پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار
شاپا: ۸۳۹۶ – ۲۰۰۸
سال سیزدهم، شماره بیست و پنجم، (تابستان ۱۴۰۱)، صفحه ۱ تا ۲۲

تأثیر نااطمینانی سیاست‌های پولی بر نگهداشت وجه نقد با تاکید در شرکت‌های دارای محدودیت مالی

حمیده بادامی [۱]، ***فاطمه صراف*** [۲*]، ***فاطمه زندی*** [۳]

چکیده

در شرایط عدم قطعیت، فرآیند برنامه‌ریزی و تصمیمگیری و همچنین سیاست‌گذاری در همه‌ی بخش‌های اقتصادی از جمله بازارهای مالی با اختلال مواجه می‌شود، چرا که امکان پیش بینی کاهش می‌یابد و تحقق چشم اندازهای آینده برای عاملان اقتصادی دشوار خواهد شد. منشا نااطمینانی می‌تواند سیاست‌های پولی، مالی و یا سیاسی باشد؛ بر این اساس در این پژوهش به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست‌های پولی بر میزان بهینه وجه نگهداشت وجه نقد شرکت‌های بورسی پرداخته خواهد شد؛ جهت ارتقای نتایج نقش تعدیل کنندگی محدودیت مالی در مدل لحاظ شده است؛ چراکه تمامی شرکت‌ها دسترسی یکسانی به منابع مالی جهت تأمین نقدینگی خود ندارند؛ که این امر نتایج را به سمت تبیین دقیق‌تری از واقعیت سوق خواهد داد.

روش تحقیق حاضر کاربردی است. بدین منظور اطلاعات ۱۲۷ شرکت در ۱۱ سال مالی طی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۹ مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج پژوهش حاصل نااطمینانی در سیاست‌های پولی تابع رژیم‌های اقتصادی بوده و بر این اساس ۵ رژیم جهت برآورد مدل میزان نگهداشت نقد مشاهده گردید؛ نتایج بیانگر این واقعیت بود که با افزایش سطح نااطمینانی میزان نگهداشت وجه نقد افزایش یافته و در حالتی که قید محدودیت مالی به مدلهای ۵ گانه مشاهده گردید که میزان نگهداشت وجه نقد افزایش یافته است.

کلیدواژه‌ها: نااطمینانی سیاست‌های پولی، محدودیت مالی، نگهداشت وجه نقد و بورس اوراق بهادار تهران.

۱- مقدمه

امروزه وجه نقد یکی از منابع مهم و حیاتی هر واحد اقتصادی است و ایجاد توازن بین آن و نیازهای نقدی، یکی از مهم‌ترین عوامل سلامت اقتصادی واحدهای تجاری و تداوم فعالیت آن‌ها است. از همین‌رو، هرچه طول چرخه تبدیل وجه نقد کوتاه‌تر باشد، این به معنی آن است که سرمایه شرکت به مدت کمی در فرآیند کسب وکار درگیر بوده و شرکت سریع‌تر می‌تواند وجه نقد موردنیاز خود را از محل فروش تأمین نماید که نتیجه آن گردش بهتر وجه نقد و متعاقب آن، بهبود فرآیند

۱. دانشجوی دکترای حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد دماوند، ایران.
۲*. استادیار گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران جنوب، ایران(نویسندهٔ مسئول)، *Aznyobe@yahoo.com*
۳. استادیار گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران جنوب، ایران.

مالی و عملیاتی شرکت خواهد بود [۸] اما عاملی که در این میان کم‌تر به آن توجه می‌شود، محدودیت‌های مالی شرکت‌ها می‌باشد که خود موجب نوسان‌پذیری در نگهداشت وجه نقد شرکت می‌شود. بر همین اساس، در زمان وجود محدودیت مالی، اهمیت سطح نگهداشت وجه نقد از نظر مدیران و سرمایه‌گذاران بسیار بیش‌تر از سطح نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های فاقد محدودیت مالی است؛ به‌عبارتی دیگر، چون در شرکت‌های دارای محدودیت مالی سطح نگهداشت وجه نقد بیش‌تر، بر ارزش شرکت اثر دارد؛ لذا این شرکت‌ها وجه نقد بیش‌تری نگهداری می‌کنند[۱۱]. همچنین نتایج حاصل از پژوهش کاشانی‌پور و همکاران [۱۲] نشان می‌دهد که با استفاده از معیارهای تفکیکی سطح نگهداشت وجه نقد و مدل وجه نقد مطلوب، سطوح نگهداری وجه نقد می‌تواند به‌عنوان نمایندهای مستقیم از وجود محدودیت‌های مالی شدید تعبیر گردد.

از طرف دیگر مزیت عمده نگهداری وجه نقد، افزایش توانایی شرکت براساس استفاده از فرصت‌های رشد ارزشمند و پرهیز از تأمین مالی خارجی گران قیمت می‌باشد. اصولاً یک فرصت رشد نشان‌دهندهٔ مجموعه‌ای از سیاست‌ها و خط مشی‌های سرمایه‌گذاری است و با گذشت زمان همواره مورد تجدید نظر شرکت قرار می‌گیرد. فرصت‌های رشد خود به خود اتفاق نمی‌افتند. بلکه آن‌ها را بایستی شناسایی نمود و یا اینکه آن‌ها را به وجود آورد. انواع مختلف فرصت‌های رشد ممکن است از سطوح مختلف بخش‌های شرکت سرچشمه بگیرد. پژوهش‌های قبلی نشان می‌دهد که فرصت‌های رشد شرکت، دارای یک اثر مثبت بر سطح نگهداشت وجه نقد است. برای مثال، ترول و سولانو[1] [۲۸] معتقدند که شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیش‌تر، نقدینگی بیش‌تری نگهداری می‌کنند تا مجبور به چشم‌پوشی از فرصت‌های سرمایه‌گذاری نشوند.

فرض عمده در تئوری‌های سنتی نظیر کیو توبین، اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری در محیطی مطمئن و با قطعیت است. به‌علاوه، برگشت‌ناپذیربودن مخارج سرمایه‌گذاری و با تأخیر صورت گرفتن آن، به دلیل انتظار دستیابی به اطلاعات جدید، در این تئوری‌ها لحاظ نشده است. به بیان دیگر، سرمایه‌گذاری‌ها هزینه‌های به حساب رفته هستند و نمی‌توان آن‌ها را بازگرداند. افزون بر این، سرمایه‌گذاری‌ها در انتظار برای دستیابی به اطلاعات جدید در خصوص قیمت‌ها، هزینه‌ها و سایر شرایط بازار با تأخیر انجام می‌شوند. از این رو، نااطمینانی مسیر سرمایه‌گذاری را منحرف می‌کند [۳۱].

یکی ازشاخص‌های اثر گذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت ها، نااطمینانی محیط اقتصادکلان است که در اکثر مطالعات انجام شده، وجود رابطه بین شاخص‌های اقتصادکلان و عملکرد شرکت مورد تایید قرار گرفته است. نااطمینانی اقتصاد به حالتی اطلاق می‌گردد که در آن عاملان اقتصادی بدلیل عدم توانایی و یا عدم امکان دریافت علائم مثبت از بازار که ناشی از بی‌ثباتی شاخص‌های اقتصادی است، پیش بینی دقیقی از بازدهی آتی انواع دارایی‌های مالی نداشته باشند. بحران موسسات مالی و اعتباری و عدم توان آن‌ها در ایفای تعهدات خود و هم‌چنین بی‌ثباتی برخی شاخص‌های کلان اقتصادی کشور از جمله نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ رشد اقتصادی و... در سال‌های اخیر، همه به نوعی احتمال وجود بی ثباتی و عدم قطعیت در شرایط اقتصادی کشور را تقویت می‌کنند[۱۵].

اقتصاد همواره در معرض شوک‌های داخلی و خارجی است و باید اذعان کرد که اثرات و شعاع عملکرد برخی از این شوک‌ها آنقدر شدید و وسیع است که مدیریت اقتصاد کلان با هر توانمندی را به چالش می‌طلبد؛ اما نهایتاً، این دومی است که تعیین کننده می‌باشد. چگونگی واکنش نسبت به شوک ها، به ویژه برای کشور ما که در معرض شوک‌های شدیدی است، اهمیت زیادی دارد [۵].

شرکت‌ها تمایل دارند سطح نگهداشت وجه نقد خود را برای پاسخگویی به تغییرات قدرت خرید ناشی از تورم، سازگار و در سطح بهینه‌ای حفظ کنند [۷]. سیاست‌های پولی، میزان

1. Teruel and Solano, 2008, 21

تغییر در حجم پول، تغییر در رشد حجم پول و نرخ بهره و یا شرایط اعطای تسهیلات مالی را نشان می‌دهد و در سطح نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها مؤثر است [۱۰]. در واقع میزان نااطمینانی در سیاست‌های پولی بر تامین وجه نقد از سوی شرکت‌ها و نیاز به تامین آن تاثیرگذار است. که این امر موجب می‌شود شرکت‌ها به صورت فعالانه یا غیرفعالانه، میزان نگهداشت وجه نقد را کنترل و در صورت نیاز به اصلاح و تغییر آن بپردازند. زیرا در دورانی که نااطمینانی سیاست پولی بر کشور حاکم باشد، شرکت‌ها سعی در نگهداشت وجه نقد را دارند و به دنبال آن قدرت خرید شرکت‌ها کاهش می‌یابد که موجب افزایش هزینه‌های نگهداری وجه نقد می‌شود. با افزایش در قیمت‌ها و نرخ‌های بهره در شرایط عدم اطمینان سیاست‌های پولی، هزینه‌های سرمایه نیز افزایش پیدا می‌کند. پس در این شرایط شرکت‌ها مایل خواهند بود به جای وجه نقد، معادل وجه نقد را (به‌صورت دارایی‌های نقدشونده) نگهداری کنند. همچنین نااطمینانی در سیاست‌های پولی، می‌تواند بر محدودیت مالی شرکت‌ها تاثیرگذار باشد. زیرا در این شرایط، شرکت‌ها به وجه نقد بیش‌تری جهت چرخه تولید و عملیاتی خود نیاز دارند و این در حالی است که عملکرد مالی و بازدهی مالی آن‌ها با توجه به تولیدشان کم است. در این شرایط شرکت‌ها مایل هستند از قبل مواد مورد نیاز خود را تهیه و از قبل خریداری می‌کنند و تمایل کم‌تری به نگهداری وجه نقد دارند. زیرا می‌توان اذعان داشت با افزایش شرایط عدم اطمینان در سیاست‌های پولی، سطح نگهداشت وجه نقد کاهش می‌یابد و محدودیت مالی شرکت‌ها افزایش می‌یابد؛ لذا انتظار می‌رود که با محدودیت مالی باعث افزایش سطح نگهداشت وجه نقد شرکت گردد؛ بنابراین انتظار می‌رود که محدودیت مالی و فرصت‌های رشد بر ارتباط بین نااطمینانی سیاست پولی و سطح نگهداشت وجه نقد تأثیر داشته باشد.

نااطمینانی زمانی بروز می‌یابد که اتفاق‌های آینده نامشخص است یا احتمال وقوع آن‌ها پیش‌بینی‌پذیر نیست [۱۰]. نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، موجب تغییر وضعیت محیطی فعالیت بنگاه‌ها می‌شود. در چنین موقعیتی که بنگاه‌ها اغلب در خصوص زمان، محتوا و تأثیر احتمالی تصمیم‌های مربوط به سیاست‌های اقتصادی با بی‌اطمینانی زیادی مواجه‌اند، موضوع بررسی پیامدهایی که از عدم قطعیت مرتبط با سیاست‌های اقتصادی نشئت می‌گیرد، مهم جلوه می‌کند [۳۰].

