


مقاله پژوهشی

نقش ثبات بازار مالی بر سازوکار انتقال سیاست پولی در ایران: روش گارچ چندمتغیره (MGARCH)

فریناز رحیمیان

دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
farinaz.rahimian@gmail.com

حسین شریفی رنانی 

دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
h.sharifi@khuisf.ac.ir

سارا قبادی

استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
sghebadi@khuisf.ac.ir

چکیده

اثر نااطمینانی بر رشد پولی در سال‌های اخیر توجه زیادی را به خود جلب کرده و مسئله مهمی برای بانک‌های مرکزی است. در قالب سازوکار انتقال پولی از طریق بازار مالی، سیاست پولی از قیمت این نوع دارایی‌ها متأثر می‌شود. این اثرگذاری بر مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری و به تبع آن بر بخش واقعی اقتصاد تأثیر می‌گذارد و نقش مهمی در تعادل عمومی اقتصاد و انتقال شوک‌های اقتصادی در جامعه ایفا می‌کند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است که از متغیرهای کلان اقتصادی از جمله اعتماد سرمایه‌گذاران، نرخ ارز و پول تأثیر می‌گیرد. با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ و رهیافت MGARCH-VECH-VAR روابط پویای نااطمینانی میان متغیرها بررسی شد. فرآیند انتقال سیاست پولی از بازار دارایی‌ها شروع می‌شود. به‌ویژه هنگامی که عدم قطعیت درباره دائمی بودن یا موقتی بودن سیاست‌ها وجود دارد، بازار دارایی‌ها بسیار سریع جواب می‌دهد؛ بنابراین قیمت دارایی‌ها و به دنبال آن ثبات بازار مالی نقش مهمی در سازوکار انتقال پولی ایفا می‌کند. سیاست‌هایی که منجر به افزایش نو سان‌های نرخ رشد ارز واقعی می‌شود، منجر به افزایش نااطمینانی اعتماد سرمایه‌گذاران و بی‌ثباتی بازار مالی خواهد شد و به دنبال آن نااطمینانی رشد پولی و بخش واقعی اقتصاد افزایش می‌یابد. با افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران، زمینه کاهش نرخ رشد پولی و همچنین افزایش مصرف از طریق اثر ثروت و افزایش نرخ رشد تولید فراهم می‌شود.

کلیدواژه‌ها: اعتماد سرمایه‌گذاران، سازوکار انتقال سیاست پولی، مدل گارچ چندمتغیره.

* نویسنده مسئول

۱- این مقاله مستخرج از رساله دکتری است.

رحیمیان، فریناز، شریفی رنانی، حسین و قبادی، سارا. (۱۴۰۰). نقش ثبات بازار مالی بر سازوکار انتقال سیاست پولی در ایران: روش گارچ چند متغیره (MGARCH). مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۹(۳): ۳۷-۶۴.



2383-1189 / © 2021 The Authors. Published by University of Isfahan

This is an open access article under the BY- NC- ND/4.0/ License (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

 <http://dx.doi.org/10.22108/amf.2021.126331.1618>

 <https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831189.1400.9.3.3.4>

مقدمه

بازار مالی در جایگاه یکی از کانال‌های تأمین مالی و تخصیص منابع در اقتصاد نقش مهمی در تعادل عمومی اقتصاد و انتقال شوک‌های اقتصادی در جامعه ایفا می‌کند. شرایط این بازارها به شدت بر بخش واقعی اقتصاد تأثیرگذار است و از سایر بخش‌ها نیز تأثیر می‌پذیرد. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است که از متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز و پول تأثیر می‌گیرد. در واقع، پول در جایگاه متغیری سیاستی در سطح کلان و نیز در نقش بخشی از سبد دارایی فرد ممکن است بر شاخص سهام تأثیرگذار باشد؛ همین‌طور تغییر شاخص قیمت سهام نیز ممکن است با اثر بر مخارج مصرفی (از طریق اثر ثروت) و مخارج سرمایه‌گذاری (از طریق Q توبین) بر حجم فعالیت‌های اقتصادی و تثبیت قیمت‌ها اثرگذار باشد؛ بنابراین درک نحوه تأثیر سیاست پولی بر حوزه وسیع‌تری از اقتصاد، به‌طور ضروری مستلزم آگاهی از اثر اقدامات سیاستی بر بازارهای مالی مهم و چگونگی تغییر قیمت دارایی‌ها در این بازارها است که به نوبه خود بر رفتار خانوار، بنگاه و سایر تصمیم‌گیرندگان تأثیر می‌گذارد (Bayat, Afshari & Tavakolian, 2016). در ایران با توجه به نوظهور بودن بازار سرمایه و نیز بانک‌محور بودن نظام تأمین مالی، بررسی بیشتر در حوزه شاخص‌های بازار سرمایه، بازار ارز و اثرات آن بر سازوکار انتقال سیاست پولی لازم است (Jalili, Assari, Yavari & Heydari, 2017).

روند روبه‌رشد جهانی شدن بازارهای مالی و اتخاذ نظام‌های پولی و ارزی انعطاف‌پذیر منجر به افزایش شواهد پیش‌بینی‌پذیر از عملکرد بازارهای مالی با استفاده از متغیرهای پولی می‌شود و پژوهش‌های گسترده‌ای درباره ارتباط میان رفتار نرخ ارز، بازارهای سهام پیشرفته و سیاست پولی در حال انجام است. سیاست‌های پولی، بر بخش حقیقی اقتصاد و به دنبال آن بر قیمت‌ها تأثیرگذار است و شرایط پولی اقتصاد نیز بر رفتار بازده سهام تأثیر خواهد گذاشت؛ از این رو بازار سهام در جایگاه بازار سرمایه نقش مهمی در انتقال سیاست پولی ایفا می‌کند. توسعه بازار سرمایه و نظام بانکی از طریق افزایش فرصت‌های سرمایه‌گذاری مولد، کاهش هزینه مبادلات، کاهش ریسک، تجهیز پس‌اندازها، افزایش شفافیت اطلاعات، تسهیل جریان تخصیص بهینه منابع و افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران، به رونق در تولید و رشد اقتصادی منجر می‌شود (Sourial, 2002).

اگرچه نظریه‌های نخستین روی کانال نرخ بهره در جایگاه سازوکار انتقال اصلی شوک‌های نوسان‌های پولی به اقتصاد واقعی تأکید می‌کند، ماسکارو^۱، ملتزر^۲ (1983) و ایوانس^۳ (1984) بیان می‌کنند از آنجایی که نوسان پولی باعث افزایش نوسان نرخ بهره می‌شود، ریسک اوراق بهادار نیز افزایش خواهد یافت. افزایش ریسک اوراق بهادار بر تقاضای پول اثر می‌گذارد؛ در نتیجه نرخ بهره را افزایش می‌دهد و منجر به دوره کاهش سرمایه‌گذاری و رکود خواهد شد. در سال‌های اخیر بکرت^۴، هواروا^۵ و لودوکا^۶ (2010) و جوانوویک^۷ (2011) به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی به صورت مستقیم بر خطرپذیری سرمایه‌گذاران اثر دارد و خود دارای رابطه‌ای غیر خطی با نااطمینانی مالی است. در نهایت، تحلیل‌های اخیر نشان‌دهنده افزایش توجه به اثرات مثبت بازارهای مالی بر فعالیت‌های اقتصاد کلان است. زورزی^۸ و همکاران (2020) در مطالعه‌ای با بررسی اثرات سیاست پولی بین اقتصادهای اتحادیه اروپا و اقتصاد آمریکا نشان دادند اگرچه شوک سیاست پولی در آمریکا اثر کوچکی بر قیمت مصرف‌کننده دارد، وقوع این شوک، بر بازارهای مالی و بخش واقعی اقتصاد اتحادیه اروپا به شدت تأثیر می‌گذارد. بوچ^۹ و همکاران (2018) نیز تغییرات سیاست پولی در آمریکا را بر نظام بانکی این کشور مؤثر دانسته و دریافته‌اند که این مسئله بر نظام مالی و بانکی سایر کشورها از جمله برخی کشورهای اروپایی نیز اثر چشمگیری داشته است. برگ^{۱۰} و همکاران (2018) با مطالعه سیاست‌های پولی چند کشور منتخب دریافتند نتایج و اثرات سیاست‌های پولی و

1. Mascaro

2. Meltzer

3. Evans

4. Bekaert

5. Hoerova

6. LoDuca

7. Jovanovic

8. Zorzi

9. Buch

10. Berg

کانال‌های اثرگذاری آنها به‌شدت از شرایط محیطی و عوامل مؤثر همچون رژیم‌های پولی و نظام مالی در کشورهای مختلف تأثیر می‌گیرد. ویلیامز² (2012) نشان داد نااطمینانی درباره بحران‌های مالی باعث تغییرات چشمگیری در سیاست بهینه پولی می‌شود. پان³ (2011) شواهدی ارائه داد مبنی بر اینکه تغییرات در متغیرهای مربوط به اقتصاد واقعی و سیاست پولی به توضیح الگوهای متغیر زمانی در ارزش‌گذاری دارایی‌ها در دهه‌های اخیر کمک می‌کند. چتری آتونویو⁴، دافی⁵ و فیلیز⁶ (2013) نقش ارتباط متقابل میان سیاست پولی و مالی در توضیح توسعه بازارهای مالی را بسیار مهم دانستند؛ به نحوی که سیاست‌های فوق به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم، بر بازار سهام مؤثر است؛ بنابراین سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی حاضر در بازار سرمایه باید به این سیاست‌ها به‌طور همزمان توجه کنند.

