر جلب خواهد شد و دیگر اتکا به روندهای کلی بازار ارزش کمتری پیدا خواهد کرد. اینجاست که همزمانی قیمت و بازده کاهش می‌یابد.

همچنین باید توجه داشت که افزایش آنتروپی با افزایش دامنه تغییرات متغیر نیز همراه است. بنابراین عدم اطمینان تحت معیار آنتروپی را می‌توان به منزله بزرگی دامنه نوسانات نرخ ارز طی یک دوره مالی قلمداد نمود. نتایج حاصل از آزمون مفروضات اولیه مدل‌های رگرسیونی شامل آزمون همسانی واریانس (۰/۰۶۹۲ و ۰/۰۵۳۱ = *p-value*)، استقلال (۰/۲۱۱۵ و ۰/۱۹۲۳ = *p-value*) و نرمال بودن توزیع جملات خطا (۰/۴۶۶۷ و ۰/۱۸۱۹ = *p-value*) نیز با سطوح معناداری بزرگتر از ۰/۰۵ نشان دهنده برقراری مفروضات اولیه رگرسیونی در هر دو مدل است. سطح معناداری کلی مدل نیز کوچکتر از ۰/۰۵ بدست آمده که نشان از معنادار کلی مدل‌های مذکور دارد. مطابق با ضرایب تعیین بدست آمده برای دو مدل می‌توان ۷۷/۸۱ درصد از تغییرات موجود در همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها را از طریق مدل (۱) و تحت معیار آنتروپی و ۷۴/۴۸ درصد آن را از طریق مدل (۱) تحت مدل گارچ در تخمین عدم اطمینان سیاست‌های پولی تبیین و کنترل نمود. از این رو مدل‌های رگرسیونی آزمون فرضیه اول تحقیق از اعتبار کافی برخوردار بوده‌اند.

جدول (۴)، نتایج حاصل از آزمون اثر تعدیل‌کننده نسبت بدهی بر رابطه بین عدم اطمینان در سیاست‌های پولی و همزمانی قیمت سهام را نشان می‌دهد.

جدول ۴ : نتایج تخمین اثر نسبت بدهی بر رابطه نااطمینانی سیاست‌های پولی و همزمانی قیمت سهام

مدل	مبتنی بر آنتروپی	مبتنی بر مدل GARCH

متغیر مستقل	ضریب	آماره *t*	معناداری	*VIF*	ضریب	آماره *t*	معناداری	*VIF*
EPU(-1)	-۰/۰۲۰۲	-۲/۰۲۱۴	۰/۰۴۳۵	۱/۹۳۲۵	-۰/۰۰۰۰۲۳	-۲/۲۱۶۶	۰/۰۲۶۹	۲/۰۶۹۶
DDEBT	-۰/۳۶۲۱	-۲/۰۸۴۷	۰/۰۳۷۳	۲/۰۱۰۴	۰/۰۳۹۳	۳/۲۵۱۵	۰/۰۰۱۲	۲/۳۰۴۸
EPU(-1) × DDEBT	-۰/۰۶۸۲	-۲/۲۰۲۵	۰/۰۲۷۸	۲/۰۱۹۸	-۰/۰۰۰۰۳	-۲/۵۴۷۱	۰/۰۱۱۰	۲/۹۰۴۷
MASHR(-1)	۰/۴۱۹۱	۴/۰۳۰۹	۰/۰۰۰۱	۱/۰۰۸۳	۰/۴۱۲۷	۳/۷۶۷۸	۰/۰۰۰۲	۱/۰۰۸۴
INSHR(-1)	-۰/۰۸۹۸	-۱/۹۱۲۰	۰/۰۵۶۱	۱/۰۰۴۳	-۰/۰۸۱۷	-۱/۷۲۵۵	۰/۰۸۴۷	۱/۰۰۴۹
SIZE(-1)	۰/۱۸۷۶	۸/۶۱۰۹	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۷۸	۰/۱۷۹۶	۸/۰۹۸۸	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۸۷
ROE(-1)	۰/۱۰۴۹	۳/۴۱۸۶	۰/۰۰۰۷	۱/۰۰۳۰	۰/۰۴۱۰	۲/۲۰۷۴	۰/۰۲۷۵	۱/۰۰۴۶
LEV(-1)	-۰/۱۰۵۳	-۳/۰۵۸۱	۰/۰۰۲۳	۱/۴۸۷۴	-۰/۰۹۵۱	-۲/۶۸۹۸	۰/۰۰۷۳	۱/۴۹۰۳
TOBINQ(-1)	-۰/۰۱۵۱	-۳/۷۲۴۴	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۳۸	-۰/۰۱۶۹	-۳/۹۰۶۲	۰/۰۰۰۱	۱/۰۰۵۹
FIRST(-1)	۱/۲۶۷۷	۷/۴۴۲۵	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۸۴	۱/۲۱۰۱	۷/۷۲۶۸	۰/۰۰۰۰	۱/۰۱۰۹
C	-۲/۲۳۵۹	-۷/۷۶۵۵	۰/۰۰۰۰	-	-۲/۲۴۴۳	-۷/۸۲۷۱	۰/۰۰۰۰	-
آزمون تحلیل واریانس	۲۹/۱۸۳۶ (*p-value* = ۰/۰۰۰)				۲۹/۱۵۳۱ (*p-value* = ۰/۰۰۰)			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۰۹۸				۰/۲۰۹۷			
آزمون بروش پاگان گادفری	۲/۴۵۵۶ (*p-value* = ۰/۰۶۶۷)				۱/۶۳۶۸ (*p-value* = ۰/۰۹۱۳)			
آزمون بروش گادفری	۱/۱۴۵۰ (*p-value* = ۰/۳۱۸۶)				۱/۲۸۷۳ (*p-value* = ۰/۲۷۶۴)			
آزمون جارک-برا	۱/۴۸۰۷ (*p-value* = ۰/۴۷۶۹)				۱/۴۲۱۲ (*p-value* = ۰/۴۹۱۳)			