نااطمینانی سیاست پولی از چند طریق می‌تواند بر وجه نقد شرکت‌ها تأثیر بگذارد. از آنجا که نااطمینانی سیاست پولی بازده دارایی را کاهش می‌دهد و هزینه‌های تأمین مالی خارجی را افزایش می‌دهد، این امر محدودیت‌های مالی شرکت‌ها را تشدید می‌کند. در چنین شرایطی شرکت‌ها ممکن است تصمیم بگیرند سرمایه‌گذاری را به خاطر وجود نااطمینانی زیاد به تأخیر بیندازند که این امر منجر به افزایش در اختیار داشتن پول نقد نیز می‌شود [۳۶]. همچنین طبق نظریه فاما و فرنچ [۲۷]، شرکت‌هایی که فرصت‌های رشد بیش‌تری دارند گزینه‌های مناسبی برای سرمایه‌گذاری سودده دارند و نیازمندیشان به وجه نقد بیش‌تر می‌شود؛ لذا در این پژوهش به دنبال پاسخ به این سوال هستیم که تأثیر نااطمینانی سیاست‌های پولی بر نگهداشت وجه نقد با تاکید بر محدودیت مالی چگونه می‌باشد؟

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱ مبانی نظری

ابتدا مفاهیم مختلف مفاهیم و تعاریف محدودیت مالی شرح داده خواهد شد و معیارهای وجود محدودیت مالی با آن بیان می‌گردد و در ادامه تعریف‌های بیان کننده نااطمینانی سیاست پولی توضیح داده خواهد شد.

محدودیت مالی

شرکتی که در دسترسی به منابع خارجی بازار سرمایه با مشکلات بیش‌تری مواجه باشد بخش بیش‌تری از منابع مالی مورد نیاز خود را از منابع داخل شرکت تأمین می‌کند. چنین شرکتی اصطلاحاً «شرکت دارای محدودیت مالی»؛ نامیده می‌شود. هر چه محدودیت مالی شرکتی بیش‌تر باشد، برنامه ریزی و تصمیم‌گیری در ارتباط با کاربرد جریان نقدی مشکل‌تر و ریسک آن نیز بیش‌تر خواهد بود. در این گونه

وضعیت‌ها شرکت موجودی‌های نقدی بیش‌تری را نگهداری می‌نماید تا ریسک مواجه با محدودیت مالی را کاهش دهند و با اطمینان بیش‌تری بتوانند برنامه‌های خود را دنبال نمایند. در واقع محدودیت مالی باعث می‌شود توانایی شرکت در استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور کاهش یابد [۱۸].

شیوه متداول در پژوهش برای بررسی اثر محدودیت‌های مالی بر حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی، تفکیک شرکت‌ها به دو گروه شرکت‌های با محدودیت مالی و بدون محدودیت مالی و سپس مقایسه ضریب متغیر جریان نقدی در بین دو گروه فوق بوده است. اولین معیار تفکیک که مورد استفاده قرار گرفته است، نسبت سود تقسیمی بوده که توسط فازاری و همکاران استفاده گردید. بسیاری از پژوهش‌های انجام گرفته تا به امروز از معیارهای بسیار متنوعی برای تفکیک استفاده نموده‌اند. برخی از این معیارهای تفکیک‌کننده را می‌توان اندازه شرکت، عمر شرکت، نسبت سود تقسیمی، گروه تجاری، سطح نگهداری وجه نقد و مدل وجه نقد مطلوب نام برد.

محدودیت مالی: در این پژوهش به منظور محاسبه محدودیت مالی، از شاخص وایت و ووٴ (۲۰۰۶)، بهره گرفته می‌شود، محدودیت مالی ترکیب خطی از ۵ عامل که شامل: جریان نقد، متغیر مصنوعی سود سهام، اهرم، اندازه شرکت و رشد فروش شرکت، می‌باشند. شاخص بالا بدین معنی است که شرکت دارای دسترسی کم‌تری به بازار سرمایه برون سازمانی است.

$$WW = -0.091CF_{it} - 0.062DivDummy_{it} + 0.021DEBT_{it} - 0.044LNTA_{it} - 0.035SG_{it}$$

که درآن:

WW= شاخص محدودیت مالی، شرکتی دارای محدودیت مالی بیش‌تری (کم‌تری) است که شاخص وایت و وی بیش‌تر (کم‌تر) از ارزش میانه این شاخص در نمونه باشد.

CF= از تقسیم جریان نقد عملیاتی بر کل دارایی‌های پایان دوره بدست می‌آید.

DivDummy= نشان دهنده یک متغیر مجازی است که برای شرکت‌های که در طی یک دوره مالی سود سهام پرداخت کرده‌اند عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر تعلق می‌گیرد.

DEBT= از تقسیم بدهی بلند مدت به کل دارایی‌های پایان دوره بدست می‌آید.

LNTA= از لگاریتم طبیعی دارایی‌های پایان دوره بدست می‌آید.

SG= رشد فروش شرکت که از طریق فروش سال جاری منهای فروش سال قبل تقسیم بر فروش سال قبل بدست می‌آید.

لازم به ذکر است که در پژوهش‌های انجام شده توسط همایون و شهدوستی [۱۶] امامی و فرید [۱] و برادران حسن‌زاده و همکاران [۲] نیز از شاخص WW به منظور محاسبه محدودیت مالی استفاده شده است.

نااطمینانی سیاست پولی

منظور از نااطمینانی سیاست‌های پولی بی‌ثباتی است که در اثر تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت بوجود می‌آید و نه بی‌ثباتی ناشی از تغییر رژیم. این بی‌ثباتی غالباً توسط ضریب پراکندگی شاخص‌های اقتصادی سنجیده می‌شود، مانند ضریب‌های پراکندگی تورم، رشد تولید ناخالص ملی، رشد عرضهٔ پول، بسط اعتبارات داخلی، کسری بودجه دولت[۱۷].

در شرایط وجود عدم اطمینان، افراد تمایل دارند تا به دلیل وجود امنیت شغلی بالاتر، در بخش دولتی مشغول به کار شوند. به عبارت دیگر، از آنجا که در شرایط وجود عدم اطمینان، وضعیت بنگاهها در بخش خصوصی از ثبات چندانی برخوردار نیست، به همین دلیل افراد تمایل دارند تا در بخش دولتی که از امنیت شغلی بالاتری برخوردار است فعالیت نمایند. این موضوع باعث میشود تا در شرایط وجود عدم اطمینان، دولت‌ها بزرگ‌تر شده و در مقابل نرخ رشد اقتصادی حداقل در کوتاه‌مدت کاهش یابد، چراکه در این شرایط، منابع در اختیار بخش خصوصی به تدریج کاهش خواهند یافت. بنابراین، از نظر تئوری، اثر خالص عدم اطمینان بر رشد اقتصادی نامشخص خواهد بود. از آنجا که عدم اطمینان هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم رشد اقتصادی

را تحت تأثیر قرار می‌دهد و جهت اثرگذاری هر یک از آنها نیز متفاوت است؛ بنابراین اثر نهایی عدم اطمینان بر رشد اقتصادی مشخص نیست [۱۷].

۲- پیشینه تحقیق

لیو و همکاران[1] [۱۳] در پژوهش خود با عنوان اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری شرکتی: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، به این نتیجه رسیدند که اثر شاخص ترکیبی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و همچنین اثر تمامی متغیرهای نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری شرکتی منفی و معنادار است؛ همچنین نتایج آنها حاکی از تأثیرگذاری بیش‌تر نااطمینانی سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری شرکتی نسبت به نااطمینانی سیاست مالی بود. آن‌ها همچنین به این نتیجه رسیدند که نااطمینانی اقتصادی با اختلال در سیستم قیمت‌ها، نقدینگی را به‌سمت فعالیت‌های غیرمولد هدایت کرده و موجب کاهش ورود نقدینگی به‌سمت تولید و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری شرکتی می‌شود. به‌علاوه نقش ثبات سیاست پولی به‌دلیل وابستگی عمده بنگاه‌ها به منابع بانکی پررنگ‌تر است.

تین فرد و همکاران [۳] در پژوهشی به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاسی بر نگهداشت وجه نقد پرداختند. شواهد تجربی به دست آمده از آزمون فرضیه‌های این تحقیق آن‌ها حاکی از آن بود که نااطمینانی سیاسی حاصل از انتخابات ریاست جمهوری بر سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش بازار نگهداشت وجه نقد شرکت، تأثیر معناداری دارد. همچنین یافته‌های این تحقیق حاکی از آن بود که، ارزش نهایی نگهداشت وجه نقد با حضور متغیر نااطمینانی سیاسی در سال‌های برگزاری انتخابات ریاست جمهوری کاهش یافته است. در نتیجه شرکت ها، در واکنش به نااطمینانی‌های سیاسی تصمیم‌های خاصی در ارتباط با میزان نگهداشت وجه نقد گرفته، سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش آنها تحت تأثیر این موضوع قرار می‌گیرد.

ذوالفقاری و همکاران [۹] مدیریت سود فرصت‌طلبانه و کاراَ و رابطه آن با محدودیت‌های مالی: آزمون فرضیه بدهی تئوری‌های اثباتی حسابداری را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که بین محدودیت مالی و مدیریت سود رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. همچنین با تفکیک مدیریت سود به دو نوع مدیریت سود کارا و فرصت طلبانه، مشخص گردید که محدودیت مالی با مدیریت سود کارا رابطه معنی‌داری ندارد؛ ولی با مدیریت سود فرصت‌طلبانه رابطه مثبت و معنی‌داری دارد.

حیدرزاده و همکاران [۴] به سنجش نااطمینانی سیاست اقتصادی و شوک‌های قیمت نفت بر بازده بخش صنعت در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. برای استفاده از داده‌های پانل با روش رگرسیون کوانتایل، از یک بسته ویژه در نرم‌افزار R بکار گرفته شده است. یافته‌های بدست آمده نشان می‌دهد، اثر متغیر شوک‌های قیمتی نفت، تأثیر قابل توجهی روی بازده بخش صنعت در بورس اوراق بهادار تهران دارد. بعد از آن به‌ترتیب، نااطمینانی سیاست اقتصادی، نرخ سود بانکی، وقفه شاخص صنعت و نرخ ارز، بر شاخص صنعت تاثیرگذار هستند. البته بازدهی شاخص صنعت، می‌تواند به نسبت شرایط بازار و حس سرمایه‌گذار، نسبت به اینکه آیا به بازار خوش بین است یا بدبین ارتباط مستقیم داشته باشد.

مهدوی و رضایی [۱۴]اثرهای ساختار هیئت مدیره بر محدودیت در تامین مالی شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قراردادند. نتایج آزمون آماری فرضیه‌های پژوهش، رابطه معناداری بین ساختار هیئت مدیره (استقلال، اندازه، مدرک تحصیلی، تغییر در اعضا و یکسانی مدیر عامل و رئیس هیئت مدیره) با محدودیت در تامین مالی، گزارش نداد. همچنین، نتایج پژوهش در خصوص متغیرهای کنترلی نشان داد بین اندازه شرکت‌ها و محدودیت در تامین مالی آنها رابطه منفی معناداری وجود دارد؛ در حالی که بین عمر شرکت‌ها و محدودیت در تامین مالی آنها رابطه مثبت معناداری برقرار است.