بیشتر مطالعات انجام شده، روابط یک‌به‌یک عوامل مربوط به بازارهای ارز، سرمایه، بخش واقعی اقتصاد و سیاست پولی را مطالعه کرده‌اند؛ به نحوی که یا اثر متقابل سیاست پولی و بازار سرمایه یا بخش واقعی اقتصاد را بررسی کرده‌اند. موسایی و همکاران (2010) دریافته‌اند که در تمام الگوهای تخمین‌زده شده رابطه بلندمدتی میان متغیرهای بررسی شده و شاخص کل قیمت سهام وجود دارد؛ به گونه‌ای که متغیر حجم پول بیشترین اثرگذاری را بر بازار سرمایه دارد. حیدری و بشیری (2012) نیز رابطه بین نوسان‌های نرخ ارز و شاخص قیمت سهام را بررسی و نتیجه‌گیری می‌کنند که بین عوامل بررسی شده رابطه منفی و معناداری وجود ندارد؛ بنابراین کمتر پژوهشی اثرگذاری متقابل سه بخش بازارهای مالی، سیاست پولی و بخش واقعی اقتصاد را برای ایران به صورت همزمان مطالعه کرده است. در واقع، بررسی روابط و اثرگذاری‌های نااطمینانی‌های موجود در این سه بخش یا حوزه اقتصاد ایران به صورت همزمان بر یکدیگر مسئله بسیار مهمی برای تحلیل رفتار این بخش‌ها و انتقال اثر نااطمینانی بین آنها است. شناخت صحیح این روابط در تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی بسیار شایان توجه بوده و برای اتخاذ سیاست بهینه در زمان مناسب بسیار مهم است. نکته شایان توجه و متمایزکننده در این پژوهش تعریف عامل اعتماد سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه است؛ به نحوی که میزان ثبات و اطمینان این بازار نشان داده می‌شود و امکان بررسی آثار متقابل آن بر سایر بازارها و بخش‌ها وجود دارد. در واقع، سایر مطالعات انجام شده به صراحت این عامل را تعریف نکرده و فقط از متغیری در نقش نااطمینانی در بازار بورس استفاده کرده‌اند. علاوه بر موضوعات یاد شده، پژوهش حاضر از داده‌ها و اطلاعات به‌روزتری (۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷) نسبت به سایر مطالعات انجام شده در گذشته استفاده می‌کند؛ به طوری که امکان تحلیل وقایع اخیر رخ داده در بخش‌های بررسی شده اقتصاد ایران و بررسی اثر نااطمینانی‌های اخیر بازارهای مالی، سیاست پولی و بخش واقعی اقتصاد بر یکدیگر وجود دارد.

بر این اساس، هدف اصلی این پژوهش شناخت سازوکارهای اثرگذار بازارهای پول، سرمایه و ارز بر یکدیگر و نحوه تقویت تعامل این بازارها در بهبود عملکرد نظام اقتصادی کشور است؛ بنابراین در این زمینه تلاش می‌شود رابطه میان شوک‌های نااطمینانی بازارهای ارزی و مالی و نااطمینانی در متغیرهای نقدینگی و تولید ناخالص داخلی بررسی شود. پیوند عمیق موجود بین رونق اقتصادی و بازده بازار سهام باعث می‌شود شوک‌های اقتصاد کلان بر بازده بازار سهام نیز تأثیرگذار باشد. کانال‌های متعددی که از طریق آنها سیاست پولی روی بازارهای مالی اثر می‌گذارد، در دهه‌های اخیر شناسایی شده است؛ اما روابط میان سیاست پولی، اقتصاد واقعی و نوسان‌های بازار مالی همچنان به وضوح مشخص نشده است؛ حتی اگر چندین مدل تعادل نسبی شامل سه معیار عدم اطمینان در شوک‌های برونزا وجود داشته باشد، ارزیابی تجربی روابط سه‌وجهی توجه زیادی را به خود جلب نکرده است و بیشتر مقالات مالی روی روابط مرتبه دوم میان سیاست پولی و رشد اقتصادی تمرکز کرده‌اند. سرلتیس⁷ و رحمان⁸ (2009) در پژوهش خود اثر بحث برانگیز سیاست پولی روی اقتصاد در دهه اخیر را مشخص کردند و نشان دادند نوسان رشد پولی دارای اثر منفی معناداری روی نرخ رشد تولید ناخالص ملی واقعی است (Guereilo, 2016).

2. Williams

2. Puhon

4. Chatziantonios

5. Duffy

6. Filis

7. Serletis

1. Rahman

در این مطالعه با در نظر گرفتن کانال ثروت، این موضوع بررسی می‌شود که آیا اثر ثروت ناشی از افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران در جایگاه معیاری برای ثبات بازارهای مالی به اندازه‌ای است که از طریق سازوکار انتقال سیاست پولی منجر به افزایش تولید شود.

مبانی نظری

در سال‌های اخیر بازارهای مالی جهان همواره با نوسان‌ها و نااطمینانی‌های چشمگیری مواجه بوده است؛ به گونه‌ای که نااطمینانی موجود در ارتباط با بازده دارایی‌های سرمایه‌گذاری شده، بسیاری از سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی را نگران کرده است. همان‌طور که سرمایه‌گذاران بیان می‌کنند، نااطمینانی مهم‌ترین عامل در قیمت‌گذاری هر دارایی مالی است؛ به نحوی که بر کل اقتصاد تأثیر می‌گذارد. اهمیت بالقوه تأثیر عوامل مالی در ادبیات نظری مشخص است؛ اما تأثیر آنها بر متغیرهای اقتصادی مهم مانند سطح عمومی قیمت‌ها، تولید ناخالص داخلی و نحوه اتخاذ سیاست پولی در قالب الگوهای کاربردی کمتر بررسی شده است (Shahabadi, Naziri & Havaj, 2013). اناتسکی^۱ و ویلیامز^۲ (2003) با استفاده از الگوی رودبوش^۳ و اسونسن^۴ (1999) اثرات نااطمینانی روی تصمیمات پولی در کشور آمریکا را بررسی کردند. آنها با به‌کارگیری روش بیزی نشان دادند فرضیه‌های مختلف درباره نااطمینانی منجر به تفاوت شدید در توصیه‌های سیاستی می‌شود. ابونوری و عبداللهی (2012) بیان می‌کنند که با توجه به انتقال معنادار شوک‌ها و نوسان‌ها در میان بخش‌های مختلف و از آنجایی که دارایی‌های مالی براساس یک‌سری از شاخص‌ها دادوستد می‌شود، سازوکار انتقال نوسان‌ها در طول زمان و در میان بخش‌ها به‌منظور تصمیم‌گیری برای تخصیص سبد بهینه مهم است؛ علاوه بر آن ریسک در جایگاه مهم‌ترین ابزار برای تصمیم‌گیری مفهوم اعتماد قرار می‌گیرد. هنگامی که محصول یا خدمتی انتظارات مشتریان را برآورده می‌کند، احساس امنیتی در او ایجاد می‌شود که اعتماد نام دارد. نظریه اعتماد نیز یکی از نظریه‌های مطرح شده در زمینه مالی رفتاری است که برای توضیح بخشی از سرمایه‌گذاران به کار می‌رود. براساس این نظریه هرچه درجه اعتماد سرمایه‌گذاران بیشتر باشد، حجم مبادلات آنها نیز بیشتر است؛ به عبارت دیگر مهم‌ترین علت فراوان بودن مبادلات، اعتماد بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران است که با استفاده از چندین متغیر سطح برازش می‌شود (Eslami, Bidgoli & Tehrani, 2011).

با افزایش تمرکز بر ثبات قیمت، روش اجرای سیاست‌های پولی نیز به میزان فراوانی تغییر کرده است. پژوهش‌های انجام شده در اقتصاد پولی باعث پدیدارشدن تفکر جدید درخصوص چگونگی اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد و منجر به تکامل درک ما از سازوکارهای انتقال پولی شده است. اثربخشی سیاست پولی به معنای درجه تأثیر این سیاست بر بخش حقیقی اقتصاد، یعنی سرمایه‌گذاری، مصرف و به‌طور کلی سطح تولید و سطح عمومی قیمت‌ها است. این تأثیر از طریق فرآیندی ایجاد می‌شود که به آن سازوکار انتقال سیاست پولی می‌گویند و به‌طور کلی در چهار بخش عمده شامل کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی‌ها و کانال اعتباری طبقه‌بندی می‌شود. از میان کانال‌های انتقال سیاست پولی، کانال قیمت دارایی‌ها نقش مهمی ایفا می‌کند. اثرات سیاست پولی با تأثیر بر قیمت دارایی‌ها و تغییر در قیمت آنها از طریق نظریه q توبین و اثرات ثروت، به اقتصاد منتقل می‌شود. اثرات ثروت در نقش مهم‌ترین کانال‌های مبتنی بر مصرف‌آنها می‌دهد مخارج مصرفی بر اساس منابع موجود در طول زندگی مصرف‌کنندگان تأمین می‌شود و شامل ثروت از جمله سهام، مسکن و دیگر اموال می‌شود. اثرات ثروت در چرخه زندگی استاندارد از طریق قیمت دارایی‌ها عمل می‌کند؛ در نتیجه عنصر مهمی در سازوکارهای انتقال پولی است (Mishkin, 1996). مشیری و واشقانی (2010) نشان دادند متناظر با اثرپذیرفتن تولید از شوک پولی، کانال‌های انتقال سهمی در انتقال شوک پولی به تولید نداشته است؛ اما در انتقال آثار تورمی شوک پولی مؤثر است؛ به نحوی که بیشترین سهم آنها به ترتیب کانال قیمت دارایی، نرخ بهره، نرخ ارز و اعتبار است. نتایج پژوهش جلیلی

2. Onatski

3. Williams

4. Rudebusch

5. Svensson

6. Wealth Effects

7. Consumption-based channels

و همکاران (2017) حاکی از آن است که تغییرات سیاست پولی از طریق کانال نقدینگی اثر معنادار و مثبتی بر شاخص کل بورس دارد و تغییرات در سیاست پولی از مسیر نرخ ارز اثر معنادار منفی بر شاخص یادشده بر جای می‌گذارد.

اثرگذاری ثروت بر تصمیمات مصرف خانوارها همواره یکی از موضوعات بحث‌شده در میان اقتصاددانان بوده است. کینز به تغییر پذیری مصرف از تغییرات ثروت اشاره کرده است؛ با این وجود تابع مصرف کینز تأکید بیشتری بر درآمد تصرف‌پذیر نسبت به ثروت داشته است؛ اما براساس نظریه چرخه زندگی مودیگلیانی^۱ فرضیه درآمد دائمی فریدمن، ثروت نقش اثرگذاری بر مصرف دارد. این دو نظریه، مبنای تحقق کلاسیک درباره چگونگی تأثیر نوسان‌های ارزش دارایی بر کل اقتصاد را تشکیل داده است و هر یک از آنها اهمیت نوسان‌ها در ارزش ثروت بر مصرف را از دو دیدگاه متفاوت اما مکمل یکدیگر به رسمیت شناخته است. براساس مبانی نظری، افزایش قیمت سهام از طریق دو کانال اثر بر سرمایه‌گذاری و اثر بر مصرف (از طریق اثر ثروت) بر اقتصاد مؤثر است. براساس نظریه‌ها، مصرف به ارزش فعلی درآمد طول عمر بستگی دارد و سهام بیان‌کننده جزء مهمی از کل ثروت است؛ پس افزایش در ثروت (سهام)، ممکن است به افزایش رشد مخارج مصرفی منجر شود که این کانال از طریق نظریه چرخه زندگی مودیگلیانی و نظریه درآمد دائمی فریدمن توجیه می‌شود^۲ (Bayat et al., 2016)؛ همچنین اثر ثروت به معنی تغییر در تقاضای کل به سبب تغییر در ارزش دارایی‌هایی همچون سهام، اوراق و دارایی‌های حقیقی است. درحقیقت، افزایش در ارزش بازاری دارایی‌ها، احساس ثروتمند شدن را به صاحبان دارایی القا می‌کند؛ حتی اگر هیچ پول اضافی دیگری به دست نیامده باشد و اغلب آنها تمایل به افزایش مخارج و کاهش پس‌انداز دارند. فرضیه درآمد دائمی - سیکل زندگی تناسب مصرف جاری با ثروت کل را تأیید و به‌طور مستقیم مسئله حداکثرسازی مطلوبیت کارگزار را تحت قید بودجه دوران زندگی مطرح می‌کند.