مطابق با یافته‌های جدول (۴) مشاهده می‌شود که مفروضات اولیه رگرسیونی شامل همسانی واریانس (*p-value* = ۰/۰۹۱۳ و ۰/۰۶۶۷)، استقلال (۰/۳۱۸۶ و *p-value* = ۰/۲۷۶۴) و نرمال بودن توزیع جملات خطا (*p-value* = ۰/۴۹۱۳ و ۰/۴۷۶۹) در سطح معناداری ۰/۰۵ برقرار بوده‌اند. سطح معناداری کلی مدل نیز کوچکتر از ۰/۰۵ بدست آمده که نشان از معنادار کلی مدل‌های مذکور دارد. می‌توان ۲۰/۹۸ درصد از تغییرات موجود در همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها را از طریق مدل (۲) و تحت معیار آنتروپی و ۲۰/۹۷ درصد آن را از طریق مدل (۱) تحت مدل گارچ در تخمین عدم اطمینان سیاست‌های پولی تبیین و کنترل نمود. بر اساس یافته‌های این دو مدل، عدم اطمینان در سیاست‌های پولی تحت روش آنتروپی (-۰/۰۲۰۲ = *beta*) و بر پایه مدل گارچ (-۰/۰۰۰۰۲۳ = *beta*) تأثیرگذاری معکوس و معناداری بر همزمانی قیمت سهام نشان داده‌اند. نتایج برای اثر تعدیل‌کننده نسبت بدهی در این رابطه نشان می‌دهد که در شرکت‌هایی که کاهش نسبت بدهی را در ساختار سرمایه خود تجربه می‌کنند، اثر عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر روی کاهش همزمانی قیمت سهام آنها شدیدتر است. این نتیجه بر پایه مقایسه ضرایب تأثیر رگرسیونی α_1 و α_3 در دو مدل فوق حاصل می‌شود. در شرایط کاهش نسبت بدهی (*DDEBT* = ۱)، عدم اطمینان سیاست‌های پولی (تحت معیار آنتروپی) تأثیری برابر با -۰/۰۸۸۴ (-۰/۰۲۰۲ -۰/۰۶۸۲-) بر روی همزمانی قیمت دارد، در حالی که در شرایط افزایش نسبت بدهی و یا ثبات نسبت بدهی در ساختار سرمایه (*DDEBT* = ۰) این تأثیرگذاری برابر با -۰/۰۲۰۲ بوده است. همچنین تحت معیار عدم اطمینان ناشی از مدل گارچ نیز مشاهده می‌شود که در شرایط کاهش نسبت بدهی (*DDEBT* = ۱)، عدم اطمینان سیاست‌های پولی تأثیری برابر با -۰/۰۰۰۰۵۳ (-۰/۰۰۰۰۲۳ -۰/۰۰۰۰۳-) بر روی همزمانی قیمت دارد، در حالی که در شرایط افزایش نسبت بدهی و یا ثبات نسبت بدهی در ساختار سرمایه (*DDEBT* = ۰) این تأثیرگذاری برابر با -۰/۰۰۰۰۲۳ بوده

است. بنابراین طبق این نتایج، می‌توان ادعا نمود که کاهش نسبت بدهی در ساختار سرمایه، تأثیر معکوس عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام را افزایش می‌دهد و بنابراین فرضیه دوم تحقیق در سطح خطای ۰/۰۵ مورد پذیرش واقع نشده است. اگرچه انتظار بر این بوده که تعدیلات کاهشی نسبت بدهی در ساختار سرمایه با هدف بکارگیری بیشتر وجوه نقد در فعالیت‌های تأمین مالی و سرمایه‌گذاری از راهبردهای مطلوب مدیران در شرایط نااطمینانی پولی باشد. چرا که در این حالت، شرکت علاوه بر کاهش هزینه‌های سرمایه خود، وجوه نقدی که ارزش ذاتی آنها در معرض ریسک است را بکار گرفته و از این طریق به حفظ ارزش ذاتی دارایی‌های خود از طریق سرمایه‌گذاری آنها در اموال و ماشین آلات، فعالیت‌های عملیاتی و سرمایه‌گذاری کمک می‌کند. در حالی که یافته‌های این فرضیه خلاف انتظار محقق را نشان داده و علت آن را می‌توان در این امر جستجو کرد که با افزایش نااطمینانی سیاست‌های پولی، تغییر قابل توجهی در هزینه‌های سرمایه شرکت‌ها ایجاد نشده است و ثبات نرخ بهره طی چند سال اخیر در مقایسه با تغییرات نرخ ارز، گویای این واقعیت است. لذا در چنین شرایطی، کاهش نسبت بدهی در ساختار سرمایه به منزله عدم استفاده از نرخ‌های بهره پایدار و پذیرش ریسک از دست دادن ارزش ذاتی وجوه نقد خواهد بود که به نوبه خود می‌تواند پیامدهای منفی نااطمینانی در سیاست‌های پولی را در کاهش همزمانی قیمت سهام تشدید نماید. جدول (۵)، نتایج حاصل از آزمون اثر تعدیل‌کننده نگهداشت وجه نقد بر رابطه بین عدم اطمینان در سیاست‌های پولی و همزمانی قیمت سهام را نشان می‌دهد.