ماریکوئز[2] [۱۶] رابطه بین نااطمینانی سیاست پولی و نگهداشت وجه نقد را مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار

1. Liu, G., & Zhang.

2. Manriquez, M.

دادند. شواهد نشان می‌دهند که عدم اطمینان سیاست پولی به دلیل انگیزه‌های احتیاطی شرکت‌ها و ریسک بیش‌تر آن‌ها در میزان سرمایه‌گذاری، بر دارایی‌های نقدی شرکت تاثیرگذار است. رابطه بین عدم اطمینان سیاست پولی و دارایی‌های نقدی برای شرکت‌های وابسته به هزینه‌های دولتی برجسته‌تر است و فراتر از چرخه عملکردی است.

دروبتس و همکاران[1] [۷] به تأثیر اندازه شرکت و بحران مالی بر رابطه محدودیت مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در کشور انگلستان پرداختند. نتایج نشان داد تنها دوره بحران محدودیت‌های مالی برای شرکت‌های بزرگ مهم است و بعد از آن تنها برای دوره‌های کاهش در میزان خوشبینی تجارت دارای اهمیت است. در مقابل، شرکت‌های کوچک با محدودیت‌های مداوم مواجه بودند اما در طول بحران هیچ اثرات اضافی نداشتند.

دوییکت و همکاران[2] [۹] در پژوهشی با عنوان «توانایی مدیریتی و ارزش حاشیه‌ای وجه نقد» به این نتیجه رسیدند که توانایی مدیریتی به طور قابل ملاحظه‌ای باعث افزایش ارزش حاشیه‌ای وجه نقد شرکت می‌گردد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که تأثیر توانایی مدیریتی بر ارزش حاشیه‌ای وجه نقد در شرکت‌های دارایی محدودیت مالی بیش‌تر است. آن‌ها همچنین به این نتیجه رسیدند که اثر مثبت توانایی مدیریتی بر ارزش حاشیه وجه نقد در شرکت‌های با جریان وجه نقد آزاد بالاتر و جبهه‌گیری مدیریت پایین‌تر، بیش‌تر است.

با توجه به مبانی نظری و تجربی ارائه شده در تحقیق فرضیات تحقیق به شرح ذیل است.

فرضیه ۱: نااطمینانی سیاست‌های پولی بر نگهداشت وجه نقد تأثیر معنادار دارد.

فرضیه ۲: تاثیرگذاری نااطمینانی سیاست‌های پولی بر نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های با محدودیت مالی بیش‌تر است.

۳- روش تحقیق

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۹ می‌باشد.

در پژوهش حاضر از روش نمونه‌برداری حذف سیستماتیک استفاده شده که از جامعه آماری مورد نظر، شرکت‌های نمونه با توجه به شرایط و محدودیت‌های زیر انتخاب گردیده است:

۱) شرکت قبل از سال ۱۳۸۹ در بورس پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۹۹ در بورس فعال باشد.

۲) شرکت نباید از گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ‌ها و واسطه‌گری مالی باشد.

۳) سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند باشد و طی بازه زمانی تحقیق تغییر سال مالی نداشته باشد.

۴) شرکت نباید وقفه معاملاتی بیش از ۶ ماه داشته باشد.

۵) اطلاعات مالی شرکت‌ها در دسترس باشد.

با اعمال شرایط فوق، تعداد ۱۲۷ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند.

در تحقیق حاضر از دو رویکرد جهت رسیدن به نتایج تحقیق بهره گرفته خواهد شد. از روش GARCH جهت استخراج نااطمینانی سیاست پولی و از روش مارکوف سویچینگ جهت ارتباط مابین متغیرها در سطوح نااطمینانی مختلف بهره گرفته خواهد شد.

الف: رویکرد GARCH

از دهه ۸۰ خوشه‌بندی نوسانات حجم وسیعی از ادبیات اقتصادسنجی مالی که در ارتباط با طبقه جدید فرآیندهای تصادفی است (که بر وابستگی گشتاورهای دوم چیره می‌شوند) را تشکیل دادند.

انگل (۱۹۸۲)، روش ARCH[3](مدل ناهمسانی واریانس شرطی اتورگرسیو)، را که بعدها توسط بولرسلو به مدل

1. Drobetz, W., El Ghoul, S., Guedhami, O., & Janzen, M.
2. Dweekat, A. J., Hwang, G., & Park, J.
3. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

GARCH[1] توسعه پیدا کرد، معرفی کرد. پس از بولرسلو پژوهشگران دیگر مدل GARCH را به منظور در بر گرفتن بهتر حقایق تجربی توسعه دادند. در میان آنها می‌توان به مدل‌های زیر اشاره کرد:

مدل GARCH نمایی (EGARCH) که توسط نلسون (۱۹۹۱)، به منظور در نظر گرفتن رفتار نامتقارن بازده‌ها معرفی شد، مدل GARCH آستانه (TGARCH)، را بمنانجارا و زاکویان (۱۹۹۳)، که اثرات اهرمی را در محاسبات به حساب می‌آورد، مدل GARCH تغییر رژیم[2] RS-GARCH که توسط کای (۱۹۹۴)، توسعه یافت و GARCH یکپارچه IGARCH که توسط انگل و بولرسلو (۱۹۸۶)، به منظور در بر گرفتن پایداری بالایی که در سری‌های زمانی بازده‌ها مشاهده شده است، معرفی شد.

ب: مارکوف سوییچینگ

مدل مارکوف- سویچینگ که توسط همیلتون[3]؛ در سال ۱۹۸۹ مطرح شد و به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی می‌باشد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. علت اینکه از واژه تغییر رژیم استفاده می‌شود این است که یک متغیر سیاستی ممکن است در دوره‌ای از زمان معین دارای یک رفتار و فرآیند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خودش نشان دهد؛ لذا چنانچه در بررسی فرآیند متغیر مورد نظر، این موضوع نادیده گرفته شود، نتایج تورش داری بدست خواهد آمد.

عموماً تحلیل‌ها و مطالعات انجام گرفته در مورد سیکل‌های تجاری، در زمینه‌های شناسایی خاستگاه و عوامل ایجادکننده‌ی نوسانات و نیز اندازه‌گیری و شناسایی این سیکل‌ها از لحاظ زمان، طول و سایر مشخصه‌های کمی بوده‌اند. در مورد عوامل موثر بر ایجاد سیکل‌های تجاری در چارچوب مکاتب مختلف اقتصادی مباحث مفصلی مطرح شده و تحلیل‌های فراوانی صورت گرفته است ولی مطالعات تجربی انجام گرفته برای اندازه‌گیری و زمان‌یابی سیکل‌های تجاری معمولاً با روش‌های مختلف اقتصادسنجی و در چارچوب مدل‌های خطی و غیرخطی انجام گرفته‌اند. اخیرا استفاده از مدل‌های غیرخطی در مطالعات مربوط به استخراج سیکل‌های تجاری گسترش زیادی یافته است؛ زیرا فرض خطی بودن سیکل‌های تجاری محدودیتی بزرگ و غیر واقعی برای این مطالعات می‌باشد. عدم تقارن در تغییرات تولید یکی از واقعیت‌های غیر قابل انکار و یکی از این مشخصه‌های بدیهی در مورد سیکل‌های تجاری می‌باشد؛ زیرا شواهد تجربی حاکی از این است که فعالیت‌های اقتصاد رفتار متفاوتی در رکود و رونق از خود نشان می‌دهد (قاسمی، ۱۳۸۴).

ادوارتجاری، تغییرات تکرارشونده در سطح فعالیت‌های اقتصادی‌اند. ترتیب رویدادهایی که یک دوره‌ی تجاری را تشکیل می‌دهند، رونق، اوج، رکود و حضیض‌اند که از نظر طول زمان، شدت و دامنه با یکدیگر تفاوت دارند. اصطلاح ادوار تجاری در مورد تغییر در فعالیت‌های یک بخش خاص از اقتصاد به کار گرفته نمی‌شود بلکه ازآن به عنوان تعریف نوسان‌هایی که در تمامی بخش‌های اقتصاد وجود دارد، استفاده می‌کنند (کرولزیک، ۱۹۹۷).

با توجه به خاصیت عدم تقارنی چرخشی سیکل‌های بازار، مدل‌های غیرخطی چون مدل‌های مارکوف سوئیچینگ قادر به تشخیص مرحله‌های رونق و رکود هستند در حالی مدل‌های خطی قادر به محاسبه عدم تقارن این سیکل‌ها نمی‌باشند. مدل‌های غیرخطی نسبت به مدل‌های خطی از انعطاف‌پذیری بیش‌تری برخوردار هستند. پیش فرض اصلی در مدل‌های غیرخطی این است که رفتار متغیری که بر مبنای آن مدل‌سازی انجام می‌شود در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. مدل‌های مارکوف سوئیچینگ از جمله مدل‌هایی هستند که تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به سرعت انجام می‌گیرد (صالحی و همکاران، ۱۳۹۲).

مدل‌های سوئیچینگ توسط کوانت (۱۹۷۲)، گولدفلد و کوانت (۱۹۷۳) معرفی شد و توسط همیلتون (۱۹۸۹)، برای

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
2. Regime Switching
3. Hamilton

استخراج چرخه‌های تجاری بسط داده شده است. در مدل سوئیچینگ معرفی شده توسط کوانت (۱۹۷۲)، مکانیسم‌های انتقال از همدیگر مستقل هستند، در حالی که در مدل‌های ارائه شده توسط گولدفلد و کوانت (۱۹۷۳) و همیلتون (۱۹۸۹)، انتقال‌ها توسط زنجیره مرتبه اول مارکوف تحت پوشش قرار می‌گیرند که با انواع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ شناخته شده‌اند (فلاحی و همکاران، ۱۳۸۹).

ویژگی بدیع مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره‌ی قبل بستگی دارد؛ بنابراین مدل مارکوف سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند مناسب است. حالت اصلی مدل مارکوف سوئیچینگ که توسط همیلتون مطرح شده برای میانگین متغیرها می‌باشد. این حالت و همچنین حالت‌های دیگر مدل فوق به طور گسترده برای بررسی متغیرهای اقتصادی و مالی استفاده شده است. از سوی دیگر با توجه به این‌که در این مدل‌ها سری زمانی مورد بررسی (yt) در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت سری زمانی (رژیم) است؛ در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های VAR موجه نبوده و از مدل‌های MS-VAR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی این روش این است که پارامترهای مدل فوق به متغیر وضعیت (St) بستگی دارند، در عین حال St قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. برای این منظور همیلتون (۱۹۹۴ و ۱۹۹۳) نشان داد، در مدل‌های MS-VAR، سری زمانی yt به شکل نرمال با میانگین μi در هر رژیم و با احتمال P توزیع شده است؛ بنابراین مدل MS-VAR در حالتی که شامل سه رژیم و p وقفه باشد به شکل MS(3)- VAR(p) تعریف می‌شود:

$$yt = \mu(St) + [\sum ai\,(yt\text{-}i - \mu(St\text{-}i)] + ut \qquad (۱)$$
$$ut|St \sim NID\,(0,\sigma 2)\,,\ St = 1,2,3$$

مدل کامل MS-VAR در معادله (۱)، که امکان وابسته بودن میانگین و واریانس به رژیم‌ها (سه رژیم) وجود دارد به شکل MSMH(3)- VAR(p) قابل بیان است:

$$Yt - \mu(St) = A1(St)(Yt\text{-}1 - \mu(St\text{-}1)) + \ldots \qquad (۲)$$
$$+Ap(St)(Yt\text{-}p\text{-}\mu(St\text{-}p)) + \varepsilon t$$