بازارهای مالی از عوامل مختلفی از جمله تغییر نرخ ارز نیز تأثیر می‌پذیرد. تغییر نرخ ارز، نااطمینانی به همراه دارد، فعالیت در بازارهای مالی نیازمند برنامه‌ریزی بلندمدت را با تردید مواجه کرده است و بر انتخاب بهترین تصمیم تأثیر می‌گذارد؛ از این رو تغییر نرخ ارز به سبب پیامدهایی که در بازار مالی دارد، همواره توجه سیاست‌گذاران و فعالان اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته را جلب کرده است (Taghinezhadomran & Haji Babaei, 2014). اثر تغییرات نرخ ارز بر عملکرد اقتصاد با توجه به شرایط متفاوت خواهد بود. اقتصاددانان در ترسیم مهم‌ترین شرایط تأثیرگذار بر رابطه تغییرات نرخ ارز و عملکرد اقتصاد، اتفاق نظر ندارند. گروهی از اقتصاددانان میزان رابطه اقتصاد با جریان سرمایه خارجی و درجه بازبودن اقتصاد را در این رابطه مهم می‌دانند (Komijani & Ebrahimi, 2013). آقیون، بچتا، رنسیرو^۳ و راگاف^۴ (2009) توسعه بخش مالی را در جایگاه عاملی مهم مطرح می‌کنند که بر رابطه بین نوسان‌های نرخ ارز و رشد اثر می‌گذارد. درخصوص رابطه پویای بین نرخ ارز و قیمت سهام نیز هنوز توافق نظر عمومی وجود ندارد؛ به طوری که امکان تفکیک سه دیدگاه کلی در این خصوص از همدیگر وجود دارد: دورنبوش^۵ و فیشر^۶ (1980) با طرح مدل‌های جریان‌گرا فرض می‌کنند که حساب جاری کشور و تراز جاری، دو عامل مهم تعیین‌کننده نرخ ارز است؛ بر این اساس تغییرات در نرخ ارز بر رقابت بین‌المللی و تراز تجاری و بدین ترتیب بر متغیرهای واقعی اقتصاد همچون تولید و درآمد واقعی و نیز بر جریان نقدینگی آتی و جاری شرکت‌ها و قیمت سهام آنها اثر می‌گذارد. طبق این مدل، کاهش ارزش پول داخلی (افزایش در نرخ ارز) باعث بیشتر رقابتی شدن شرکت‌های محلی می‌شود و صادرات آنها را در مقایسه‌ای بین‌المللی ارزان‌تر می‌کند. افزایش مزیت

¹. Modigliani

^۲. قیمت دارایی‌ها از کانال‌های دیگر همچون از طریق Q توپین بر سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های حقیقی اثر دارد. در این مطالعه تنها کانال اثر ثروت بر مصرف لحاظ شده است.

³. Life-cycle-permanent income hypothesis

⁴. Aghion

⁵. Bacchetta

⁶. Ranciere

⁷. Rogoff

⁸. Dornbusch

⁹. Fisher

¹⁰. Flow-oriented models

کالای تولید داخل و به تبع آن افزایش صادرات نیز به درآمد بیشتر منجر می‌شود و به نوبه خود قیمت سهام شرکت‌ها را افزایش می‌دهد؛ بنابراین در این مدل‌ها نرخ ارز بر قیمت سهام با رابطه‌ای مثبت اثر می‌گذارد. دیدگاه دوم به دیدگاه مدل‌های سهام‌گرا معروف است. در این مدل‌ها فرض می‌شود حساب سرمایه، عامل تعیین‌کننده نرخ ارز است. این مدل‌ها شامل توازن پرتفلیو و مدل پولی است. در مدل پرتفلیو، برنسون^۱ (1983) چنین عنوان می‌کند که رابطه منفی بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. طبق این مدل کاهش قیمت سهام باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی می‌شود و این امر منجر به تقاضای کمتر برای پول به همراه نرخ بهره کمتر می‌شود. کمتر شدن نرخ بهره موجب خروج سرمایه به سمت بازارهای خارج از کشور، با فرض ثبات سایر شرایط و کاهش ارزش پول داخلی و همین‌طور سبب گران‌تر شدن نرخ ارز می‌شود. براساس مدل پولی گاوین^۲ (1989) برعکس دو مدل فوق، بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای وجود ندارد؛ از این رو براساس سه مدل فوق برای جمع‌بندی بیان می‌شود که امکان ارائه نتیجه مشخص و معینی در رابطه بین بازار ارز و قیمت سهام وجود ندارد (Heydari, Faaljou & Karami, 2013). درخصوص رابطه بین نااطمینانی نرخ ارز و شاخص قیمت سهام، یائو^۳ و نیه^۴ (2009) اظهار می‌کنند زمانی که نرخ ارز افزایش می‌یابد، فروش و سود بنگاه‌های صادراتی کاهش خواهد یافت؛ چون رقابت‌پذیری خود را در بازار بین‌المللی از دست می‌دهند و متعاقب آن قیمت سهام آنها کاهش می‌یابد؛ همچنین قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌های وارداتی در بازارهای داخلی افزایش می‌یابد؛ در نتیجه سود و قیمت سهام آنها افزایش می‌یابد. حیدری و بشیری (2012) بیان می‌کنند که بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معناداری وجود ندارد؛ در نتیجه سیاست‌گذار باید از اعمال سیاست‌هایی خودداری کند که موجب نوسان بیشتر در بازار ارز و ایجاد نااطمینانی در آن می‌شود تا زمینه رشد پایدار بازار سهام و شاخص قیمت آن فراهم شود. فلاحی، حقیقت، صنوبر و جهانگیری (2014) نیز در پژوهش خود نشان دادند همبستگی شرطی کم بین بازده شاخص بازار سهام با نرخ ارز وجود دارد و بهتر است بخش شایان توجهی از دارایی سرمایه‌گذاری به سرمایه‌گذاری در بازار سهام اختصاص یابد.

برخی از پژوهشگران نیز رابطه سازوکار انتقال سیاست پولی بر بازار سرمایه ایران را بررسی کرده‌اند. شاهمرادی و صارم (2013) با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای سیاست پولی با توجه به هدف نرخ تورم، الگوی بهینه سیاست پولی را برآورد کردند و نشان دادند نرخ رشد حجم پول اثری بر شکاف تولید ندارد و فقط در انتظارات تورمی منعکس می‌شود. جلیلی و همکاران (2017) نیز اثر سیاست پولی بر بازار سرمایه ایران را با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ بررسی کردند و نتیجه گرفتند که تغییرات سیاست پولی از کانال نقدینگی و تسهیلات اعطایی به بخش غیر دولتی اثر مثبت و معناداری روی شاخص کل بورس دارد؛ ولی این تغییرات از کانال نرخ ارز و سود حقیقی اثر منفی معناداری بر شاخص کل بازار سرمایه دارد. احدی سرکانی و قاسم‌پور (2017) نیز تأثیر سیاست‌های پولی، مالی و رشد صنعت بر نوسان‌های شاخص بازار سرمایه با استفاده از داده‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۹۲ را ارزیابی کردند و دریافتند که بین حجم نقدینگی و شاخص کل بورس رابطه معنادار و مثبتی برقرار است. در دهه‌های اخیر نااطمینانی نقشی اصلی‌تری در توصیف رفتار اقتصاد واقعی پیدا کرده است؛ همین‌طور کارهای بلوم^۵ (2009) و بلوم، فلواتو^۶، جایمویچ^۷، ساپورتا^۸ اکستین^۹ و تری^{۱۰} (2012) اخیراً به صورت نظریه، اهمیت شوک‌های نااطمینانی در پیش‌بردن چرخه‌های تجاری را نمایش داده است. سه کانال اصلی شناسایی شد که نااطمینانی در بازار دارایی‌ها یا رشد پولی را به رشد واقعی

1. Stock-oriented models

2. Branson

3. Gavin

4. Yau

5. Nieh

6. Bloom

7. Floetotto

8. Jaimovich

9. Saporta-Eksten

10. Terry

اقتصادی مرتبط می‌کند: اول، همان‌طور که بویل و پترسون^۱ (1995) معرفی کرده‌اند، افزایش نااطمینانی تولید دارای اثرات مثبت بر تقاضای پولی از طریق جابه‌جا کردن نرخ بهره و کاهش نرخ سودآوری دارایی‌ها خواهد بود؛ دوم، همان‌طور که چویی^۲ و اوه^۳ (2003) بیان کرده‌اند، پس از در نظر گرفتن خدمات پولی و مالی، برا ساس تخمین تابع کارایی خانوار، نااطمینانی به دلیل نوسان زیاد در رشد پولی یا رشد تولید، روی تقاضای خدمات پولی و مالی برا ساس «اثر ثروت» اثرگذار خواهد بود؛ اما پس از شوک مرتبه دوم در رشد پولی یا رشد تولید، علامت نهایی متغیرهای واقعی، در پاسخ پیش‌بینی شدنی نخواهد بود. این ابهام ایجاد شده به دلیل اثر ثروت به دو نیروی متضاد تقسیم می‌شود:

۱- اثر جایگزینی: با افزایش نااطمینانی مربوط به رشد پولی (تولید)، خانوارها که از ریسک دوری می‌کنند، مصرف را با پول (پول را با مصرف) جایگزین خواهند کرد؛ زیرا ریسک آن کمتر خواهد بود.

۲- اثر احتیاطی: در موقعیت پول زیاد (تولید زیاد)، افراد دارای نااطمینانی ترجیح می‌دهند به پس‌انداز بیشتر (کمتر) اقدام کنند و مصرف کمتر (بیشتر) داشته باشند؛ در نتیجه افزایش (کاهش) در تقاضا برای پول و خدمات مالی مشاهده خواهد شد (Guerello, 2016).