جدول ۵: نتایج تخمین اثر نگهداشت وجه نقد بر رابطه نااطمینانی سیاست‌های پولی و همزمانی قیمت سهام

مدل	مبتنی بر آنتروپی				مبتنی بر مدل *GARCH*			
متغیر مستقل	ضریب	آماره *t*	معناداری	*VIF*	ضریب	آماره *t*	معناداری	*VIF*
EPU(-1)	-۰/۱۹۰۸	-۱۹/۷۸۲۲	۰/۰۰۰۰	۲/۱۲۸۵	-۰/۰۰۰۱۸	-۲۳/۰۲۵۶	۰/۰۰۰۰	۲/۰۴۹۶
DCASH	۰/۵۱۹۹	۷/۰۲۲۳	۰/۰۰۰۰	۲/۰۱۱۶	-۰/۲۵۴۴	-۲۳/۱۹۸۷	۰/۰۰۰۰	۱/۸۴۴۳
EPU(-1) × DCASH	-۰/۱۲۵۹	-۸/۸۳۷۱	۰/۰۰۰۰	۲/۰۲۳۲	-۰/۰۰۰۱	-۹/۸۲۷۸	۰/۰۰۰۰	۲/۸۸۳۷
MASHR(-1)	۰/۴۶۱۳	۶/۰۴۳۴	۰/۰۰۰۰	۱/۰۱۰۸	-۰/۲۵۹۰	-۳/۶۲۴۲	۰/۰۰۰۳	۱/۰۱۴۵
INSHR(-1)	-۰/۳۸۱۴	-۹/۵۸۳۲	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۴۳	-۰/۰۹۱۱	-۲/۶۱۹۵	۰/۰۰۹۰	۱/۰۰۷۷
SIZE(-1)	۰/۲۲۶۷	۹/۳۸۶۴	۰/۰۰۰۰	۱/۰۱۰۹	۰/۰۶۶۵	۳/۳۲۶۱	۰/۰۰۰۹	۱/۰۱۳۷
ROE(-1)	۰/۱۱۸۷	۳/۲۴۶۵	۰/۰۰۱۲	۱/۰۰۶۳	۰/۰۵۷۶	۲/۱۹۳۶	۰/۰۲۸۶	۱/۰۰۳۲
LEV(-1)	-۰/۱۸۵۲	-۵/۵۲۵۴	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۴۴	-۰/۱۴۴۹	-۴/۹۳۶۶	۰/۰۰۰۰	۱/۰۱۰۰
TOBINQ(-1)	-۰/۰۵۰۹	-۱۲/۵۹۳۸	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۶۰	-۰/۰۵۵۶	-۱۴/۳۲۳۳	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۵۳
FIRST(-1)	-۲/۴۲۹۵	-۲۰/۳۰۹۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۶۲	-۲/۴۴۲۴	-۲۳/۵۵۱۱	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۸۴
C	-۳/۰۴۰۴	-۹/۰۱۴۲	۰/۰۰۰۰	-	۰/۱۴۱۰	۰/۵۲۰۵	۰/۶۰۲۸	-
آزمون تحلیل واریانس	(*p-value* = ۰/۰۰۰) ۵۴۸/۸۶۹۷				(*p-value* = ۰/۰۰۰) ۶۵۲/۱۱۴۷			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۷۸۸				۰/۸۹۶۰			
آزمون بروش پاگان گادفری	(*p-value* = ۰/۷۲۴۷) ۰/۱۲۴۱				(*p-value* = ۰/۷۲۲۵) ۰/۱۲۶۱			
آزمون بروش گادفری	(*p-value* = ۰/۳۱۹۳) ۱/۱۴۲۷				(*p-value* = ۰/۲۸۹۰) ۱/۲۴۲۹			
آزمون جارک-برا	(*p-value* = ۰/۶۵۹۰) ۰/۸۳۳۹				(*p-value* = ۰/۷۸۶۷) ۰/۴۷۹۶			