به طوری که در آن، Yt = Y1t,…,Ynt) بردار سری زمانی، μ بردار میانگین، (A1,…,Ap) بردار پارامترهای مدل و εt بردار وایت نویز که دارای توزیع εt | St ~ NID(0,∑(St)) است (کرولزیگ و ۱۹۹۷). با توجه به این‌که St متغیر تصادفی بوده و تغییرات آن منجر به تغییر ساختار معادله می‌شود از این رو بهتر است، نحوی تغییر متغیر وضعیت (St) را شناسایی کرد؛ بنابراین در مدل‌های MS فرض می‌شود که متغیر وضعیت (St)، از زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف تبعیت می‌کند که در آن رژیم جاری (St)، به رژیم دوره قبل آن (St-1) وابسته بوده و به شکل زیر است:

$$Pr\,(St = j\,|St\text{-}1 = i,\ St\text{-}2 = k,\ldots) \qquad (۳)$$
$$= pr(St = j\,|St\text{-}1 = i) = pij$$

که در آن pij نشان دهنده‌ی احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد. با در نظر گرفتن این احتمالات برای m رژیم می‌توان ماتریس احتمال انتقالات (p)، که یک ماتریس m×m است به شکل زیر تعریف کرد:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2m} \\ \vdots & & & \\ p_{m1} & p_{m2} & & p_{mm} \end{bmatrix} \qquad (۴)$$
$$0 \le pij \le 1 \text{ و } = 1,\ i = 1,2,\ldots,m\ \sum_{j=1}^{m} p_{ij}$$

حال با توجه به این‌که در مدل‌های MS پارامترهای مدل VAR به متغیر وضعیت (St) بستگی دارند، در عین حال (St) قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را پیش‌بینی نمود. بنابراین مقدار احتمال پیش‌بینی سه رژیم در زمان t با توجه به اطلاعات موجود در دوره‌ی t-1 را می‌توان توسط بردار (۱×۳)، ξt|t-1 نشان داد:

$$\acute{\varepsilon} = \begin{bmatrix} p(S_t = 1 \mid \Omega_{t-1}) \\ p(S_t = 2 \mid \Omega_{t-1}) \\ p(S_t = 3 \mid \Omega_{t-1}) \end{bmatrix} t|t\text{-}1 \quad (۵)$$

که عناصر مربوط به آن شامل $p(St=j|\Omega t\text{-}1), j = 1,2,3$ احتمال فیلتر[1] شده‌ی t امین مشاهده توسط رژیم j با در نظر گرفتن اطلاعات در دوره‌ی t-1 است. همچنین برای به‌دست آوردن تابع حداکثر راستنمایی در مدل‌های MS لازم است tη را به عنوان بردار N×1 (بردار (۳×۱))، که عنصر jام آن چگالی شرطی yt، برای سه رژیم به شکل زیر تعریف نمود:

$$\eta = \begin{bmatrix} f(Y_t|S_t=1,\Omega_{t-1}) \\ f(Y_t|S_t=2,\Omega_{t-1}) \\ f(Y_t|S_t=3,\Omega_{t-1}) \end{bmatrix} t \quad (۶)$$

همچنین برای بدست آوردن تابع چگالی شرطی لازم است؛ احتمال توزیع مشترک Yt و St را به شکل زیر نشان داد:

$$\begin{aligned} &f(Yt, St = j \mid \Omega t\text{-}1) \\ &\quad = f(Yt, St = j, \Omega t\text{-}1)\, g(St = j \mid Yt\text{-}1) \\ &\quad , j = 1,2,3 \end{aligned} \quad (۷)$$

از اینرو با در نظر گرفتن نکات فوق می‌توان تابع چگالی شرطی Yt، که از جمع معادله (۷)، بدست می‌آید برای سه رژیم به شکل زیر تعریف نمود:

$$\begin{aligned} &f(Yt \mid \Omega t\text{-}1) \\ &\quad = \sum_{j=1}^{3}\sum_{i=1}^{3} f(Y_t|S_t,\Omega_{t-1}) p(S_t|\Omega_{t-1}) \\ &\quad = \acute{\eta} t \acute{\varepsilon} t|t\text{-}1 \end{aligned} \quad (۸)$$

که در آن $\acute{\varepsilon}t|t$ را می‌توان از معادلات (۹) و (۱۰)، نیز بدست آورد (هملیتون ۱۹۹۴):

$$t|t = \frac{\eta_t \odot \hat{\varepsilon}_{t|t-1}}{1'(\eta_t \odot \hat{\varepsilon}_{t|t-1})}\, \acute{\varepsilon} \quad (۹)$$

$$\acute{\varepsilon}\, t+1|t = p\acute{\varepsilon}t|t \quad (۱۰)$$

معادله‌ی (۹)، احتمال $pr(St = j|\Omega t;\Theta)$ را به صورت نسبت توزیع مشترک $f(yt, St = j \mid \Omega t;\Theta)$ به توزیع حاشیه‌ای $f(yt \mid \Omega t\text{-}1)$ محاسبه می‌کند که توزیع حاشیه‌ای از جمع توزیع مشترک بر روی وضعیت‌های 1,2,…,N به دست می‌آید (Θ ضرب عنصر به عنصر را نشان می‌دهد)؛ همچنین معادله‌ی (۹)، دلالت بر این دارد که، برای به دست آوردن احتمالات پیش‌بینی رژیم‌ها در وضعیت‌های مختلف در دوره‌ی آتی کافی است ماتریس احتمال انتقال m×m را در ترانهاده‌ی ماتریس احتمال پیش‌بینی رژیم‌ها پیش ضرب کنیم؛ بنابراین با فرض یک مقدار اولیه برای پارامترهای Θ و $\acute{\varepsilon}1|0$ که در مدل فوق $[P_1^1[1 - P_1^{1'}]$ است. می‌توان بر روی معادلات (۹) و (۱۰) تکرار را انجام داد تا $\acute{\varepsilon}t|t$ و $\acute{\varepsilon}t+1|t$ برای دوره‌ی t=1,2,…,T به دست آید. در نهایت تابع درستنمایی لگاریتمی L(Θ) را می‌توان به شکل زیر محاسبه کرد:

$$L(\Theta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(y_t|X_t, Y_{t-1};\theta) \quad (۱۱)$$

$$f(y_t \mid X_t Y_{t-1};\theta) = 1\ (\acute{\varepsilon}t|t \Theta \eta t) \quad (۱۲)$$

بنابراین می‌توان عبارت فوق را برای مقادیر مختلف Θ ارزیابی کرد تا برآورد حداکثر راستنمایی به دست آید (همیلتون ۱۹۹۰، ۱۹۹۳و ۱۹۹۴) و کیم و نیلسون[2] (۱۹۹۹)). از اینرو می‌توان مدل معرفی شده‌ی اولیه را به حالتی تعمیم داد که شامل m رژیم و p وقفه باشد. در کارهای تجربی می‌توان مدل را طوری تغییر داد که فقط برخی از پارامترها به رژیم بستگی داشته باشند و سایر پارامترها با تغییر رژیم عوض نشوند. در ادبیات مربوط به مدل‌های MS، برای نشان دادن میانگین از علامت μ، برای عرض از مبدأ، از علامت a، پارامترهای خودهمبستگی از A و برای واریانس از H استفاده می‌شود. با ترکیب حالت‌های فوق می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را بدست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد.

1. Filter

2. Kim and Nelson

مدل آماری جهت بررسی فرضیه اول پژوهش:

$$\frac{C_{it}}{TA_{it}} = \beta_0 + \beta_1 PU_{it-1} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 \frac{CF_{it}}{TA_{it}} + \beta_4 \frac{NWC_{it}}{TA_{it}} + \beta_5 \frac{Capex_{it}}{TA_{it}} + \beta_6 Leverage_{it} + \beta_7 Dividenddummy_{it} + e_{it} \quad (۱۳)$$

مدل آماری جهت بررسی فرضیه دوم پژوهش:

$$\frac{C_{it}}{TA_{it}} = \beta_0 + \beta_1 PU_{it-1} + \beta_2 FC_{it} + \beta_3 PU_{it-1} * D1 * WW + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 \frac{CF_{it}}{TA_{it}} + \beta_6 \frac{NWC_{it}}{TA_{it}} + \beta_7 \frac{Capex_{it}}{TA_{it}} + \beta_8 Leverage_{it} + \beta_9 Dividenddummy_{it} + e_{it} \quad (۱۴)$$

جدول شماره ۱. متغیرهای تحقیق

جایگاه متغیر	متغیر	نماد	توضیح
وابسته	نگهداشت وجه نقد	$\frac{C_{it}}{TA_{it}}$	نسبت وجوه نقد نگهداری شده در شرکت تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها
توضیحی	نااطمینانی سیاست‌های پولی	PU_{it-1}	استخراج واریانش شرطی مدل گارچ
توضیحی	اندازه شرکت	$Size_{it}$	لگاریتم کل دارایی‌ها
توضیحی	جریان نقدی شرکت	$\frac{CF_{it}}{TA_{it}}$	نسبت سود بعد از کسر بهره و مالیات به کل دارایی‌ها
توضیحی	سرمایه در گردش	$\frac{NWC_{it}}{TA_{it}}$	نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها
توضیحی	مخارج سرمایه شرکت	$\frac{Capex_{it}}{TA_{it}}$	نسبت مخارج حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به کل دارایی‌ها
توضیحی	اهرم مالی شرکت	$Leverage_{it}$	کل بدهی به کل دارایی‌ها
توضیحی	تقسیم سود شرکت	$Dividenddummy_{it}$	اگر شرکت تقسیم سود داشته باشد برابر عدد ۱ و در غیر این صورت برابر صفر است.
متغیر تعدیل‌گر	محدودیت مالی	WW	$-0.091CF_{it} - 0.062DivDummy_{it} + 0.021DEBT_{it} - 0.044LNTA_{it} - 0.035SG_{it}$

٤-تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این بخش نتایج آمار توصیفی و استنباطی تحقیق ارائه خواهد شد. در جدول زیر شاخص‌های مرکزی از جمله میانگین و شاخص‌های پراکندگی از جمله انحراف معیار، کشیدگی و چولگی برای داده‌های در نظر گرفته شده است.

جدول شماره ۲. آمار توصیفی برای متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشیدگی	دامنه تغییرات
نگهداشت وجه نقد	۰/۱۴۳۴	۰/۱۱۷۸	۰/۱۰۸۸۶	۰/۰۱۲	۱/۱۹۴	۱/۷۰۳	/۶۶
محدودیت مالی	۰/۰۵۶۷	۰/۰۵۲۰	۰/۰۴۳۰۹	۰/۰۰۲	۱/۳۰۵	۳/۷۰۷	۰/۳۲
اندازه شرکت	۱۴/۱۷	۱۳/۹	۱/۵۱	۲/۲۸۱	۰/۹۳۰	۰/۹۶۲	۸/۶۷
جریان نقدی شرکت	۰/۱۶۱۶	۰/۱۳۷۱	۰/۱۲۱	۰/۰۱۵	۱/۴۰۱	۲/۷۱۶	۰/۷۹
سرمایه در گردش	۰/۱۶۵۶	۰/۱۳۸۵	۰/۱۲۳	۰/۰۱۵	۱/۴۳۵	۳/۰۰۲	۰/۸۴
مخارج سرمایه شرکت	۰/۱۹۸۷	۰/۰۴۲	۰/۶۶۴	۰/۴۴۲	۷/۶۱۱	۷۰/۸	۸/۵۶
اهرم مالی شرکت	۰/۶۳۲۹	۰/۶۲۱	۰/۲۳۳۵۳	۰/۰۵۵	۱/۴۶۳	۸/۷۶۱	۲/۵۴
تقسیم سود	۰/۵۱۰۶	۱/۰۰	۰/۵۰۰۰۶	۰/۲۵۰	-۰/۴۲	-۲/۰۰۱	۱/۰۰

همان‌طور که در آمار توصیفی مشاهده می‌شود، مقدار میانگین نگهداشت وجه نقد برابر ۰/۱۴۳۴ می‌باشد که از مقدار میانه آن کم‌تر است و لذا می‌توان گفت که مقدار چولگی نیز مثبت می‌باشد. مثبت بودن میزان چولگی بدین معناست که بیش‌تر داده‌ها نزدیک به عدد مینیمم می‌باشند و هر چه به بیش‌ترین داده در متغیر نگهداشت وجه نقد نزدیک می‌شویم، تمرکز داده نزدیک به آن کم‌تر است. بنابراین بیش‌تر داده‌های نگهداشت وجه نقد در شرکت‌ها نزدیک به مقدار حداقل بوده‌اند و در طی این ده سال تمایل شرکت‌ها به نگهداشت وجه نقد پایین بوده است. این تحلیل در مورد اندازه شرکت نیز صادق است و همان‌طور که مشاهده می‌شود میزان چولگی اندازه شرکت نیز عددی مثبت است و این بدین معناست که بیش‌تر شرکت‌های مورد بررسی دارای اندازه بزرگ نبوده‌اند و دارایی آنها نزدیک به مقدار حداقل دارایی شرکت بوده است.

نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و شبیه‌سازی آن توسط مدل‌های ARCH

جهت محاسبه نوسانات سیاست پولی ابتدا لازم است مدل آرما یا اریمای بهینه سری سیاست پولی در بازه زمانی مذکور استخراج نماییم. برای اینکار مراحل زیر را لازم است، سپری نماییم. قبل از هر کاری لازم است درباره مانا یا نامانا بودن سری زمانی سیاست پولی اطمینان حاصل نماییم؛ که بر اساس نتایج جدول شماره (۷)، در بخش پیشین مانایی متغیر تأیید گردید در نتیجه لازم است از روش آرما جهت تعیین مدل بهینه بهره گرفته شود.

جدول شماره ۳. نتایج آماره آکاییک در وقفه بهینه آریما

متغیر	مقدار آکاییک در وقفه (۱و۱)
میزان آماره آکاییک	(۴/۹۰)

بر اساس نتایج شاخص آکاییک در حالتی که مدل کم‌ترین آکاییک را داشته باشد، وقفه (۱و۱)، جهت مدل محاسبه شد. جهت اطمینان از بهینه بودن مدل جز اخلال مدل را محاسبه نموده و مانایی جز اخلال مدل آریمای بهینه را محاسبه می‌کنیم در صورت مانا بودن جز اخلال مراحل باکس–جنکینز به درستی انجام شده است.

جدول شماره ٤. نتایج آزمون دیکی فولر جز اخلال آریمای بهینه

متغیر	با روند و عرض از مبدا
جز اخلال مدل بهینه آریمای سیاست پولی (در سطح)	-۸/۸۴ (۰/۰۰۰۰)

در نهایت اقدام به برآورد آزمون ارچ و در نهایت برآورد مدل گارچ و استخراج نوسان سیاست پولی خواهیم پرداخت. در نهایت اقدام به برآورد آزمون آرچ، در صورت وجود اثر آرچ اقدام به برآورد مدل گارچ و استخراج نوسانات سیاست پولی خواهیم پرداخت.

جدول شماره ۵. نتایج آزمون آرچ

Variance Equation				
C	-0.609645	0.210425	-2.897203	0.0038
RESID(-1)^2	-0.956854	0.052148	-18.34880	0.0000

با توجه به معناداری ضریب RESID(-1)^2 اثر آرچ در داده‌های زمانی تأیید می‌گردد. در ادامه مدل گارچ سری سیاست پولی را استخراج می‌کنیم.

جدول شماره ٦. نتایج مدل گارچ

Variance Equation				
C	4018.384	97.42437	41.24619	0.0000
RESID(-1)^2	0.986056	0.135936	7.253805	0.0000
GARCH(-1)	-0.538119	0.202947	-2.651522	0.0080

با توجه به معناداری ضریب GARCH(-1) وجود مدل گارچ در داده‌های سری زمانی تغییرات سیاست پولی تأیید می‌گردد. برای بررسی فرضیه‌ی وجود یا عدم وجود ریشه‌ی واحد در سری‌های زمانی، در مدل حاضر سعی شده است از آزمون لوین لین و چو بهره گرفته شده است، که نتایج آن در جدول شماره (۷)؛ ارائه شده است.

جدول شماره ۷. نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو
(فرضیه صفر= نامانایی سری)

نام متغیر	میزان آماره	نتیجه
نگهداشت وجه نقد	-۴/۷۸	در سطح مانا است.
محدودیت مالی	-۶/۸۹	در سطح مانا است.
اندازه شرکت	-۵/۲۶	در سطح مانا است.
جریان نقدی شرکت	-۷/۱۱	در سطح مانا است.
سرمایه در گردش	-۱۰/۴۵	در سطح مانا است.
مخارج سرمایه شرکت	-۲۱/۲۳	در سطح مانا است.
اهرم مالی شرکت	-۸/۱۴	در سطح مانا است.
تقسیم سود	-۷/۱۶	در سطح مانا است.
نااطمینانی سیاست پولی	-۵/۳۹	در سطح مانا است.

نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مورد نظر در جدول شماره (۷)، نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد مانا هستند.

تشخیص تغییرات رژیم در متغیر نگهداشت وجه نقد

با استفاده از مقادیر بحرانی آکائیک[1] (۱۹۷۴)، تعداد رژیم‌های متغیر نگهداشت وجه نقد و رتبه خود رگرسیون آن۳ تعیین شده است. بر اساس تست LR در متغیر نگهداشت وجه نقد یک مدل غیر خطی بهتر از یک مدل خطی قابلیت توضیح دهندگی تغییرات متغیر نگهداشت وجه نقد را دارد. برای بررسی حالت غیر خطی بودن متغیرها، در این تحقیق از تست نرخ راست نمایی استفاده کرده‌ایم. آماره تست LR به وسیله رابطه‌ی $LR=2|\ln L_{MS\text{-}AR} - \ln L_{AR}|$ محاسبه شده و ارزش بحرانی این اماره مبتنی بر ارزش P داویس[2] (۱۹۸۷)، که به وسیله گارسیا و پرون پیشنهاد شده، می‌باشد. نتایج توضیحات فوق‌الذکر در جدول شماره (۸)، قابل مشاهده است. بر اساس فرض صفر در این تست که بیانگر عدم تغییر رژیم در نگهداشت وجه نقد به وسیله یک فرآیند AR یک

1. Akaike
2. Davies

رژیمه، در مقابل یک ساختار MS-AR که تغییر در میانگین نگهداشت وجه نقد را در شرکت‌های بورسی، در دو رژیم متفاوت مورد آزمون قرار می‌دهد. در نتیجه بر اساس مقدار آماره راستنمایی، مدل MS شامل دو رژیم، بالاتر از مدل AR برای یک رژیم می‌باشد؛ بنابراین قادر به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم تغییر در رژیم با سطح معنی‌داری ۵ درصد می‌باشیم. بنابراین تغییرات متغیرهای نگهداشت وجه نقد به وسیله مدل MS-AR دو رژیمه بهتر توصیف می‌شود. بر اساس نتایج در ردیف آخر جدول شماره (۸)، تفکیک به شش رژیم مورد تأیید قرار نگرفت.

جدول شماره ۸. تست LR بررسی حال خطی بودن متغیرهای مدل[1]

LR test statistica	MS-AR (ln LMS-AR) (دو رژیمه)	AR (ln LAR) (تک رژیمه)	آزمون نگهداشت وجه نقد در دو رژیم نسبت به یک رژیم
۵۶/۱۹***	-۸۷/۳۴	-۱۴۵/۵۶	
LR test statistica	MS-AR (ln LMS-AR) (سه رژیمه)	MS-AR (ln LMS-AR) (دو رژیمه)	نگهداشت وجه نقد در سه رژیم نسبت به دو رژیم
۱۶/۴۴***	-۷۰/۱۲	-۸۷/۳۴	
LR test statistica	MS-AR (ln LMS-AR) (سه رژیمه)	MS-AR (ln LMS-AR) (دو رژیمه)	نگهداشت وجه نقد در چهارم رژیم نسبت به سه رژیم
۱۰/۸۷***	-۶۱/۱۴	-۷۰/۱۲	
LR test statistica	MS-AR (ln LMS-AR) (سه رژیمه)	MS-AR (ln LMS-AR) (دو رژیمه)	نگهداشت وجه نقد در پنجم رژیم نسبت به چهار رژیم
۷/۸۲***	-۵۷/۳۳	-۶۱/۱۴	
LR test statistica	MS-AR (ln LMS-AR) (سه رژیمه)	MS-AR (ln LMS-AR) (دو رژیمه)	نگهداشت وجه نقد در شش رژیم نسبت به پنج رژیم
۳/۱۱	-۵۶/۱۷	-۵۷/۳۳	

رژیم یک نوسان خیلی پایین، رژیم دو نوسان پایین، رژیم سه نوسان عادی، رژیم چهار نوسان بالا و رژیم پنج نوسان خیلی بالا را نمایش می‌دهد.

مدل MS-AR با احتمالات انتقال ثابت شده

در این بخش نتایج تخمین مدل MS-AR تک متغیره[2] با احتمالات انتقال ثابت شده، برای متغیر نگهداشت وجه نقد، ارائه شده است. بر اساس مقادیر آماره‌های حداکثر راست‌نمائی و آکائیک، ضرایب جمله ثابت و خود رگرسیون متغیر نگهداشت وجه نقد وابسته به رژیم تشخیص داده شده است (اجازه داده شده است که در رژیم‌های مختلف تغییر کنند)؛ نتایج در جدول شماره (۹)؛ قابل مشاهده است. بر اساس نتایج تحقیق می‌توان بیان داشت که وقوع سیکل‌های تجاری می‌تواند شیب و عرض از مبدأ مدل تخمینی را تغییر دهد. در نتیجه لازم است برای تخمین مدل در رژیمهای رکود و رونق تخمینهای جداگانه‌ای صورت گیرد. شایان ذکر است هیچ اولویتی میان رژیم‌های مورد بررسی نیست و تفکیک انجام شده تنها در جهت توضیح دهندگی مدل تخمینی می‌باشد. در جدول ذیل خلاصه نتایج شاخص آکاییک ارائه شده است. بر اساس نتایج وقفه بهینه سه تعیین گردید.

جدول شماره ۹. میزان شاخص آکاییک

وقفه	آماره آکاییک
وقفه اول	-۰/۸۴۶۷
وقفه دوم	-۱/۶۰۹۷
وقفه سوم	-۱/۸۰۴۵
وقفه چهارم	-۱/۷۵۰۴

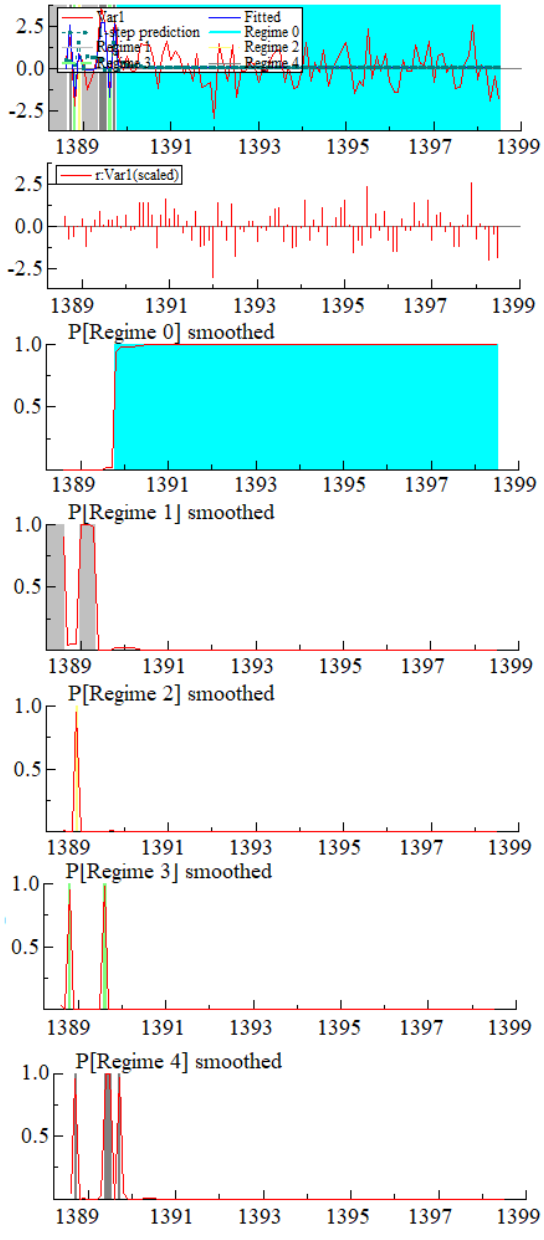
خلاصه نتایج برآورد مدل اتو رگرسیونی به شرح جدول ذیل هست.