علامت نوسان نشان‌دهنده ضرایب در تقاضای پولی است؛ در نتیجه با توجه به میزان جلوگیری از ریسک خانوارها و متغیرهای سیاست‌گذاری، به‌ویژه قدرت پاسخ بانک مرکزی به نوسان تولید دارای اثر پیش‌بینی‌کننده است؛ همچنین نااطمینانی مالی در صورت غالب بودن ممکن است علامت اثر جایگزین را تغییر دهد؛ زیرا خانوارها به انتخاب میان ریسک و پول بیشتر به جای پول و مصرف اقدام خواهند کرد؛ آنگاه افزایش در نااطمینانی در بازارهای مالی، در رشد پولی یا در رشد تولید همیشه منجر به افزایش تقاضای پولی خواهد شد و سوم، بکرت و همکاران (2009) نیز برای معرفی کانال دیگری، نقش بازارهای مالی را با توجه به رابطه بین قیمت دارایی‌ها، رشد مصرف و عایدی تقسیم شده سهام تحلیل کرده‌اند. با توجه به اینکه نوسان در مصرف و تورم در طول زمان عوامل اصلی تعیین‌کننده نوسان و تغییرات تولید در اقتصاد است، نتایج مربوط به مصرف، به صورت کلان و نسبت به تولید ناخالص داخلی بررسی می‌شود. مطابق نتایج به دست آمده، نوسان در قیمت دارایی‌ها از رشد مصرف و همچنین نوسان آن تأثیر می‌گیرد. رابطه بین مصرف و نوسان آن همبستگی منفی و رابطه بین مصرف و عایدی تقسیم شده سهام نیز رابطه مثبتی را نشان داده‌اند؛ بنابراین افزایش در نوسان تولید دو اثر متضاد بر قیمت دارایی‌ها را به دنبال دارد. این امر موجب افزایش قیمت دارایی‌ها شده است و همچنین اثر منفی بر جریان نقدی بنگاهها می‌گذارد؛ علاوه بر این افزایش نوسان در عایدی تقسیم شده سهام منجر به ایجاد نوسان بیشتر در بازار دارایی‌ها می‌شود؛ زیرا این مسئله هم هزینه نقدپذیری دارایی‌ها را افزایش داده است و هم گزینه‌های کسب سود جذاب‌تری را پیش روی افراد قرار می‌دهد؛ در نتیجه ریسک‌گریزی افراد و نااطمینانی بازارهای مالی رابطه منفی با مصرف دارند.

در نهایت، با توجه به مباحث مطرح شده در مبانی نظری، فرضیه‌ها به شرح زیر تدوین شد:

فرضیه اول: افزایش نرخ رشد اعتماد سرمایه‌گذاران منجر به کاهش نرخ رشد نقدینگی نمی‌شود.

فرضیه دوم: افزایش نرخ رشد اعتماد سرمایه‌گذاران منجر به افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نمی‌شود.

فرضیه سوم: افزایش نااطمینانی رشد نرخ ارز واقعی منجر به افزایش نااطمینانی اعتماد سرمایه‌گذاران نمی‌شود.

فرضیه چهارم: افزایش نااطمینانی رشد نقدینگی منجر به افزایش نااطمینانی تولید ناخالص داخلی نمی‌شود.

فرضیه پنجم: افزایش نااطمینانی اعتماد سرمایه‌گذاران منجر به کاهش نااطمینانی رشد تولید ناخالص داخلی نمی‌شود.

فرضیه ششم: افزایش نااطمینانی اعتماد سرمایه‌گذاران منجر به افزایش نااطمینانی رشد نقدینگی نمی‌شود.

از آنجایی که چندین عامل بر سازوکارهای انتقالی پولی به بازارهای مالی اثر دارند، مسئله از چیزی که به نظر می‌رسد پیچیده‌تر و

¹. Boyle

⁵. Peterson

³. Choi

⁴. Oh

د شوارتر است. به صورت خاص، این مطالعه روی روابط میان شوک‌های نااطمینانی متغیرهای اعتماد سرمایه‌گذاران، نرخ ارز واقعی، نقدینگی به صورت مجموع پول و شبه پول و رشد سطح تولید ناخالص داخلی تمرکز کرده است و تلاش می‌کند این پرسش را با استفاده از تحلیل تجربی دقیق پاسخ دهد.

روش پژوهش

بررسی رفتار متغیرهای اقتصادی و مالی یکی از حوزه‌های مهم در مطالعات اقتصادی است؛ علاوه بر جهت تغییرات متغیرهای اقتصادی و مالی، میزان تغییر و شدت نوسان آنها نیز اطلاعات ارزشمندی از نوع رفتار متغیر و اثرگذاری آن دارد. نااطمینانی ناشی از شدت نوسان متغیرهای اقتصادی باعث شده است مدل‌های اقتصادی به مقوله تصمیم‌گیری در شرایط نااطمینانی توجه خاصی داشته باشند. مدل ناهمسانی واریانس شرطی یکی از این روش‌ها است که در آن فرض می‌شود واریانس جزء خطا در طول زمان تغییر می‌کند. از این مدل، هم جزء پیش‌بینی‌شدنی و هم جزء پیش‌بینی‌نشده به دست می‌آید (Esnaashari, Pourkazemi, Abolhasani Hastiyani & Lotfi Mazraeshahi, 2013).

ارائه مدلی برای واریانس شرطی در برآورد معادله رگرسیون را ابتدا انگل در سال 1982 انجام داد. وی الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو^۱ (ARCH) را ارائه کرد تا از این طریق، واریانس متغیر مدنظر برآورد و در پیش‌بینی‌ها به کار گرفته شود. این مدل توسط دیگران تعدیل شد و گسترش چشمگیری یافت. بولر سلو^۲ در سال 1986 مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته^۳ (GARCH) را ارائه کرد. در این مدل، واریانس شرطی، تابعی از وقفه مربع خطای پیش‌بینی و وقفه واریانس شرطی است. در مدل‌های فوق، انحراف معیار یا واریانس در جایگاه متغیری توضیحی در معادله میانگین شرطی وارد شد و از این طریق، اثر نااطمینانی بر متغیر مدنظر بررسی می‌شود (Pirae & Dadvar, 2011). مدل‌های آرچ و گارچ تک‌متغیره به مدل‌های آرچ و گارچ چندمتغیره (MGARCH)^۴ بسط یافته است و ویژگی‌های بارز بازده بازارهای سهام شامل کشیدگی‌ها، اثرات اهرمی^۵ و خوشه‌بندی نوسان‌ها^۶ را تجزیه و تحلیل می‌کند که با مدل‌های آرچ و گارچ تک‌متغیره برآوردشدنی نبود. در مدل‌های گارچ چندمتغیره ماتریس واریانس - کواریانس جمله‌های پسماند چند سری زمانی برآورد می‌شود؛ در حالی که در مدل‌های تک‌متغیره تنها واریانس جملات پسماند یک سری زمانی محاسبه می‌شود (Abounoori & Abdolahi, 2012).

مسئله عمده در تخمین مدل‌های MGARCH، تعداد پارامترهای مدل است که باید برآورد شود؛ همچنین اطمینان از مثبت معین بودن ماتریس کواریانس شرطی H_t است. برتری این مدل‌ها در واقع، در نحوه تصریح H_t است که اجازه می‌دهد در یک سو، واریانس شرطی و در سوی دیگر، ماتریس همبستگی شرطی به صورت جداگانه تصریح شود. ماتریس واریانس شرطی H_t این گروه از مدل‌ها از طریق فرآیند سلسله‌مراتبی تصریح می‌شود؛ به نحوی که نخست معادله‌ای میانگین که امکان دارد به صورت مدل ARMA باشد، برای هر سری بازدهی برآورد می‌شود تا از پسماندهای حاصل از آن (این پسماندها را در اصطلاح سری بازدهی با میانگین صفر و ماتریس کواریانس H_t می‌نامند) در تخمین استفاده شود. در مدل MGARCH تغییرپذیری همزمان دو یا چند متغیر مدل‌سازی می‌شود و به دو دلیل اصلی، نیاز به تصریح‌های بیشتری دارند:

۱- این مدل باید به اندازه کافی انعطاف‌پذیر باشد تا پویایی واریانس‌ها و کواریانس‌های شرطی را نشان دهد؛ اما از آنجایی که تعداد پارامترها با افزایش ابعاد مدل به صورت نمایی افزایش پیدا می‌کند، این تصریح باید به اندازه کافی تفصیلی باشد تا برآورد

1. Engle

2. Autoregressive Conditional Heteroscedastic (ARCH)

3. Bollerslev

4. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

5. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MGARCH)

6. Leptokurtosis

7. Leverage Effects

8. Volatility Clustering

به نسبت آسان مدل و تفسیر راحت پارامترها را ممکن کند.

۲- قطعیت مثبت ماتریس واریانس - کوواریانس باید با استفاده از متغیرهای مدل به دست آید (Guerello, 2016).

به دلیل سادگی محاسبه، ترجیح داده می شود معادلات تکی واریانس و کوواریانس شرطی به جای مدل سازی کامل ماتریس

واریانس - کوواریانس انجام شود. در این حالت، ماتریس واریانس - کوواریانس به صورت زیر تعریف می شود:

$$H_t = D_t P_t D_t$$

$$D_t = \text{diag} \left(\sqrt{h_{it}} \sqrt{h_{jt}} \rho_{ij} \right) \quad i \neq j$$

در آن، D_t ماتریس واریانس تخمین زده شده جملات پسماند معادلات میانگین یا همان نوسان پذیری است و P_t ماتریس کوواریانس تخمین زده شده است که همبستگی شرطی بین نوسان پذیری متغیرهای مختلف مدل را نشان می دهد. از آنجا که P_t ماتریس همبستگی است، به صورت ماتریس متقارن زیر نشان داده می شود:

$$P_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \dots & \rho_{1n,t} \\ \rho_{12,t} & 1 & \dots & \rho_{2n,t} \\ \rho_{13,t} & \rho_{23,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \rho_{n-1,n,t} \\ \rho_{1n,t} & \rho_{2n,t} & \rho_{n-1,n,t} & 1 \end{bmatrix}$$

با توجه به اینکه H_t ماتریس واریانس - کوواریانس است، باید مثبت معین باشد و بدین منظور P_t هم باید مثبت معین باشد؛ بنابراین تمام درایه های P_t باید کوچک تر و مساوی یک باشد. P_t ماتریس معین مثبت متقارن با $\rho_{ii} = 1$ به ازای هر i است.

D_t نیز ماتریسی قطری است که آمین مؤلفه روی قطر آن با واریانس شرطی آمین دارایی ($h_{iit}^{1/2}$) متناظر است.