مطابق با یافته‌های جدول (۵) مشاهده می‌شود که مفروضات اولیه رگرسیونی شامل همسانی واریانس (*p-value* = ۰/۷۲۲۵ و ۰/۷۲۴۷)، استقلال (۰/۳۱۹۳ و *p-value* = ۰/۲۸۹۰) و نرمال بودن توزیع جملات خطا (۰/۶۵۹۰ و *p-value* = ۰/۷۸۶۷) در سطح معناداری ۰/۰۵ برقرار بوده‌اند. سطح معناداری کلی مدل نیز کوچک‌تر از

۰/۰۵ بدست آمده که نشان از معنادار کلی مدل‌های مذکور دارد. مطابق با ضرایب تعیین بدست آمده برای دو مدل می‌توان ۸۷/۸۸ درصد از تغییرات موجود در همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها را از طریق مدل (۳) و تحت معیار آنتروپی و ۸۹/۶۰ درصد آن را از طریق مدل (۳) تحت مدل گارچ در تخمین عدم اطمینان سیاست‌های پولی تبیین و کنترل نمود. مطابق با یافته‌های این دو مدل، عدم اطمینان در سیاست‌های پولی تحت روش آنتروپی (*beta* = -۰/۱۹۰۸) و بر پایه مدل گارچ (*beta* = -۰/۰۰۰۱۸) تأثیرگذاری معکوس و معناداری بر همزمانی قیمت سهام نشان داده است. نتایج برای اثر تعدیل‌کننده نگهداشت وجه نقد در این رابطه نشان می‌دهد که در شرایط افزایش وجه نقد نگهداری شده در شرکت (*DCASH* = ۱)، عدم اطمینان سیاست‌های پولی (تحت معیار آنتروپی) تأثیری برابر با ۰/۳۱۶۷- (۰/۱۹۰۸- ۰/۱۲۵۹-) بر روی همزمانی قیمت دارد، در حالی که در شرایط کاهش نسبت وجه نقد نگهداری شده در شرکت و یا ثبات آن (*DCASH* = ۰) این تأثیرگذاری برابر با ۰/۱۹۰۸- بوده است. همچنین تحت معیار عدم اطمینان ناشی از مدل گارچ نیز مشاهده می‌شود که در شرایط افزایش نگهداشت وجه نقد در شرکت (*DCASH* = ۱)، عدم اطمینان سیاست‌های پولی تأثیری برابر با ۰/۰۰۰۲۸- (۰/۰۰۰۱۸- ۰/۰۰۰۱-) بر روی همزمانی قیمت دارد، در حالی که در شرایط کاهش وجه نقد نگهداری شده یا ثبات آن (*DCASH* = ۰) این تأثیرگذاری برابر با ۰/۰۰۰۱۸- بوده است. مطابق با این یافته ها، می‌توان ادعا نمود که افزایش نسبت وجه نقد نگهداری شده در شرکت، تأثیر معکوس عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام را افزایش می‌دهد و بنابراین فرضیه سوم تحقیق در سطح خطای ۰/۰۵ مورد پذیرش واقع نشده است. همانطور که در تبیین یافته‌های فرضیه دوم تحقیق اشاره شد، به نظر می‌رسد مدیرانی که اقدام به افزایش نگهداشت وجوه نقد کرده‌اند، پیامدهای شدیدتری از نااطمینانی‌های نرخ ارز را در همزمانی قیمت سهام خود تجربه کرده‌اند. این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش نااطمینانی در نرخ ارز و اثرات کاهنده آن بر ارزش وجه نقد نگهداری شده، شرکت‌ها در شرایط خاص‌تری نسبت به صنعت و کل بازار قرار می‌گیرند. لذا به نظر می‌رسد که در شرایط نااطمینانی سیاست‌های پولی به خصوص نرخ ارز که مورد توجه آحاد جامعه ایران است، سرمایه‌گذاری وجوه نقد در دارایی‌های ثابت و فعالیت‌های تولیدی و پروژه‌های سرمایه‌گذاری می‌تواند ضمن حفظ ارزش ذاتی وجوه نقد، به کاهش اثرات سوء نااطمینانی در سیاست‌های پولی از منظر همزمانی قیمت کمک کند. اگرچه کاهش همزمانی قیمت تنها در شرایط نزولی بازار به سود شرکت است و مادامی که تاثیر نااطمینانی‌های پولی بر بازار سرمایه در جهت عکس باشد، افزایش نگهداشت وجه نقد توسط شرکت‌ها می‌تواند مفید شمرده شود. جدول (۶)، نتایج حاصل از آزمون اثر تعدیل‌کننده استراتژی سرمایه‌گذاری کمتر از حد بر رابطه بین عدم اطمینان در سیاست‌های پولی و همزمانی قیمت سهام را نشان می‌دهد.