در کل تحقیق حاضر *** : در سطح ۱% معنی‌دار است؛ ** : در سطح ۵% معنی‌دار است؛ * : در سطح ۱۰% معنی‌دار است. نبود ستاره به معنای عدم معناداری آن ضریب است.

2. Univariate

جدول شماره ۱۰. تخمین پارامترهای مدل MS(5)-AR(3) متغیرهای مدل نگهداشت وجه نقد

نام متغیر	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم
جمله ثابت	۴/۲۹۸ (۰/۰۰۰) ***	۴/۷۲۵ (۰/۰۰۰) ***	۵/۹۳۴ (۰/۰۰۰) ***	۶/۳۲۶ (۰/۰۰۰) ***	۷/۳۵۷ (۰/۰۰۰) ***
AR(1)	۰/۱۲۴ (۰/۰۴۳)***	۰/۱۳۸ (۰/۰۴۳)**	۰/۱۴۲ (۰/۰۴۱)**	۰/۱۴۷ (۰/۰۲۱)**	۰/۱۷۳ (۰/۰۰۳)***
AR(2)	−۰/۰۹۷ (۰/۰۳۲)**	−۰/۱۱۳ (۰/۰۳۶)**	−۰/۱۳۴ (۰/۰۳۲) **	−۰/۱۴۹ (۰/۰۳۱) **	−۰/۱۱۳ (۰/۰۲۳) **
AR(3)	−۰/۱۴۵ (۰/۰۵۲)*	−۰/۱۶۱ (۰/۰۴۱)**	−۰/۱۸۵ (۰/۰۳۲) **	−۰/۱۴۹ (۰/۰۳۷) **	−۰/۲۱۷ (۰/۰۲۸) **



شکل شماره ۱. احتمالات انتقال مدل MS(2)-AR(3) متغیر نگهداشت وجه نقد

بر اساس نتایج حاصل از تخمین جدول شماره (۱۰)، ضرایب جمله ثابت مدل معنی‌دار می‌باشد. در شکل شماره (۱)، احتمالات انتقال پیش‌بینی شده توسط مدل MS-AR، در پنج رژیم نگهداشت وجه نقد ارائه شده است. بر اساس شکل شماره (۱)، هر چه احتمال تفکیک شده به رژیم‌های تعیین شده در یک دوره زمانی، به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن نگهداشت وجه نقد در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیش‌تر است. بر این اساس رژیم یک (رژیم نااطمینانی خیلی پایین) نگهداشت وجه نقد پایین و در رژیم دو (رژیم نااطمینانی خیلی بالا) نگهداشت وجه نقد بالا را اختیار کرده است.

اثـر ورود متغیرهـای موثـر بر نگهداشـت وجه نقـد در رژیم‌هـای مختلف

در این بخش متغیرهای موثر بر نگهداشت وجه نقد را در مدل‌های MS-AR تخمین زده شده در بخش قبل را وارد محاسبات می‌نماییم. برای این منظور مدل MS-AR با احتمالات انتقال ثابت شده[1] بسط داده شده است. به منظور تعیین اینکه تغییرات این متغیرها بر نگهداشت وجه نقد تأثیرگذار است یا خیر، از تست LR=2|ln LMS-ARX −ln LMS-AR| استفاده شده است. ارزش راستنمایی دو مدل تخمینی نگهداشت وجه نقد، در دو حالت حضور متغیرهای موثر بر نگهداشت وجه نقد در مدل (MS-ARX)، یا عدم وجود آن در معادله تخمینی (MS-AR)، در جدول شماره (۱۱)، مقایسه شده است.

جدول شماره ۱۱. تست LR بررسی تأثیر یا عدم تأثیر متغیرهای موثر بر نگهداشت وجه نقد بدون لحاظ محدودیت نقدینگی

	LR test statistica	MS-ARX (ln MS-ARX)	MS-AR (ln L MS-AR)
نگهداشت وجه نقد	۲۱/۷۶***	−۴۱/۰۸	−۵۷/۳۳

***: در سطح ۱% معنی‌دار می‌باشد.

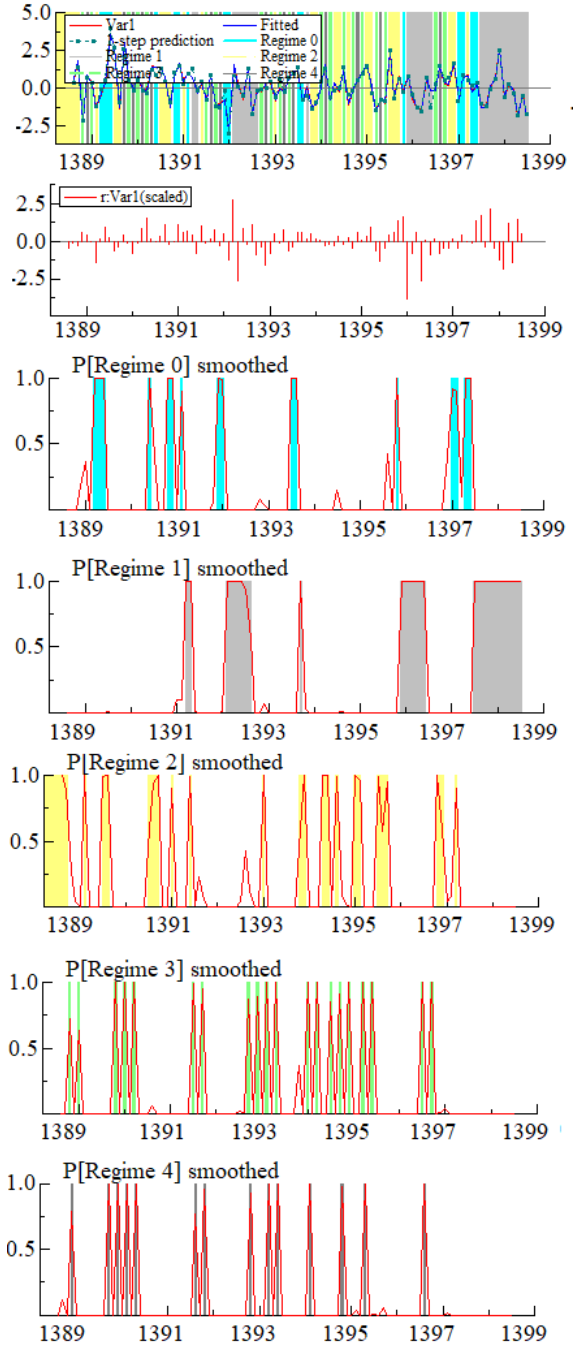
جدول شماره ۱۲. شمول متغیرهای موثر بر در مدل MS-ARX نگهداشت وجه نقد بدو لحاظ محدودیت مالی

نام متغیر	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم
عرض از مبدا	۸/۱۷۸ (۰/۰۰۰) ***	۸/۲۰۹ (۰/۰۰۰) ***	۹/۲۷۸ (۰/۰۰۰) ***	۱۰/۱۹۰ (۰/۰۰۰) ***	۱۰/۲۲۲ (۰/۰۰۰) ***
اندازه شرکت	−۰/۱۷۸ (۰/۰۶۷) *	−۰/۱۸۲ (۰/۰۵۴) *	−۰/۱۹۷ (۰/۰۳۹) **	−۰/۱۸۴ (۰/۰۵۱) *	−۰/۱۹۲ (۰/۰۴۷) **
جریان نقدی شرکت	۰/۳۴۸ (۰/۰۰۰) ***	۰/۴۰۱ (۰/۰۰۰) ***	۰/۴۲۶ (۰/۰۰۰) ***	۰/۳۰۹ (۰/۰۰۰) ***	۰/۴۰۱ (۰/۰۰۰) ***
سرمایه در گردش	−۰/۱۳۴ (۰/۰۲۴) **	−۰/۱۴۷ (۰/۰۰۹) ***	−۰/۱۷۷ (۰/۰۰۰) ***	−۰/۱۵۶ (۰/۰۰۰) ***	−۰/۲۰۹ (۰/۰۰۰) ***
مخارج سرمایه شرکت	۰/۰۹۶ (۰/۰۲۵) **	۰/۱۰۵ (۰/۰۲۱) **	۰/۱۱۲ (۰/۰۰۴) ***	۰/۱۴۲ (۰/۰۰۳) ***	۰/۱۴۸ (۰/۰۰۱) ***
اهرم مالی شرکت	۰/۰۸۴ (۰/۰۶۶) *	۰/۰۹۹ (۰/۰۰۱) ***	۰/۱۰۴ (۰/۰۰۰) ***	۰/۱۱۳ (۰/۰۰۰) ***	۰/۱۴۵ (۰/۰۰۰) ***
تقسیم سود	−۰/۲۰۴ (۰/۰۵۷) *	−۰/۲۲۵ (۰/۰۴۲) **	−۰/۲۷۲ (۰/۰۰۰) ***	−۰/۲۱۴ (۰/۰۳۶)**	−۰/۲۵۷ (۰/۰۰۰) ***
نااطمینانی سیاست پولی	۰/۲۱۳ (۰/۰۰۰)***	۰/۲۲۳ (۰/۰۰۰)***	۰/۲۴۱ (۰/۰۰۰)***	۰/۲۳۴ (۰/۰۰۰)***	۰/۲۵۶ (۰/۰۰۰)***
fآماره	۴/۶۷۴	۷/۰۰۹	۱۰/۲۷۵	۵/۳۳۳	۸/۱۳۲
سطح احتمال	(۰/۰۰۵) ***	(۰/۰۰۰) ***	(۰/۰۰۰) ***	(۰/۰۰۰) ***	(۰/۰۰۰) ***

***: در سطح ۱% معنی‌دار است؛ **: در سطح ۵% معنی‌دار است؛ *: در سطح ۱۰% معنی‌دار است. نبود ستاره به معنای عدم معناداری آن ضریب است.

1. Fixed transition probabilities

نتایج تست آشکار می‌کند که مدل MS-ARX نرخ راستنمایی بالاتری در مقایسه به مدل MS-AR تک متغیره دارد و مدل MS-AR تک متغیره در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود. به عبارتی حضور متغیرهای موثر بر نگهداشت وجه نقد توضیح دهندگی تخمین مدل را افزایش داده است در نتیجه متغیرهای موثر بر نگهداشت وجه نقد متغیرهای ذیربط تشخیص داده شده‌اند و حضور آن از لحاظ آماری توجیه‌پذیر می‌باشد. پس یافته‌ها مشاهداتی را مبنی بر تأثیر این متغیرها بر نگهداشت وجه نقد را نشان می‌دهد. در جدول شماره (۱۲)، نتایج تخمین مدل MS-ARX متغیر نگهداشت وجه نقد ارائه شده است.