برای اینکه تخمین زنده MGARCH در میانه پایدار باشد، همبستگی خطاهای سریالی نباید افزایش پیدا کند؛ در نتیجه خصوصیت

(۲) VAR برای معادلات اصلی انتخاب شده است. مدل دارای ویژگی های آماری زیر است:

$$Y_t = C X_t + \sum_{i=1}^{12} B Y_{t-i} + \Gamma H_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = H_t^{-1} z_t$$

$$z_t \approx N(0, D_t P_t D_t)$$

$$D_{t,t}^2 = d(A_{0,t}) + d(A_{1,t}) \circ (z_{t-1} z_{t-1}') + d(A_{2,t}) \circ D_{t-1}^2$$

$$P_t = \text{diag}\{Q_{t-1}\}^{-1} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1}$$

$$Q_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2) S + \lambda_1 (D_{t-1}^{-1} \epsilon_{t-1}) (D_{t-1}^{-1} \epsilon_{t-1}') + \lambda_2 Q_{t-1}$$

در این معادلات، X_t مجموعه متغیرهای دامی زمان و S ماتریس کوواریانس غیرشرطی از خطای استاندارد شده ϵ_t (ماتریس همبستگی غیرشرطی) است. ϵ_t جمله پسماند استاندارد شده است و به طور معمول فرض می شود که از توزیع نرمال تبعیت می کند؛ به علاوه پارامترهای λ_1 و λ_2 اسکالر هستند و $\text{diag}\{Q_{t-1}\}^{-1}$ ماتریس قطری با جذر درایه های قطر اصلی Q_t است. در این مدل برای اینکه H_t معین مثبت باشد، باید پارامترهای λ_1 و λ_2 مثبت و جمع آنها کوچک تر از یک باشد. برای تخمین پارامترهای این

مدل از روش حداکثر راست‌نمایی استفاده می‌شود. پارامترسازی ماتریس همبستگی‌ها دارای پیش‌نیازهای مشابهی با ماتریس واریانس - کوواریانس است. باید اطمینان حاصل شود که هر دو ماتریس واریانس و کوواریانس متقارن باشد؛ همین‌طور قطر ماتریس همبستگی شرطی باید واحد باشد.

معادله واریانس مدل GARCH چندمتغیره در حالت کلی به صورت زیر است:

$$z_t = H_t^{1/2} \varepsilon_t$$

در اینجا z_t ماتریس $n \times T$ است و n تعداد متغیرهای مدل و T دوره سری زمانی متغیرها را نشان می‌دهد. z_t جزء خطای باقی‌مانده از معادله میانگین متغیرهای مدل است که فرض می‌شود باقی‌مانده‌ها دارای توزیع نرمال با واریانس شرطی متغیر در طول زمان هستند و میانگین آن صفر و ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی آن H_t است. ε_t هم بردار خطای iid است.

در مدل‌های گارچ چندمتغیره برای حل مدل و برآورد درایه‌های ماتریس H_t روش‌های متعددی از جمله DCC ، BEKK و مدل‌های گارچ برداری VECH ارائه شده است (Heydari & Bashiri, 2012). مدل VECH-GARCH را بر سولو، انگل و ولدریج^۱ معرفی کرده‌اند. در این مدل تمام واریانس کوواریانس‌های شرطی تابعی از وقفه‌هایی از واریانس و کوواریانس شرطی، همچنین وقفه مربع‌های سری بازده است. این مدل به شکل زیر نمایش داده می‌شود:

$$\text{vech}(H_t) = c + \sum_{j=1}^q A_j \text{vech}(r_{t-j} r'_{t-j}) + \sum_{j=1}^p B_j \text{vech}(H_{t-j})$$

در این مدل، c بردار جملات ثابت با مرتبه $1 \times \frac{N(N+1)}{2}$ و A_j و B_j ماتریس متغیرها با مرتبه $\frac{N(N+1)}{2}$ و $\frac{N(N+1)}{2}$ است. در واقع، مدل میانگین گارچ چندمتغیره‌ای معرفی شده است و فقط اجزای کوواریانس آن بررسی می‌شود.

سیستم معادلات تخمین‌زده‌شده در دومین مرحله به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_{i,t} = \sum_{p=1}^P B_{1,p} Y_{i,t-p} + B_2 X_t + u_t$$

بردار متغیرهای وابسته Y_{it} شامل چهار متغیر میانگین و واریانس شرطی نرخ رشد ارز واقعی (RER)، نرخ رشد اعتماد سرمایه‌گذاران (PEG)، نرخ رشد نقدینگی واقعی (M2) و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP) است. در سمت راست، علاوه بر مقدار با تأخیر متغیرهای وابسته، ماتریس بازگشت‌های بیرونی شامل یک عبارت ثابت، یک روند و یک دوره تخمین با وقفه کوواریانس‌های شرطی از همان مدل $\text{GARCH}(1,1)\text{-VECH-VAR}(2)$ استفاده‌شده برای تخمین واریانس‌ها در قدم اول مشاهده می‌شود.

در این مطالعه از مدل MGARCH استفاده شده است. در مدل گارچ چندمتغیره، ماتریس واریانس - کوواریانس جمله‌های پسماند چند سری زمانی برآورد می‌شود و برای تحلیل هم حرکتی نوسان‌ها و اثرات اهرمی بین بازار سهام، بازار ارز، بازار پولی و بخش

1. Constant Conditional Correlation Model (CCC)

2. Dynamic Conditional Correlation Model (DCC)

3. Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK)

4. VECH-GARCH

5. Bollerslev

6. Wooldridge

واقعی اقتصاد و تشخیص شواهدی مبنی بر وجود انتقال نوسان در میان بازارها به کار گرفته می‌شود. در این پژوهش از رویکرد Vech استفاده می‌شود.

فواید تحلیل کنونی به دو دسته تقسیم خواهد شد: نخست، با استفاده از مدل‌های چندمتغیره، روابط میان سیاست پولی، اقتصاد واقعی، بازار مالی و بازار ارز و همبستگی میان معیارهای مربوط به نااطمینانی آنها با استفاده از ساختار مدل VAR به صورت همزمان تخمین زده می‌شود. همان‌طور که در نظریه بیان می‌شود، دوره‌های نوسان زیاد یا کم مالی روی قدرت روابط میان نااطمینانی اقتصادی و پولی تأثیر می‌گذارد. استفاده از مدل چندمتغیره اجازه می‌دهد تا این نظریه‌ها آزمایش شود؛ دوم، استفاده از مدل نوسان اجازه بررسی درونی مسئله از نظر نااطمینانی را فراهم می‌کند و نیازی به جستجو برای متغیر وابسته مناسبی نخواهد بود. با استفاده از مدل GARCH نااطمینانی به صورت درونی تخمین زده می‌شود. به طور خاص، مدل چندمتغیره گارچ روی میانه امکان بررسی واریانس و کوواریانس‌های شرطی را با استفاده از فرآیندی شرطی برای جملات خطا فراهم می‌آورد (Guarello, 2016).

اهمیت این مطالعه استفاده از داده‌های فصلی برای نشان دادن نوسان‌های بیشتر در داده‌ها است. متغیرهای استفاده شده شامل متغیر نسبت قیمت - درآمد به رشد درآمد (PEG) و یکی از ابزارهای مهم برای ارزش‌گذاری سهام بنگاهها است که در جایگاه معیاری برای اعتماد سرمایه‌گذاران و به دنبال آن شاخص ثبات بازار مالی در نظر گرفته می‌شود. براساس ایده پان (2011)، نسبت قیمت - درآمدها (PE) و واسطه خوبی است. نسبت PE آماره‌ای اقتصادی است و زمانی برای شناسایی استفاده می‌شود که شرکت دارای ارزیابی بیش‌ازحد خوب (بیش‌ازحد کم) است؛ زیرا نسبت PE کاهشی نشان‌دهنده کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران به شرکت است؛ اما نسبت‌های قیمت - درآمد روی رشد درآمد (PEG) ممکن است نماد بهتری باشد. این معیار با در نظر گرفتن احتمال رشد شرکت ممکن است غرایض سرمایه‌گذاران را بیشتر نشان دهد؛ زیرا براساس چندین متغیر ایجادکننده درآمدها مانند برند، سرمایه انسانی، انتظارات و موانع ورود ایجاد شده است. برای گزارش بخش واقعی اقتصاد، از متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) و برای بخش پولی از متغیر حجم نقدینگی (M2) که هر دو بر CPI تقسیم شده‌اند، برای نمایش تمامی نوسان‌های اقتصاد کلان و نوسان‌های پولی استفاده شده است. این تحلیل روی نقدینگی به جای نرخ بهره واقعی تمرکز می‌کند. با توجه به اینکه دو معیار نقدینگی و نرخ سود دارای همبستگی زیادی هستند، حرکات نرخ سود بیشتر نوسان‌های نقدینگی را توضیح می‌دهد؛ همچنین متغیر نقدینگی اطلاعات بیشتری را درباره تصمیمات پس‌انداز پولی خانوارها و شرکت‌ها نشان می‌دهد؛ زیرا تغییرات آن توسط حرکات در تقاضای پول و تصمیمات سیاست پولی ایجاد می‌شود و به نظر می‌رسد نقدینگی دارای همبستگی زیادی با اقتصاد کلان و نااطمینانی مالی باشد. برای نشان دادن نوسان‌های بازار ارز نیز از متغیر نرخ ارز واقعی (RER) به صورت $RER = \frac{NER}{CPI_{IR} / CPI_{US}}$ استفاده شده که در آن CPI_{US} شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا، CPI_{IR} شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران و NER نرخ ارز بازار غیر رسمی ایران است. لازم به توضیح است در مدل، نرخ رشد متغیرهای فوق در نظر گرفته شده است که برای اختصار واژه نرخ رشد بیان نمی‌شود. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ است و از انجام نمونه آماری برای منعکس کردن نقش دقیق بازار سرمایه در بازارهای پولی، مالی و واقعی و همچنین بازار ارز خودداری شده است؛ پس در هر فصل از سال‌های پژوهش از تمام شرکت‌های فعال در آن فصل برای سنجش نسبت قیمت - درآمد به رشد درآمد استفاده شده است. تجزیه و تحلیل نهایی با نرم‌افزار Eviews انجام شده است.