بر اساس یافته‌های جدول (۶)، مفروضات اولیه رگرسیونی شامل همسانی واریانس (۰/۷۰۵۲ و ۰/۷۵۵۱ = *p-value*)، استقلال (۰/۳۲۰۹ و ۰/۲۵۴۱ = *p-value*) و نرمال بودن توزیع جملات خطا (۰/۷۲۹۴ و ۰/۴۷۱۲ = *p-value*) در سطح معناداری ۰/۰۵ برقرار بوده‌اند. سطح معناداری کلی مدل نیز کوچکتر از ۰/۰۵ بدست آمده که نشان از معنادار کلی مدل‌های مذکور دارد. مطابق با ضرایب تعیین بدست آمده برای دو مدل می‌توان ۳۵/۱۷ درصد از تغییرات موجود در همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها را از طریق مدل (۴) و تحت معیار آنتروپی و ۸۲/۷۳ درصد آن را از طریق مدل (۳) تحت مدل گارچ در تخمین عدم اطمینان سیاست‌های پولی تبیین و کنترل نمود. مطابق با یافته‌های این دو مدل مشاهده می‌شود که عدم اطمینان در سیاست‌های پولی تحت روش آنتروپی (*beta* = -۰/۰۰۴۰) و بر پایه مدل گارچ (-۰/۰۰۰۲ =

جدول ۶ : نتایج تخمین اثر استراتژی سرمایه‌گذاری بر رابطه نااطمینانی سیاست‌های پولی و همزمانی قیمت سهام

مدل	مبتنی بر آنتروپی				مبتنی بر مدل *GARCH*			
متغیر مستقل	ضریب	آماره *t*	معناداری	*VIF*	ضریب	آماره *t*	معناداری	*VIF*
EPU(-1)	-۰/۰۰۴۰	-۲/۴۳۸۴	۰/۰۱۴۹	۲/۰۰۷۹	-۰/۰۰۰۲	-۱۸/۶۸۲۸	۰/۰۰۰۰	۲/۱۷۵۲
DINV	-۰/۰۳۵۱	-۳/۲۱۶۱	۰/۰۰۱۳	۱/۹۹۳۱	-۰/۲۱۵۲	-۱۴/۴۳۰۳	۰/۰۰۰۰	۱/۸۲۶۸
EPU(-1) × DINV	-۰/۰۰۶۱	-۳/۱۵۲۶	۰/۰۰۱۷	۲/۰۰۵۳	-۰/۰۰۰۲	-۱۴/۵۴۸۱	۰/۰۰۰۰	۳/۰۵۹۶
MASHR(-1)	-۰/۰۲۷۵	-۳/۰۰۳۹	۰/۰۰۲۷	۱/۰۰۶۳	۰/۲۲۵۸	۲/۳۱۳۰	۰/۰۲۱۰	۱/۰۰۷۰
INSHR(-1)	۰/۰۰۰۶	۰/۱۷۱۲	۰/۸۶۴۱	۱/۰۰۴۲	-۰/۰۹۰۰	-۱/۴۷۸۰	۰/۱۳۹۸	۱/۰۰۵۱
SIZE(-1)	۰/۰۰۴۵	۲/۲۹۱۷	۰/۰۲۲۱	۱/۰۰۸۰	۰/۱۱۶۸	۵/۷۶۷۴	۰/۰۰۰۰	۱/۰۱۱۴
ROE(-1)	۰/۰۰۱۱	۰/۴۸۰۴	۰/۶۳۱۰	۱/۰۰۳۲	-۰/۱۴۰۸	-۳/۸۳۸۱	۰/۰۰۰۱	۱/۰۰۳۳
LEV(-1)	۰/۰۰۵۰	۱/۸۱۹۵	۰/۰۶۹۱	۱/۰۰۲۷	۰/۱۱۳۷	۳/۲۱۴۹	۰/۰۰۱۴	۱/۰۰۴۰
TOBINQ(-1)	-۰/۰۰۱۲	-۳/۴۳۹۶	۰/۰۰۰۶	۱/۰۰۴۰	-۰/۰۲۳۵	-۴/۸۳۷۸	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۵۰
FIRST(-1)	-۰/۰۵۳۵	-۴/۴۱۶۶	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۷۱	-۱/۴۴۵۹	-۹/۶۲۴۹	۰/۰۰۰۰	۱/۰۱۱۹
C	-۰/۰۲۰۸	-۰/۸۶۳۹	۰/۳۸۷۸	-	-۰/۹۴۹۱	-۳/۳۳۷۳	۰/۰۰۰۹	-
آزمون تحلیل واریانس	۶/۷۹۵۱ (*p-value* = ۰/۰۰۰)				۳۶۲/۶۹۸۵ (*p-value* = ۰/۰۰۰)			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۵۱۷				۰/۸۲۷۳			
آزمون بروش پاگان گادفری	۰/۱۴۳۱ (*p-value* = ۰/۷۰۵۲)				۰/۰۹۷۳ (*p-value* = ۰/۷۵۵۱)			
آزمون بروش گادفری	۱/۱۳۷۹ (*p-value* = ۰/۳۲۰۹)				۱/۳۷۱۷ (*p-value* = ۰/۲۵۴۱)			
آزمون جارک-برا	۰/۶۳۰۹ (*p-value* = ۰/۷۲۹۴)				۱/۵۰۴۵ (*p-value* = ۰/۴۷۱۲)			