شکل شماره ۲: احتمالات انتقال مدل MS(5)-ARX (3) متغیر دستکاری با شمول متغیرهای مستقل (بدون لحاظ محدودیت مالی)

اثر ورود محدودیت مالی بر نگهداشت وجه نقد در رژیم‌های مختلف

در جدول شماره (۱۳)، نتایج ورود محدودیت نقدینگی بر مدل مورد ارزیابی قرار گرفته است.

جدول شماره ۱۳. تست LR بررسی تأثیر محدودیت مالی بر نگهداشت وجه نقد

	MS-ARX (ln MS-ARX)	MS-ARX (ln MS-ARXM)	LR test statistica
نگهداشت وجه نقد	-۴۱/۰۸	-۳۰/۱۹	۱۸/۵۲***

نتایج تست آشکار می‌کند که مدل MS-ARXM نرخ راستنمایی بالاتری در مقایسه به مدل MS-ARX چند متغیره دارد و مدل MS-ARX چند متغیره در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود. به عبارتی حضور محدودیت مالی بر نگهداشت وجه نقد توضیح دهندگی تخمین مدل را افزایش داده است. در جدول شماره (۱۴)، نتایج تخمین مدل MS-ARXM متغیر نگهداشت وجه نقد ارائه شده است.

جدول شماره ۱٤. شمول متغیرهای موثر بر در مدل MS-ARX نگهداشت وجه نقد با لحاظ محدودیت مالی

نام متغیر	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم
عرض از مبدا	۱۰/۳۴۵ (۰/۰۴۷) **	۱۰/۳۶۱ (۰/۰۱۴) **	۱۱/۳۸۹ (۰/۰۱۱) **	۱۲/۳۲۴ (۰/۰۲۱) **	۱۴/۳۶۹ (۰/۰۱۸) **
اندازه شرکت	-۰/۱۴۵ (۰/۰۰۰)***	-۰/۱۶۷ (۰/۰۰۰)***	-۰/۲۰۹ (۰/۰۰۰)***	-۰/۲۱۳ (۰/۰۰۰)***	-۰/۲۲۴ (۰/۰۰۰)***
جریان نقدی شرکت	-۰/۰۴۱ (۰/۰۳۶)**	-۰/۰۷۸ (۰/۰۳۰)**	-۰/۰۹۴ (۰/۰۲۱) **	-۰/۰۶۸ (۰/۰۱۶) **	-۰/۱۰۹ (۰/۰۲۵) **
سرمایه در گردش	-۰/۱۶۷ (۰/۰۴۵)*	-۰/۲۳۱ (۰/۰۳۶)**	-۰/۲۴۳ (۰/۰۴۱) **	-۰/۲۵۱ (۰/۰۳۶) **	-۰/۲۶۱ (۰/۰۲۵) **
مخارج سرمایه شرکت	۰/۲۳۴ (۰/۰۱۵) **	۰/۲۵۶ (۰/۰۰۷) ***	۰/۲۸۷ (۰/۰۰۰) ***	۰/۲۱۸ (۰/۰۰۶) ***	۰/۲۴۱ (۰/۰۰۰) ***
اهرم مالی شرکت	۰/۱۶۷ (۰/۱۶۴)	۰/۱۸۳ (۰/۰۷۴) *	۰/۲۰۲ (۰/۰۱۴) **	۰/۲۱۷ (۰/۰۲۵) **	۰/۲۴۱ (۰/۰۴۸) **
تقسیم سود	-۰/۲۰۱ (۰/۰۵۴) *	-۰/۲۶۷ (۰/۰۳۷) **	-۰/۲۸۹ (۰/۰۳۱) **	-۰/۲۶۲ (۰/۰۰۴)***	-۰/۲۸۷ (۰/۰۰۰) ***
نااطمینانی سیاست پولی	۰/۳۴۵ (۰/۰۴۷) **	۰/۳۶۱ (۰/۰۱۴) **	۰/۳۸۹ (۰/۰۱۱) **	۰/۳۲۴ (۰/۰۲۱) **	۰/۳۶۹ (۰/۰۱۸) **
محدودیت مالی شرکت* نااطمینانی سیاست پولی*D1	۰/۲۰۹ (۰/۰۵۹) *	۰/۲۲۷ (۰/۰۳۶) **	۰/۲۶۵ (۰/۰۲۷) **	۰/۲۲۷ (۰/۰۳۴)**	۰/۲۹۴ (۰/۰۲۷) **
آماره f	۷/۸۲۴	۹/۳۰۹	۱۲/۱۴۵	۸/۰۰۴	۱۱/۴۳۲
سطح احتمال	(۰/۰۰۰) ***	(۰/۰۰۰) ***	(۰/۰۰۰) ***	(۰/۰۰۰) ***	(۰/۰۰۰) ***

آماره t برای متغیر توضیحی PU_{it-1}*D1*FC در رژیم‌های مختلف معنادار شده است. لذا در سطح اطمینان ۹۵% فرضیه دوم پژوهش مبتنی بر اینکه تاثیرگذاری نااطمینانی سیاست‌های پولی بر نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های با محدودیت مالی بیش‌تر است، مورد تایید قرار می‌گردد. می‌توان اذعان داشت در چنین حالتی هزینه‌های نمایندگی می‌تواند سطح دارایی‌های نقدی را تحت تأثیر قرار دهد که ممکن است رابطه بین نااطمینانی سیاست‌های پولی و

نگهداشت وجه نقد را مورد تأثیر قرار دهد. در جدول شماره (۱۵)، ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ارائه شده است:

جدول شماره ۱۵. ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	نگهداشت وجه نقد				
	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳	رژیم ۴	رژیم ۵
رژیم ۱	۰/۳۴۶	۰/۲۷۶	۰/۱۵۴	۰/۱۹۱	۰/۰۹۶
رژیم ۲	۰/۱۱۴	۰/۳۰۶	۰/۲۵۷	۰/۱۹۸	۰/۱۲۵
رژیم ۳	۰/۲۰۸	۰/۱۸۳	۰/۳۴۵	۰/۲۰۶	۰/۰۵۸
رژیم ۴	۰/۱۵۴	۰/۱۴۹	۰/۱۳۹	۰/۳۸۶	۰/۰۱۹
رژیم ۵	۰/۱۷۸	۰/۰۸۶	۰/۱۰۵	۰/۴۱۶	۰/۷۰۲

با توجه به نتایج جدول شماره (۱۵)، رژیم غالب در مدل نگهداشت وجه نقد در بورس اوراق بهادار ایران رژیم نااطمینانی خیلی بالا است.

بر اساس شکل (۳)، مدل MS-ARXM در توضیح مسیر نگهداشت وجه نقد در هر ۵ حالت رژیم نسبت به مدل MS-ARX فاقد متغیر محدودیت مالی (شکل ۲) بهتر عمل نموده است. به عبارتی با مقایسه شکل‌های (۲) و (۳)، مشاهده میشود در نمودار شماره (۳) که با حضور محدودیت مالی در تخمین مدل نگهداشت وجه نقد ترسیم شده است تفکیک دورههای رونق و رکود نسبت به عدم حضور این متغیر بهتر انجام شده است در نتیجه تغییرات در متغیرهای توضیحی موثر بر نگهداشت وجه نقد توضیح در تغییرات متغیر وابسته (نگهداشت وجه نقد) را افزایش میدهد. به علاوه شکل (۳)، نشان می‌دهد که میانگین نگهداشت وجه نقد در رژیم با نااطمینانی سیاست پولی بالاتر از حالت نااطمینانی پایین است.

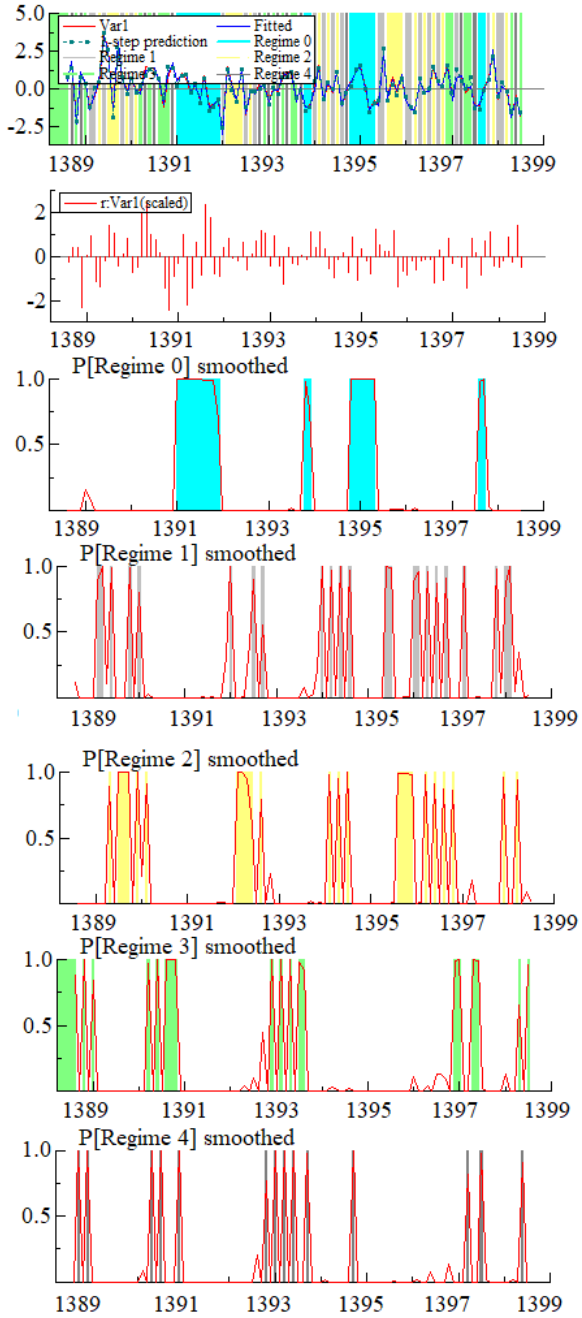
۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نگاهی متفاوت به ساختار پولی و مالی به عنوان عوامل تعیین کننده در توسعهٔ اقتصاد، این دیدگاه را درباره نقش پول و سیاست‌های مالی تغییر می‌دهد. مک کینون و شاو بر پایه مطالعات شومپیتر نظریه آزادسازی مالی را مطرح کردند. در این نظریه ایشان بر این باورند که حذف محدودیت‌های دولتی بر سیستم بانکی، باعث افزایش کمیت و کیفیت سرمایه‌گذاری می‌شود. آن‌ها معتقدند که آزادسازی از محدودیتهایی همچون سقف نرخ بهره، ذخیره قانونی بالا و برنامه‌های اعتبارات گزینشی، توسعهٔ اقتصادی را تسهیل می‌نماید. این بدین دلیل است که وقتی نرخ بهره پایین‌تر از تعادل است، افزایش نرخهای بهره به سمت تعادل، پسانداز افراد در مؤسسات مالی را افزایش می‌دهد و در نتیجه به تخصیص کارآتر سرمایه خواهیم رسید. لذا با توجه به اهمیت موضوع، در این پژوهش به تأثیر نااطمینانی سیاست‌های پولی بر نگهداشت وجه نقد با تاکید بر محدودیت مالی پرداخته شده است.