یافته‌ها

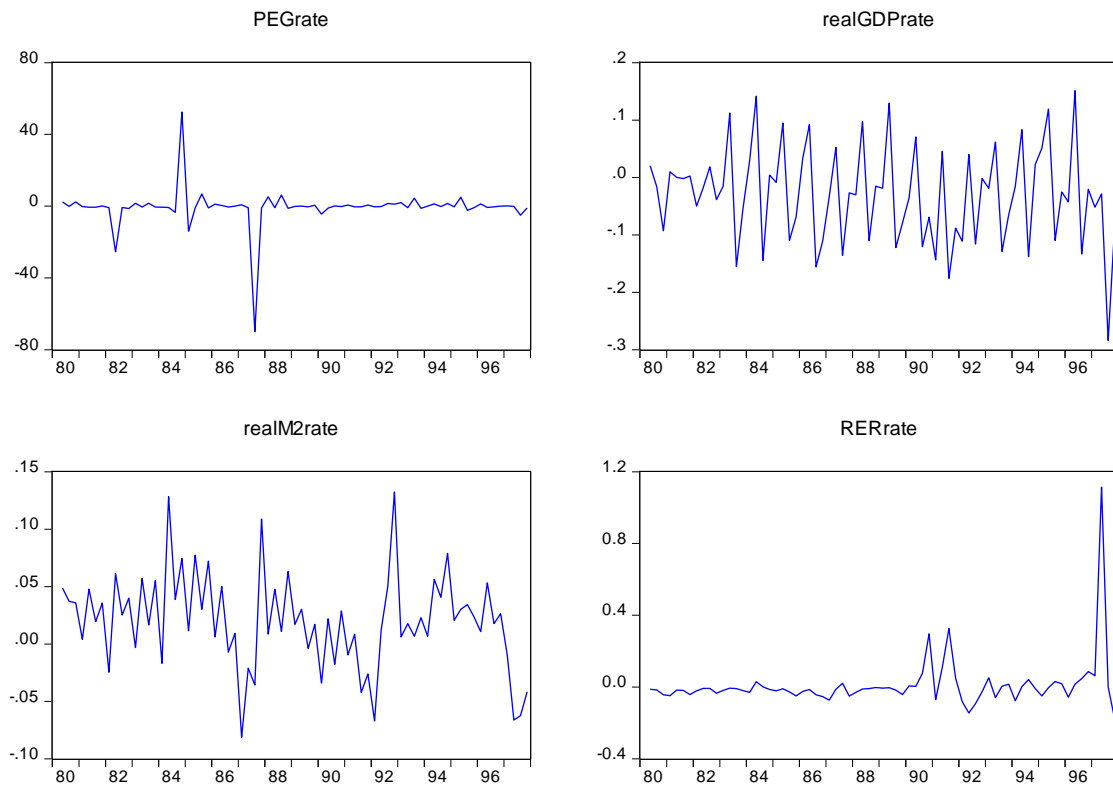
برای بررسی مشخصات عمومی و پایه‌ای متغیرهای استفاده شده برای برآورد مدل و تجزیه و تحلیل دقیق آنها، تخمین آماره‌های توصیفی مربوط به آنها، لازم است. جدول (۱) نشان‌دهنده تحلیل توصیفی داده‌های متغیرهای اصلی استفاده شده در این پژوهش است. مقادیر میانگین و میانه، کمینه و بیشینه، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی برای متغیرهای مدل ارائه شده است.

جدول (۱) آمار توصیفی

Table (1) Descriptive Statistics

متغیرها	نرخ رشد اعتماد سرمایه گذاران	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی	نرخ رشد حجم نقدینگی واقعی	نرخ ارز واقعی
میانگین	-۰/۲۸۱	-۰/۰۲۵	۰/۰۱۹	۰/۰۰۹
میانه	-۰/۶۵۴	-۰/۰۳۰	۰/۰۲۰	-۰/۰۱۲
بیشینه	۵۲/۵۱۸	۰/۱۵۱	۰/۱۳۲	۱/۱۱۳
کمینه	-۶۹/۹۲۲	-۰/۲۸۴	-۰/۰۸۱	-۰/۱۸۲
انحراف معیار	۱۱/۱۶۸	۰/۰۸۵	۰/۰۴۱	۰/۱۵۰۷
چولگی	-۲/۰۴۹	-۰/۰۷۳	۰/۰۷۸	۵/۸۱۵۲
کشیدگی	۲۹/۲۷۶	۲/۹۶۲	۳/۶۸۷	۴۲/۱۸۰

نمودار ۱، روند نمودارهای زمانی متغیرهای نرخ رشد اعتماد سرمایه گذاران، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ رشد حجم نقدینگی واقعی و نرخ ارز واقعی را در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ نشان می دهد.



نمودار (۱) نمودارهای زمانی متغیرهای تحلیل شده

Figure (1). Time series of the variables analyzed

تحلیل مدل MGARCH مبتنی بر چند فرض اساسی است که در ابتدا باید بررسی شود. از جمله مهم ترین این فرضیه ها، فرض مانایی سری های زمانی است. آزمون ریشه واحد یکی از معمول ترین آزمون هایی است که امروزه برای تشخیص پایایی یک فرآیند

سری زمانی استفاده می شود. در این پژوهش به منظور بررسی مانایی متغیرهای مدل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج نشان می دهد آماره دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیر نرخ رشد اعتماد سرمایه گذاران (PEG)، عدد $-9/0653$ در سطح معنی داری $0/0000$ و برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی (REALGDP) و حجم نقدینگی واقعی (REALM2) با لحاظ یک نقطه شکست ساختاری در فصل دوم سال 1383 به ترتیب عدد $-10/4181$ در سطح معنی داری $0/01$ و عدد $-6/8822$ در سطح معنی داری $0/01$ است. برای متغیر نرخ ارز واقعی (RER) عدد $-7/3774$ در سطح معنی داری $0/0000$ به دست آمد.

فرض دومی که باید در تحلیل مدل MGARCH بررسی شود مربوط به ثابت یا متغیر بودن واریانس جمله خطا است. در واقع، قبل از هر چیزی باید راجب واریانس جمله خطا، آزمون واریانس ناهمسانی صورت گیرد. اگر آماره F بزرگتر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه H_0 (یعنی ثابت بودن واریانس) رد می شود که بیانگر متغیر بودن واریانس جمله خطای متغیر مدنظر است. از آنجا که یکی از پیامدهای واریانس، ناهمسانی آن است؛ یعنی برآورد σ^2 دارای اریب است و تمامی آزمون های فرضیه را مخدوش می کند؛ پس برای حل این مشکل و برآورد بهتری از واریانس، روشی توسط وایت معرفی شد (Souri, 2013). در این پژوهش از آزمون وایت برای برآورد واریانس جملات خطا استفاده شد. مقدار آماره F برای متغیرهای نرخ رشد اعتماد سرمایه گذاران، عدد 2641579 ، تولید ناخالص داخلی واقعی، عدد $24051/66$ ، حجم نقدینگی واقعی، عدد $8217/633$ و نرخ ارز واقعی، عدد $104/0664$ با مقدار احتمال $0/0000$ به دست آمد. نتایج نشان می دهد مقدار آماره F و همچنین $\chi^2 = nR^2$ بزرگ است و در ناحیه بحرانی قرار دارد؛ همچنین مقدار احتمال های ارائه شده در مقابل F و χ^2 کوچکتر از $0/05$ است؛ بنابراین فرضیه H_0 رد می شود و ثابت بودن مقادیر واریانس متغیرهای مدنظر ممکن نیست.

عدم خودهمبستگی بین جملات خطا سومین فرض اساسی است. برای بررسی خودهمبستگی، از برآورد خطاها استفاده می شود و بیانگر رابطه بین جملات خطا با وقفه های آن است. این آزمون، فرض صفر (مبنی بر اینکه خطاهای سال جاری هیچ ارتباطی با مقادیر قبلی خود ندارد) را در برابر فرض مقابل (مبنی بر اینکه خودهمبستگی، مخالف صفر است) آزمون می کند. برای بررسی عدم خودهمبستگی بین جملات خطا از آزمون بریوش گادفری (LM) استفاده شد. آماره این آزمون در سطح معنی داری $0/05$ عدد $0/3727$ به دست آمد که نشان می دهد فرض صفر رد نمی شود و خودهمبستگی میان جملات خطا وجود ندارد؛ در نتیجه یکی از فرض های اساسی الگوهای VAR تحقق یافته است.

پیش از تخمین مدل VAR، لازم است وقفه بهینه متغیرهای مدل شناسایی شود. بیشترین طول وقفه با معنی به دست آمده از متغیرها در بین معادلات در جایگاه تعداد وقفه مناسب برای الگو انتخاب می شود. وقفه بهینه، وقفه ای است که به ازای آن، معیارهای اطلاعاتی، حداقل مقدار را دارند. تعداد وقفه های بهینه براساس معیارهای ذکر شده به صورتی انتخاب شده است که نخست درجات آزادی زیادی از دست نداده باشند و پس از آن جملات اختلال معادلات دچار خودبازگشتی نشوند. بدین منظور تعداد وقفه بهینه براساس معیار اطلاعات آکائیک (AIC) 123 ، وقفه، معیار شوارتز (SC) 4 و معیار حنان کوئین (HQC) 5 دو وقفه و خطای پیش بینی نهایی (FPE) 6

¹. Augmented Dickey-Fuller Test

². White

¹. Akaike information criterion

². Schwarz criterion

³. Hannan-quinn criterion

⁴. Final prediction error

چهار وقفه است. بهترین معیار برای تعیین تعداد وقفه بهینه، استفاده از معیار شوارتز است که کمترین وقفه را برای وقفه بهینه در نظر می‌گیرد و معیارهای اطلاعاتی دارای حداقل مقدار هستند. طول وقفه بهینه دو نشان می‌دهد بازار سرمایه در کشورهای در حال توسعه تا این حد کارا نیست که اثر ثبات بازارهای مالی را از طریق سازوکار پولی به بخش واقعی به‌طور سریع انتقال دهد. در ایران انتظار می‌رود اثر نرخ رشد اعتماد سرمایه‌گذاران بعد از دو فصل بر نرخ رشد حجم نقدینگی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تأثیرگذار باشد. پس در ایران و به‌طور مشخص برای دوره‌ها انتظار تأخیری فصلی دور از انتظار نیست.

از آنجایی که در حضور نوسان خودتوضیحی باقی‌مانده‌ها، تخمین‌های به‌دست‌آمده از مدل VAR ناهمخوان است، استفاده از تخمین‌زنده تصادفی نوسان پیشنهاد می‌شود که اجازه می‌دهد به صورت درونی معیارهای نااطمینانی تخمین زده شود؛ از این رو این پژوهش برای تخمین همزمان میانگین شرطی، واریانس و کوواریانس متغیرهای اعتماد سرمایه‌گذاران، نرخ ارز واقعی، حجم نقدینگی واقعی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی از مدل $VAR(2)-MGARCH(1,1)$ استفاده می‌کند. نخستین مرحله برای تخمین مدل، مشخص کردن معادله میانگین با کمک طول وقفه بهینه الگوی VAR با استفاده از معیار شوارتز است. رهیافتی که برای تحلیل پویایی روابط بین متغیرهای مدل و برآورد پارامترها استفاده می‌شود، رهیافت VEC با روش حداکثر راست‌نمایی است. جدول ۲ پارامترهای برآورد شده، انحراف معیار، آماره Z و سطح معناداری برای مدل مدنظر را نشان می‌دهد. در معادله میانگین، ضریب $C(15)$ معادل -0.8537 و در سطح پنج درصد معنادار است که نشان‌دهنده واکنش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به شوک منفی در نرخ رشد حجم نقدینگی پس از یک وقفه است و این نتیجه پاسخ باوقفه اقتصاد واقعی به محرک‌های سیاست پولی را تأیید می‌کند و در تضاد با نتایج پژوهش گوارلو (2016) است. فریدمن و همفکران او اعتقاد دارند که تغییرات حجم پول از کانالی مستقیم، یعنی رابطه مبادله فیشر، تأثیر مطمئن بر درآمدهای پولی دارد؛ در نتیجه سیاست پولی بیشترین اثر را بر تولید خواهد داشت؛ البته باید توجه داشت که در مکتب پولیون افزایش حجم پول فقط در کوتاه‌مدت بر تولید ناخالص ملی اثر محسوس دارد؛ ولی در میان‌مدت و بلندمدت، به دلیل عمودی بودن عرضه کل، افزایش حجم پول فقط اثر توری دارد (Rahmani, 2005). نتایج برآورد ضریب $C(22)$ -0.309 است که نشان‌دهنده پاسخ سیاست‌گذاری پولی به شوک منفی در اقتصاد واقعی با یک فصل وقفه است که البته از نظر آماری در سطح پنج درصد معنادار نیست. واکنش رشد حجم نقدینگی به شوک منفی اعتماد سرمایه‌گذاران پس از یک فصل برابر با ضریب $C(20)$ -0.010 است که در سطح پنج درصد از نظر آماری معنادار است و نشان‌دهنده همبستگی منفی میان اعتماد سرمایه‌گذاران و رشد پولی در کوتاه‌مدت است؛ بنابراین فرضیه اول رد می‌شود.