beta) تأثیرگذاری معکوس و معناداری بر همزمانی قیمت سهام نشان داده است. نتایج برای اثر تعدیل‌کننده سرمایه‌گذاری کمتر از حد نشان می‌دهد که در شرایط سرمایه‌گذاری کمتر از حد (*DINV* = ۱)، عدم اطمینان سیاست‌های پولی (تحت معیار آنتروپی) تأثیری برابر با ۰/۰۱۰۱- (۰/۰۰۴۰- ۰/۰۰۶۱-) بر روی همزمانی قیمت دارد، در حالی که در شرایط سرمایه‌گذاری بیشتر از حد (*DINV* = ۰) این تأثیرگذاری برابر با ۰/۰۰۴۰- بوده است. همچنین تحت معیار عدم اطمینان ناشی از مدل گارچ نیز مشاهده می‌شود که در شرایط سرمایه‌گذاری کمتر از حد (*DINV* = ۱)، عدم اطمینان سیاست‌های پولی تأثیری برابر با ۰/۰۰۰۴- (۰/۰۰۰۲- ۰/۰۰۰۲-) بر روی همزمانی قیمت دارد، در حالی که در شرایط سرمایه‌گذاری بیش از حد (*DINV* = ۰) این تأثیرگذاری برابر با ۰/۰۰۰۲- بوده است. مطابق با این یافته ها، می‌توان ادعا نمود که استراتژی سرمایه‌گذاری کمتر از حد در شرکت‌ها، تأثیر معکوس عدم اطمینان در سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت سهام را افزایش می‌دهد و بنابراین فرضیه چهارم تحقیق در سطح خطای ۰/۰۵ مورد پذیرش واقع نشده است. در تبیین یافته‌های این فرضیه نیز می‌توان این طور نتیجه گرفت که در شرایط نااطمینانی سیاست‌های پولی، شرکت‌هایی که اقدام به کاهش سرمایه‌گذاری کرده‌اند، کاهش بیشتری در همزمانی قیمت تجربه کرده‌اند. اگرچه این نتایج در شرایط نزولی بازار می‌تواند به سود شرکت و سهامداران آن باشد، اما در شرایط صعودی بازار که موقعیت‌های خرید در اولویت قرار دارند، عملکرد معکوس برای سهام شرکت انتظار می‌رود. این یافته‌ها بیانگر این است که شرکت‌ها با کاهش سرمایه‌گذاری به عنوان یک راهبرد برای مواجهه با نااطمینانی‌های موجود در سیاست‌های پولی، در واقع ارزش وجوه نقد خود را در معرض ریسک کاهش قرار داده‌اند، اما این عمل موجب فاصله گرفتن آنها از روندهای بازار و صنعت شده است و به طور دقیق‌تر، تنها عرضه و تقاضای سهام شرکت و اطلاعات منحصر به خود شرکت بر قیمت و بازده آن تاثیرگذار بوده‌اند. مطابق با این نتیجه، اگرچه موید فرضیه تحقیق نیست، می‌توان انتظار داشت که در شرایط نااطمینانی بازار، اگر بازار روندهای نزولی را تجربه می‌کند، سیاست‌های سرمایه‌گذاری مدیران می‌تواند روند حرکت قیمت و ارزش سهام شرکت را از بازار جدا کرده و آن را تنها

به عرضه و تقاضای واقعی سهم وابسته سازد. از این رو همچنان، سرمایه‌گذاری کمتر از حد را می‌توان یک راهبرد برای مقابله با نااطمینانی‌های سیاست پولی به شمار آورد.

۶- بحث و نتیجه گیری

در پژوهش حاضر میزان همزمانی قیمت سهام در هر دوره بر پایه عدم قطعیت در سیاست‌های پولی دوره قبل مورد ارزیابی قرار گرفت. در این راستا نقش تعدیل‌کننده سه عامل شرکتی شامل نسبت بدهی، نگهداشت وجه نقد و سرمایه‌گذاری کمتر از حد به عنوان استراتژی‌های رقیب در شرایط نااطمینانی بازار بر روی این رابطه مورد بررسی قرار گرفت. طبق یافته‌های تحقیق مشاهده شد که نااطمینانی سیاست‌های پولی تحت هر دو معیار مورد سنجش، تأثیرگذاری معکوس بر همزمانی قیمت سهام داشته است. این نتیجه بیانگر این است که با افزایش نااطمینانی و دامنه نوسانات نرخ ارز، به عنوان نماینده‌ای از سیاست‌های پولی کشور، میزان همسویی حرکت قیمت سهام شرکت‌ها با مقدار شاخص صنعت و بازار کاهش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که نااطمینانی در شرایط اقتصاد کلان به طور مستقیم دارای اثراتی بر بازار سرمایه نیز بوده است و هیجانات منفی سرمایه گذاران در اثر این نااطمینانی ها، موجب ایجاد نوسانات غیرمنتظره در قیمت و کاهش همزمانی قیمت سهام شده است و این یافته‌ها با نتایج حاصل از تحقیقات شن و همکاران (۲۰۲۱)، دوان و همکاران (۲۰۲۰) و پنگ و همکاران (۲۰۱۷) همسو بوده است. همچنین طبق یافته‌های تحقیق مشاهده شد که استراتژی‌های مدیران در راستای کاهش نسبت بدهی، افزایش وجه نقد نگهداری شده و یا سرمایه‌گذاری کمتراز حد، نه تنها اثرات سوء عدم اطمینان سیاست‌های پولی بر همزمانی را کاهش نمی‌دهد، بلکه موجب تشدید اثر منفی آن بر همزمانی قیمت سهام نیز می‌شود. این نتایج نیز موید این است که با افزایش عدم اطمینان در سیاست‌های پولی، به طور خاص در نرخ ارز، سیاست‌هایی با هدف انباشت وجه نقد در شرکت و کاهش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری تنها موجب کاهش ارزش ذاتی دارایی‌ها می‌گردد و نمی‌تواند با انعاس اخبار مثبت در بازار سرمایه، اثرات منفی ناشی از عدم اطمینان پولی را تضعیف نماید. از این رو به نظر می‌رسد که در شرایط نااطمینانی سیاست‌های پولی، اقداماتی چون افزایش نسبت بدهی و تأمین مالی از محل منابع خارجی شرکت و سرمایه‌گذاری آن در پروژه‌هایی با ارزش خالص فعلی مثبت و همچنین کاهش سطح وجه نقد نگهداری شده، راهبردهایی هستند که می‌توانند اثرات سوء عدم اطمینان سیاست‌های پولی بر همزمانی قیمت را تضعیف نمایند. این اقدام با استناد به افزایش قابل توجه نرخ ارز طی چند سال اخیر و همچنین کاهش معنادار ارزش پول داخلی کشور، منطقی به نظر می‌رسد.