بر اساس نتایج پژوهش حاصل نااطمینانی در سیاست‌های پولی تابع رژیم‌های اقتصادی بوده و بر این اساس ۵ رژیم جهت برآورد مدل بر اساس شاخص نسبت راستنمایی جهت تعیین میزان نگهداشت نقد مشخص گردید. نتایج بیانگر این واقعیت بود که با افزایش سطح نااطمینانی میزان نگهداشت وجه نقد افزایش یافته و در حالتی که قید محدودیت مالی به مدلهای ۵ گانه اعمال گردید مشاهده گردید که میزان نگهداشت وجه نقد افزایش یافت. این میزان نگهداشت به سطح نااطمینانی سیاست پولی و محدودیت مالی وابسته است.

۱. با عنایت به تایید فرضیه اول پژوهش مبتنی بر اینکه نااطمینانی سیاست‌های پولی بر نگهداشت وجه نقد تأثیر معنادار دارد، می‌توان اذعان نمود که نااطمینانی در سیاست‌های پولی تأثیر مستقیم بر نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها دارد و در صورت ناثباتی و ناپایداری در سیاست‌های اقتصادی، میزان وجه نقد نگهداری شده در شرکت‌ها بیش‌تر است. این موضوع می‌تواند حاکی از عکس العمل سرمایه گذاران و اعتباردهندگان مالی نسبت به نااطمینانی سیاست پولی باشد؛ لـذا به سرمایه‌گذاران، کـاربران و سـازمان‌های تـدوین استاندارد و قوانین پیشنهاد

می‌شود، در تصمیمات خود به این مهم توجه داشته باشند.



شکل شماره ۳. احتمالات انتقال مدل MS(5)-ARX (3) متغیر دستکاری با شمول متغیرهای مستقل (با لحاظ محدودیت مالی)

۲. با عنایت به فرضیه دوم پژوهش، مبتنی بر اینکه تاثیرگذاری نااطمینانی سیاست‌های پولی بر نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های با محدودیت مالی بیش‌تر است. می‌توان اظهار نمود در مواقعی که کشور با نوسان پذیری و عدم قطعیت در نقدینگی روبه رو است، می‌توان با اتخاذ تمهیدات مالی محدویت مالی را در حد معقولی برای افزایش عملکرد و میزان سرمایه‌گذاری در شرکت کنترل کرد و با تدوین استراتژی مناسب، شرکت با عدم سرمایه‌گذاری مواجه نگردد؛

لذا به شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود که بـه عواملی همچون نااطمینانی سیاست پولی توجه کنند و راه‌کارهای مناسب را جهت بهبود آن بیندیشند؛ همچنین به سرمایه‌گذاران در بخش‌های خصوصی و تحلیلگران مالی پیشنهاد می‌شـود که در دوران نااطمینانی سیاست پولی وضعیت محدودیت مالی را به عنوان معیاری برای سنجش و پیش‌بینی سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها در تحلیل‌های خود لحاظ کنند.

با توجه به اینکه میزان وجه نقد تابع میزان نااطمینانی سیاست پولی است در نتیجه سیاست‌های تثبیت بازار پول در کنار سیاست‌های تثبیت بازار سرمایه باید مورد توجه قرار گیرد.

به شرکت‌ها توصیه می‌گردد میزان نگهداشت وجه بهینه را تابع شرایط اقتصادی دانسته و از سیاست‌های مبتنی بر قاعده که به صورت عرف مابین صنایع مختلف اتخاذ میگردد؛ خودداری نمایند.

منابع

۱. امامی، م.، و فرید، د. (۱۳۹۵). سرمایه در گردش, عملکرد شرکت و محدودیت‌های مالی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی, ۸(۴ (پیاپی ۳۰)), ۱-۱۵.

۲. برادران حسن زاده, رسول, بادآورنهندی, یونس, نگهبان, لیلا. (۱۳۹۳). تأثیر محدودیت‌های مالی و هزینه‌های نمایندگی بر کارایی سرمایه‌گذاری. پژوهش‌های حسابداری مالی, ۶(۱), ۸۹-۱۰۶.

۳. تین فرد، م.، و اولی، م.، و میناب، م. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر نااطمینانی سیاسی بر نگهداشت وجه نقد. دانش حسابداری, ۱۱(۱ (۴۰ پیاپی)), ۱۱۳-۱۳۴.

۴. حیدرزاده هنزائی, علیرضا, فراهانی, محمد. (۱۳۴۸). بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت و نرخ ارز بر بازده سهام با استفاده از تبدیلات خطی نویزساز و مدل خودبازگشت برداری. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار, ۱۲(۴۳), ۱۳۱-۱۴۲.

۵. خانعلی زاده, بهمن. (۱۴۰۰). تأثیر توسعه بازار سرمایه و رشد اقتصادی بر فقر. پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار, ۱۲(۲۲), ۱۱-۲۶.

۶. خدابندلو, فایزه و بشکوه, مهدی و صراف, فاطمه,۱۳۹۶,رابطه بین نظام راهبری هیات مدیره با محدودیت‌های مالی و سطح نگهداشت وجه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران,سومین کنفرانس بین المللی مدیریت،حسابداری و اقتصاد دانش بنیان با تاکید بر اقتصاد مقاومتی,تهران,

۷. خدامی پور, احمد, شمس الدین, سحر. (۱۳۹۶). تأثیر شاخص قیمت مصرف کننده و چرخهٔ عملیاتی در سطح نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. مدیریت دارایی و تامین مالی, ۵(۴), ۱۱۷-۱۲۸.

۸. دستگیر، م.، و شهپری، ا. (۱۳۹۶). تأثیر سرمایه در گردش و فرصت‌های رشد بر ساختار سرمایه. حسابداری مالی, ۹(۳۳), ۹۷-۱۲۰.

۹. ذوالفقاری, مهدی, طالبنیا, قدرت الله, پورزمانی, زهرا. (۱۳۹۸). مدیریت سود فرصت‌طلبانه و کارآ و رابطه آن با محدودیت‌های مالی: آزمون فرضیه بدهی تئوری‌های اثباتی حسابداری. پژوهش‌های تجربی حسابداری, ۹(۳), ۱-۲۳.

۱۰. ستوده نیا، س.، و عابدی، ف. (۱۳۹۲). تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در تثبیت مالی ایران. سیاست‌های راهبردی و کلان, ۱(۳), ۱۰۳-۱۱۵.

۱۱. ظفری، س. (۱۳۹۵). تأثیر وجه نقد مازاد بر مخارج سرمایه‌ای با تاکید بر محدودیت‌های مالی. بورس اوراق بهادار, ۹(۳۵), ۱۰۳-۱۲۳.

۱۲. کاشانی پور، م.، و راسخی، س.، و نقی نژاد، ب.، و رساییان، ا. (۱۳۸۹). محدودیت‌های مالی و حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی در بورس اوراق بهادار تهران. پیشرفت‌های حسابداری (علوم اجتماعی و انسانی شیراز), ۲(۲ (پیاپی ۵۹/۳)), ۵۱-۷۴.

۱۳. لونی, سمیه, عباسیان, عزت اله, حاجی, غلامعلی. (۱۴۰۰). اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری شرکتی: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی, ۲۳(۲), ۲۴۹-۲۶۸.

۱۴. مهدوی، غلامحسین، رضایی، غلامرضا. (۱۳۹۴). "بررسی اثرهای ساختار هیئت‌مدیره بر محدودیت در تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته‌شدهٔ بورس اوراق بهادار تهران". تحقیقات

مالی، ۱۷(۱)، ۱۷۹-۱۹۸.

۱۵. نیکخو, حافظ, رحمانی, تیمور, خلیلی, فرزانه. (۱۴۰۱). نااطمینانی اقتصادکلان و تصمیمات سرمایه‌گذاری بانک‌ها. اقتصاد مالی financial Economics, ۱۶(۵۸), ۱-۲۲.

۱۶. همایون, علی و شهدوستی, اعظم,۱۳۹۵,بررسی رابطه محدودیت‌های مالی براساس شاخص WW با سیاست تقسیم سود و بحران مالی در شرکت ها,اولین همایش حسابداری،اقتصاد و نوآوری در مدیریت,بندرعباس.

۱۷. یاوری، ک.، و سحابی، ب.، و عاقلی، ل.، و شفیعی، س. (۱۳۹۵). نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی و آثار اقتصادی آن. اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی), ۱۳(۱ (پیاپی ۴۸)), ۶۹-۹۶.

18. Arslan, Ö., Florackis, C., & Ozkan, A. (2006). The role of cash holdings in reducing investment–cash flow sensitivity: Evidence from a financial crisis period in an emerging market. Emerging Markets Review, 7(4), 320-338.

19. Baker, S.R., Bloom, N., 2014. “Does uncertainty reduce growth? Using disasters as natural experiments”. NBER Working Paper No. 19475.

20. Baker, S.R., Bloom, N., 2014. “Does uncertainty reduce growth? Using disasters as natural experiments”. NBER Working Paper No. 19475.

21. Driver, C., & Muñoz-Bugarin, J. (2019). Financial constraints on investment: Effects of firm size and the financial crisis. Research in International Business and Finance, 47, 441-457.

22. Driver, C., & Muñoz-Bugarin, J. (2019). Financial constraints on investment: Effects of firm size and the financial crisis. Research in International Business and Finance, 47, 441-457.

23. Drobetz, W., El Ghoul, S., Guedhami, O., & Janzen, M. (2018). Policy uncertainty, investment, and the cost of capital. Journal of Financial Stability, 39, 28-45.

24. Drobetz, W., El Ghoul, S., Guedhami, O., & Janzen, M. (2018). Policy uncertainty, investment, and the cost of capital. Journal of Financial Stability, 39, 28-45.

25. Dweekat, A. J., Hwang, G., & Park, J. (2017). A supply chain performance measurement approach using the internet of things: toward more practical SCPMS. Industrial Management & Data Systems.

26. Dweekat, A. J., Hwang, G., & Park, J. (2017). A supply chain performance measurement approach using the internet of things: toward more practical SCPMS. Industrial Management & Data Systems.

27. Fama, E. F., French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. Journal of Finacial Economics, 116(1): 1–22.

28. García-Teruel, P. J., Martínez-Solano, P., & Sánchez-Ballesta, J. P. (2009). Accruals quality and corporate cash holdings. Accounting & Finance, 49(1), 95-115.

29. Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. The Review of Financial Studies, 29(3), 523-564.

30. Liu, G., & Zhang, C. (2020). Economic policy uncertainty and firms' investment and financing decisions in China. China Economic Review, 63, 101279.

31. Liu, R., He, L., Liang, X., Yang, X., & Xia, Y. (2020). Is there any difference in the impact of economic policy uncertainty on the investment of traditional and renewable energy enterprises?–A comparative study based on regulatory effects. Journal of Cleaner Production, 255, 120102.

32. Manriquez, M. (2019). Work-games in the gig-

economy: A case study of Uber drivers in the city of Monterrey, Mexico. In Work and Labor in the Digital Age. Emerald Publishing Limited.

33. Manriquez, M. (2019). Work-games in the gig-economy: A case study of Uber drivers in the city of Monterrey, Mexico. In Work and Labor in the Digital Age. Emerald Publishing Limited.
34. Nie, H., Vasseur, V., Fan, Y., & Xu, J. (2019). Exploring reasons behind careful-use, energy-saving behaviours in residential sector based on the theory of planned behaviour: Evidence from Changchun, China. Journal of Cleaner Production, 230, 29-37.
35. Nie, H., Vasseur, V., Fan, Y., & Xu, J. (2019). Exploring reasons behind careful-use, energy-saving behaviours in residential sector based on the theory of planned behaviour: Evidence from Changchun, China. Journal of Cleaner Production, 230, 29-37.
36. Zhou, M., Cao, J., & Lin, B. (2021). CEO organizational identification and firm cash holdings. China Journal of Accounting Research, 14(2), 183-205.