هیلدو کای^۵ (2008) نیز نشان می‌دهند که وابستگی شدیدی میان شوک‌های سیاست پولی و قیمت‌های سهام در کشور آمریکا وجود دارد. موسایی و همکاران (2010) در پژوهش خود نشان می‌دهند که رابطه‌ای بلندمدت میان متغیرهای کلان اقتصادی شامل عرضه پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و شاخص کل قیمت سهام وجود دارد؛ در حالی که حجم پول (سیاست‌های پولی بانک مرکزی) بیشترین تأثیر را بر تغییرات قیمت سهام دارد. نتایج پژوهش مرادی و نجفی زاده (2013) حاکی از وجود رابطه مثبت بین نرخ رشد نقدینگی و تورم با بازده شاخص‌های بازار سهام است. ضریب $C(11)$ برابر با 0.013 و در سطح پنج درصد معنادار است و

⁵. Hilde C

⁶. Kai

واکنش مثبت نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به اعتماد سرمایه‌گذاران را با یک فصل وقفه نشان می‌دهد؛ بنابراین فر ضیة دوم نیز رد می‌شود. درحقیقت، بر اساس اثر ثروت که به معنی تغییر در تقاضای کل به سبب تغییر در ارزش دارایی‌هایی همچون سهام است و همچنین از آنجا که سهام جزئی از ثروت است، افزایش در ارزش بازاری دارایی‌ها که به دنبال افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران به بازارهای مالی ایجاد می‌شود، ثروت صاحبان دارایی را افزایش می‌دهد و حتی احساس ثروتمند شدن را به آنها القا می‌کند و این موجب رشد مخارج مصرفی و کاهش پس‌انداز و به دنبال آن افزایش تقاضای کل می‌شود. این نتیجه حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار بودن نرخ رشد نقدینگی بر اعتماد سرمایه‌گذاران است. در معادله میانگین، واکنش نرخ رشد اعتماد سرمایه‌گذاران به نرخ رشد نقدینگی معادل ضریب $C(6)$ و برابر $186/1650$ و واکنش اعتماد سرمایه‌گذاران به نرخ رشد ارز واقعی معادل با ضریب $C(8)$ و برابر با $13/1559$ است که هر دو در سطح پنج درصد از نظر آماری معنادار است. ضریب نرخ ارز واقعی مثبت است و انتظار می‌رود تغییر نرخ ارز واقعی دلار تأثیر معناداری بر نرخ رشد اعتماد سرمایه‌گذاران داشته باشد و این نتیجه در تأیید مدل‌های جریان‌گرا است. طبق این مدل، افزایش در نرخ رشد ارز واقعی، شرکت‌های داخلی را بیشتر رقابتی می‌کند. افزایش مزیت کالای تولید داخل و به تبع آن افزایش صادرات، قیمت سهام شرکت‌ها و نرخ رشد اعتماد سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد و حاکی از این موضوع است که حساب جاری کشور در مقایسه با حساب سرمایه، عامل تعیین‌کننده نرخ ارز است (Heydari, Faaljou & Karami, 2013).

معادلات میانگین شرطی به صورت زیر است:

$$\text{Pegrate} = c(1) + c(2) * \text{pegrate}(-1) + c(3) * \text{pegrate}(-2) + c(4) * \text{realgdprate}(-1) + c(5) * \text{realgdprate}(-2) + c(6) * \text{realm2rate}(-1) + c(7) * \text{realm2rate}(-2) + c(8) * \text{rerrate}(-1) + c(9) * \text{rerrate}(-2)$$

$$\text{Realgdprate} = c(10) + c(11) * \text{pegrate}(-1) + c(12) * \text{pegrate}(-2) + c(13) * \text{realgdprate}(-1) + c(14) * \text{realgdprate}(-2) + c(15) * \text{realm2rate}(-1) + c(16) * \text{realm2rate}(-2) + c(17) * \text{rerrate}(-1) + c(18) * \text{rerrate}(-2)$$

$$\text{realm2rate} = c(19) + c(20) * \text{pegrate}(-1) + c(21) * \text{pegrate}(-2) + c(22) * \text{realgdprate}(-1) + c(23) * \text{realgdprate}(-2) + c(24) * \text{realm2rate}(-1) + c(25) * \text{realm2rate}(-2) + c(26) * \text{rerrate}(-1) + c(27) * \text{rerrate}(-2)$$

$$\text{rerrate} = c(28) + c(29) * \text{pegrate}(-1) + c(30) * \text{pegrate}(-2) + c(31) * \text{realgdprate}(-1) + c(32) * \text{realgdprate}(-2) + c(33) * \text{realm2rate}(-1) + c(34) * \text{realm2rate}(-2) + c(35) * \text{rerrate}(-1) + c(36) * \text{rerrate}(-2)$$

جدول (۲) نتایج برآورد معادلات میانگین شرطی

Table 2: The results of conditional mean equation estimation

سطح معناداری	آماره z	انحراف استاندارد	ضریب	پارامتر
۰/۲۶۶۳	-۱/۱۱۱۶	۸/۵۶۹۴	-۹/۵۲۵۹	C(۱)
۰/۳۵۳۷	-۰/۹۲۷۳	۰/۲۶۱۱	-۰/۲۴۲۱	C(۲)
۰/۸۱۴۶	-۰/۲۳۴۴	۰/۲۴۷۲	-۰/۰۵۷۹	C(۳)
۰/۷۵۱۳	-۰/۳۱۶۹	۷۳/۰۵۷۱	-۲۳/۱۵۸۰	C(۴)
۰/۶۱۱۲	۰/۵۰۸۳	۳۸/۳۱۸۸	۱۹/۴۸۰۳	C(۵)
۰/۰۵۶۵	۱/۹۰۶۹	۹۷/۶۲۳۹	۱۸۶/۱۶۵۰	C(۶)
۰/۴۲۳۸	۰/۷۹۹۸	۵/۰۵۰۸	۲۲۰/۲۹۱۲	C(۷)
۰/۰۰۹۲	۲/۶۰۴۷	۱۳/۱۵۵۹	۱۳/۱۵۵۹	C(۸)
۰/۳۱۱۷	۱/۰۱۱۷	۳۱/۹۴۵۳	۳۲/۳۲۰۶	C(۹)
۰/۰۰۲۴	-۳/۰۳۰۳	۰/۰۱۹۷	-۰/۰۵۹۹	C(۱۰)
۰/۰۰۲۶	-۳/۰۰۷۸	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱۳	C(۱۱)
۰/۲۰۵۶	-۱/۲۶۵۷	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۳	C(۱۲)
۰/۳۷۴۲	-۰/۸۸۸۵	۰/۱۸۵۰	-۰/۱۶۴۴	C(۱۳)
۰/۰۰۰۰	-۷/۸۶۴۹	۰/۰۷۹۶	-۰/۶۲۶۷	C(۱۴)
۰/۰۰۰۰	-۴/۹۲۹۱	۰/۱۷۳۲	-۰/۸۵۳۷	C(۱۵)
۰/۰۶۳۰	۱/۸۵۹۳	۰/۶۴۶۹	۱/۲۰۲۹	C(۱۶)
۰/۰۰۰۰	-۱۳/۲۶۷۹	۰/۰۲۴۰۸	-۰/۳۱۹۵	C(۱۷)
۰/۴۱۸۲	-۰/۸۰۹۶	۰/۱۰۷۴	-۰/۰۸۶۹	C(۱۸)
۰/۰۱۰۲	۲/۵۶۹۵	۰/۰۰۵۳	۰/۰۱۳۷	C(۱۹)
۰/۰۰۰۰	-۷/۵۷۶۱	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۱۰	C(۲۰)
۰/۲۴۴۸	-۱/۱۶۲۹	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۲	C(۲۱)
۰/۴۰۹۲	-۰/۸۲۵۲	۰/۰۳۷۴	-۰/۰۳۰۹	C(۲۲)
۰/۶۰۲۹	۰/۵۲۰۲	۰/۰۵۷۸	۰/۰۳۰۰	C(۲۳)
۰/۳۹۰۸	-۰/۸۵۸۱	۰/۱۱۴۲	-۰/۰۹۸	C(۲۴)
۰/۰۰۰۰	۵/۱۵۴۲	۰/۰۷۳۳	۰/۳۷۸۱	C(۲۵)
۰/۰۰۰۰	-۹/۰۷۱۱	۰/۰۱۲۳	-۰/۱۱۱۷	C(۲۶)
۰/۰۰۰۰	-۶/۵۴۷۸	۰/۰۱۲۶	-۰/۰۸۳۰	C(۲۷)
۰/۰۰۳۱	۲/۹۶۲۱	۰/۰۰۳۳	۰/۰۱۰۰	C(۲۸)
۰/۰۱۵۵	۲/۴۲۰۶	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	C(۲۹)
۰/۵۵۱۴	-۰/۵۹۵۶	۰/۰۰۰۱	-۸/۸۸	C(۳۰)
۰/۰۰۰۰	۴/۶۸۰۱	۰/۰۲۲۱	۰/۱۰۳۵	C(۳۱)
۰/۲۲۵۴	۱/۲۱۲۲	۰/۰۴۵۳	۰/۰۵۴۹	C(۳۲)
۰/۰۰۰۰	-۴/۵۸۰۳	۰/۱۱۴۸	۰/۵۲۶۱	C(۳۳)
۰/۰۰۰۰	-۷/۵۵۱۵	۰/۰۴۴۹	-۰/۳۳۹۲	C(۳۴)
۰/۰۰۰۰	۶/۰۲۳۲	۰/۰۷۴۶	۰/۴۴۹۵	C(۳۵)
۰/۱۹۸۶	-۱/۲۸۵۶	۰/۰۶۸۴	-۰/۰۸۸۰	C(۳۶)