یاداشت‌ها

1. *Baker*
2. *Shen*
3. *Gul*
4. *Kim*
5. *Liu and Hou*
6. *Neifar and Ajili*
7. *Jiang*
8. *Gulen and Ion*
9. *Chen*
10. *Al-Thaqeb and Algharabali*
11. *Chan*
12. *Demir and Ersan*
13. *Zhang*
14. *Wang*
15. *Xiong*
16. *Narayan*
17. *Goodell*
18. *Qiu*
19. *Dang*
20. *Doan*
21. *Gao*
22. *Peng*
23. *Long*

فهرست منابع

* خدمتی سفیدان، حسین (۱۳۹۵). بررسی تأثیر شفافیت و محتوای اطلاعاتی قیمت سهام بر همزمانی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد الکترونیکی.
* سرتیپی، ساحل (۱۳۹۹). بررسی تأثیر اعتبار تجاری بر همزمانی قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، کارشناسی ارشد، موسسه آموزش عالی مقدس اردبیلی، گروه حسابداری.
* صفی طرج، عظیمه (۱۳۹۹). بررسی اثر ارتباطات سیاسی و بحران مالی بر عملکرد،ارزش و همزمانی قیمت سهام،

کارشناسی ارشد، دانشگاه سمنان، پردیس علوم انسانی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری.

* فاریابی، اکبر (۱۳۹۹). اعتبار تجاری و همزمانی قیمت سهام با نقش تعدیلگر محیط اطلاعاتی و تمرکز مشتری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندر لنگه، گروه حسابداری.
* نصیری، صابر (۱۳۹۹). بررسی تأثیر اعتبار تجاری بر همزمانی قیمت سهام با تاکید بر نوع مالکیت در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد گرمی، گروه حسابداری.
* نیک فلاح لیلی، کیانوش (۱۳۹۷). پایداری سهام توسط سهامداران نهادی و همزمانی قیمت سهام در بازار سرمایه ایران، کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شهر قدس، دانشکده علوم انسانی.

* *Al-Thaqeb, S.A., Algharabali, B.G., (2019). Economic policy uncertainty: a literature review. J. Econ. Asym. 20, e00133.*
* *Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J., (2016). Measuring economic policy uncertainty. Q. J. Econ. 131 (4), 1593–1636.*
* *Chan, K., Hameed, A., Kang, W., (2013). Stock price synchronicity and liquidity. J. Financ. Mark. 16 (3), 414–438.*
* *Chen, J., Jiang, F., Tong, G., (2017). Economic policy uncertainty in China and stock market expected returns. Account. Finance 57 (5), 1265–1286.*
* *Dang T. L., Dang M., Hoang L., Nguyen L., Phan H. L., (2020). Media coverage and stock price synchronicity, International Review of Financial Analysis, Vol. 67, 101430.*
* *Demir, E., Ersan, O., (2017). Economic policy uncertainty and cash holdings: evidence from BRIC countries. Emerg. Mark. Rev. 33, 189–200.*
* *Doan A. T., Phan T., Lin K. L., (2020). Governance quality, bank price synchronicity and political uncertainty, International Review of Economics & Finance, Vol. 69, 231-262.*
* *Gao H. L., Li J. C., Guo W., Mei D. C., (2018). The synchronicity between the stock and the stock index via information in market, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, Vol. 492, 1382-1388.*
* *Goodell J., Li M., Liu D., (2021). Price informativeness and state-owned enterprises: Considering their heterogeneity, International Review of Financial Analysis, Vol. 76, 101783.*
* *Gul, F.A., Kim, J.B., Qiu, A.A., (2010). Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: evidence from China. J. Financ. Econ. 95 (3), 425–442.*
* *Gulen, H., Ion, M., (2016). Policy uncertainty and corporate investment. Rev. Financ. Stud. 29 (3), 523–564.*
* *Jiang, H., Zhou, D., Zhang, J.H., (2019). Analysts' information acquisition and stock price synchronicity: a regulatory perspective from China. Account. Horiz. 33 (1), 153–179.*
* *Kim, M.I., Sonu, C.H., Choi, J.H., (2015). Separation of corporate ownership and control and accounting conservatism: evidence from Korea. Asia-Pacific J. Accoun. Econ. 22 (2), 103–136.*
* *Liu, H., Hou, C., (2019). Does trade credit alleviate stock price synchronicity? Evidence from China. Int. Rev. Econ. Financ. 61 (5), 141–155.*
* *Long, H., Zaremba, A., Jiang, Y. (2020). Price nonsynchronicity, idiosyncratic risk, and expected stock returns in China, Economic Research- Ekonomska Istraživanja, 33:1, 160-181.*
* *Narayan, P.K., Phan, D.H.B., Sharma, S.S., (2019). Does Islamic stock sensitivity to oil prices have economic significance? Pac. Basin Financ. J. 53, 497–512.*
* *Neifar, S., Ajili, H., (2019). CEO characteristics, accounting opacity and stock price synchronicity: empirical evidence from German listed firms. J. Corp. Acc. Financ. 30 (2), 29–43.*
* *Peng C., Zhu H., Jia X., You W., (2017). Stock price synchronicity to oil shocks across quantiles: Evidence from Chinese oil firms, Economic Modelling, Vol 61, 248-259.*
* *Qiu, B., Yu, J. & Zhang, K. (2020). Trust and Stock Price Synchronicity: Evidence from China. J Bus Ethics 167, 97–109 (2020).*
* *Sakaki, H., Jackson, D., Jory, S., (2017). Institutional ownership stability and real earnings management. Rev. Quant. Finan. Acc. 49 (1), 227–244.*
* *Shen, H., Lan, F., Xiong, H., Lv, J., Jian, J., (2020). Does top management Team's academic experience promote corporate innovation? Evidence from China. Econ. Model. 89, 464–475.*
* *Shen, H., Zheng, S., Xiong, H., Tang, W., Dou, J., Silverman, H., (2021). Stock market mispricing and firm innovation based on path analysis. Econ. Model. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.03.001.*
* *Wang, Y., Chen, C.R., Huang, Y.S., (2014). Economic policy uncertainty and corporate investment: evidence from China. Pac. Basin Financ. J. 26, 227–243.*
* *Xiong, H., Wu, Z., Hou, F., Zhang, J., (2020). Which firm-specific characteristics affect the market reaction of Chinese listed companies to the COVID-19 pandemic? Emerg. Mark. Financ. Trade 56 (10), 2231–2242.*
* *Zhang, G., Han, J., Pan, Z., Huang, H., (2015). Economic policy uncertainty and capital structure choice: evidence from China. Econ. Syst. 39 (3), 439–457.*

Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis

Vol. 15 / No. 55, Autumn 2022

Abstract

Stock Price Synchronicity Based on Uncertainty in Monetary Policies

Saeed Salehi [1]

Narges Yazdanian [*2]

Hoda Hemmati [3]

Seyed Alireza Mirarab Baygi [4]

Abstract

The purpose of this research was to investigate the role of uncertainty in monetary policies on the synchronicity of company's stock prices. The statistical population of the research consists of all the companies listed in Tehran Stock Exchange between 2010 and 2019, of which 118 companies have been studied as a statistical sample of the research. The research data were analyzed using regression models using the pooled data method. In order to measure the uncertainty in monetary policies, two methods based on the entropy of exchange rate values and also fitting the GARCH heterogeneous variance model were used. The findings of the regression models showed that the increase in uncertainty in the monetary policies of each period under both the entropy criteria and the GARCH model has an adverse effect on the synchronicity of the stock prices in the future period. Therefore, the degree of stock prices synchronicity in each period can be predicted by relying on the uncertainty of monetary policies of the past period and the company's financial ratios. Also, the results showed that managers' strategies in order to reduce the debt ratio, increase cash retention and under investment to deal with the uncertainty caused by monetary policies, have a moderating effect on the relationship between this uncertainty and price synchronicity and strengthen the size of its effect on the synchronicity of the stock prices in the future period.

Keywords: *Uncertainty, Monetary Policies, Price Synchronicity*

[1] *Ph.D. student of Financial Engineering, Rodhan Branch, Islamic Azad University, Iran. Sa.salehi777@gmail.com*

[2] *Assistant Professor, Department of Accounting, Roudhan Branch, Islamic Azad University, Iran. (Corresponding Author): nargesyazdanian@gmail.com*

[3] *Assistant Professor, Department of Accounting, Roudhan Branch, Islamic Azad University, Iran. Hemmati.hoda@gmail.com*

[4] *Assistant Professor, Department of Financial Management, Roudhan Branch, Islamic Azad University, Iran. Mirarab_alireza@yahoo.com*