نتایج ارائه شده در جدول ۳ بیانگر این مطلب است که مدل مدنظر روابط پویای بین نااطمینانی سری‌ها را به خوبی نشان می‌دهد. براساس نتایج، واکنش نااطمینانی رشد پولی به نااطمینانی رشد تولید ناخالص داخلی، مثبت و این نتیجه مطابق با نظریه فریدمن است که می‌گوید در دوران نااطمینانی زیاد اقتصاد کلان، افراد ذخیره پولی خود را افزایش می‌دهند و این باعث افزایش تقاضای پول می‌شود؛ بنابراین فرضیه چهارم رد می‌شود؛ به عبارت دیگر در کوتاه‌مدت اثر نوسان اقتصاد واقعی بر نرخ رشد نقدینگی مثبت و در سطح آماری پنج درصد معنادار است. طبق نتیجه اول، همان‌طور که بویل و پترسون (1995) معرفی کرده‌اند، افزایش نااطمینانی تولید دارای اثرات مثبت بر نااطمینانی تقاضای پولی، از طریق جابه‌جا کردن نرخ بهره و کاهش نرخ سودآوری دارایی‌ها خواهد بود. دوم، همان‌طور که چویی و اوه (2003) بیان کرده‌اند، پس از در نظر گرفتن خدمات پولی و مالی در تابع مطلوبیت خانوار از طریق اثر ثروت، نااطمینانی به دلیل نوسان زیاد در رشد پولی یا رشد تولید روی تقاضای خدمات پولی و مالی اثرگذار خواهد بود؛ به عبارت دیگر براساس اثر جایگزینی، زمانی که نااطمینانی تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد، خانوارهایی که از ریسک دوری می‌کنند، پول را با مصرف جایگزین می‌کنند؛ زیرا ریسک کمتری دارد و این منجر به افزایش تقاضای پول می‌شود. واکنش نااطمینانی بخش واقعی اقتصاد و نااطمینانی پولی به نااطمینانی اعتماد سرمایه‌گذاران مثبت و در سطح پنج درصد معنادار است؛ بنابراین فرضیه پنجم و ششم رد می‌شود؛ به عبارتی دوره‌های طولانی نوسان رشد پولی ممکن است پایداری‌های مالی بزرگی ایجاد کند. بکرت، انگسترم^۱ و زینگ^۲ (2009) بیان می‌کنند از آنجایی که نااطمینانی‌های مصرف و تورم عوامل اصلی تعیین‌کننده نااطمینانی تولید است، امکان تعمیم نتایج به دست‌آمده درباره مصرف به کل تولید ناخالص ملی وجود دارد. ارزش‌گذاری دارایی‌ها از هر دو بخش رشد مصرف و نااطمینانی آن تأثیر خواهد گرفت. به دلیل رابطه همبستگی منفی میان مصرف و نااطمینانی آن و همبستگی مثبت میان مصرف و سود سهام، افزایش در نوسان تولید دارای دو اثر متضاد روی قیمت دارایی‌ها خواهد بود؛ به گونه‌ای که هم باعث افزایش قیمت سهام و نااطمینانی سرمایه‌گذاران به دلیل اثر ساختار می‌شود و هم بخش دوم منجر به اثر جریان نقدینگی منفی خواهد شد. اثر نااطمینانی نرخ ارز بر نااطمینانی اعتماد سرمایه‌گذاران، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی نیز مثبت و در سطح پنج درصد معنادار است؛ بنابراین فرضیه سوم رد می‌شود؛ به این معنی که نوسان‌های موجود در بازار ارز، اثر مثبت در افزایش تلاطم بازارهای دیگر دارد. اثر مثبت نااطمینانی نرخ رشد ارز واقعی بر بی‌ثباتی بازارهای مالی مطابق با نتایج پژوهش تقی‌نژاد و حاجی بابایی (2014) است. برای تحلیل پویایی رابطه بین نااطمینانی نرخ رشد اعتماد سرمایه‌گذاران، نرخ رشد ارز واقعی، نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با توجه به معیار شوارتز، از مدل زیر استفاده شده است:

$$GARCH = M + A1. * RESID(-1) * RESID(-1)' + B1. * GARCH(-1)$$

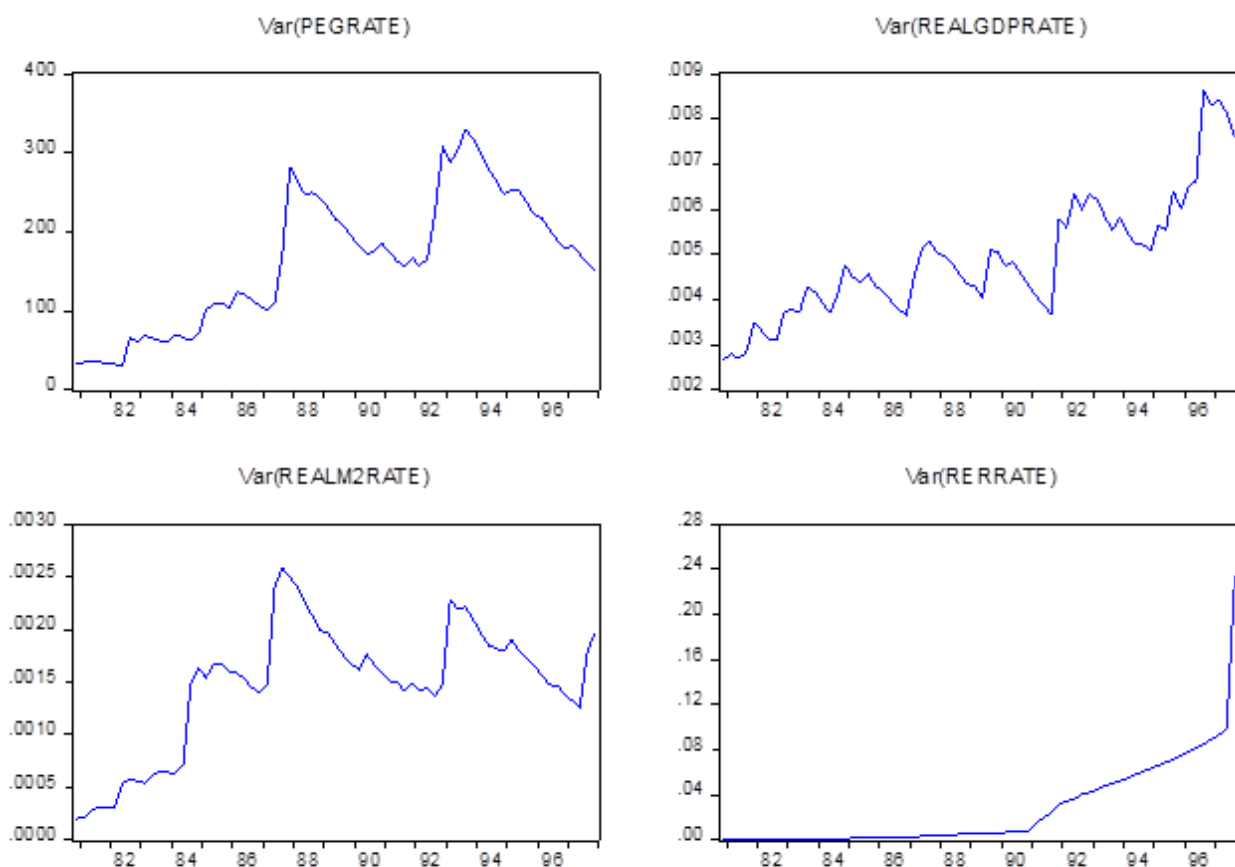
^۱. Engstrom

^۲. Xing

جدول (۳) نتایج برآورد معادله واریانس شرطی

Table 3: The results of conditional variance equation estimation

ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	سطح معناداری
M	۱/۸۸	۱/۳۸۹۸	۰/۱۶۴۶
A1	۰/۱۰۲۳	۲/۱۶۷۸	۰/۰۳۰۲
B1(۱ و ۱)	۰/۹۳۴۰	۲۳/۷۱۳۶	۰/۰۰۰۰
B1(۱ و ۲)	۰/۹۳۵۲	۳۲/۱۵۱۵	۰/۰۰۰۰
B1(۱ و ۳)	۰/۹۳۲۲	۲۸/۶۶۵۷	۰/۰۰۰۰
B1(۱ و ۴)	۰/۹۸۶۵	۳۱/۲۰۵۱	۰/۰۰۰۰
B1(۲ و ۲)	۰/۹۳۶۵	۳۲/۶۲۹۷	۰/۰۰۰۰
B1(۲ و ۳)	۰/۹۳۳۵	۳۳/۹۶۵۲	۰/۰۰۰۰
B1(۲ و ۴)	۰/۹۸۷۹	۳۵/۷۴۰۲	۰/۰۰۰۰
B1(۳ و ۳)	۰/۹۳۰۵	۲۷/۰۷۹۶	۰/۰۰۰۰
B1(۳ و ۴)	۰/۹۸۴۷	۳۰/۱۵۷۲	۰/۰۰۰۰
B1(۴ و ۴)	۱/۰۴۲۱	۲۸/۹۱۷۴	۰/۰۰۰۰



نمودار (۲) نمودارهای واریانس شرطی

Figure. (2) Graphs of estimated conditional variances

نمودار ۲، واریانس شرطی سری‌های مدنظر را به‌صورت جداگانه نمایش می‌دهد. این نمودار بیانگر این موضوع است که ناپایداری متغیرهای نرخ رشد اعتماد سرمایه‌گذاران، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی همگی در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ دارای نوسان است و ناپایداری نرخ ارز واقعی با توجه به سیستم ارز کنترل شده در ایران نوسان بسیار کمتری در این بازه از خود نشان می‌دهد. نوسان شدید اعتماد سرمایه‌گذاران مربوط به سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۹۱ است که مشاهده می‌شود همزمان با افزایش ناپایداری اعتماد سرمایه‌گذاران، ناپایداری رشد پولی و ناپایداری رشد اقتصاد واقعی نیز افزایش یافته است.

رفتار ناپایداری نرخ رشد اعتماد سرمایه‌گذاران در طول زمان به‌طور تقریبی پایدار است؛ به‌جز بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰ و سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ که ثبات بازار مالی دچار التهاباتی شد. تحولات سیاسی و تحریم‌ها و همچنین افزایش نرخ ارز، بازار سرمایه را دچار بحران‌هایی کرد و در نتیجه منجر به شروع روند صعودی ناپایداری اعتماد سرمایه‌گذاران در بازار بورس اوراق بهادار تهران از طریق افزایش نسبت قیمت به درآمد هر سهم شد. پس از آن در سال ۱۳۸۸ روند نزولی بورس اوراق بهادار تهران آغاز و پس از یک دوره کاهش ملایم، شاخص بورس اوراق بهادار تهران به‌طور مجدد با نوسانی شدید در سال ۱۳۹۲ روبه‌رو و پس از چهار فصل از سال ۱۳۹۳ روند کاهشی ناپایداری اعتماد سرمایه‌گذاران آغاز شد. همان‌طور که از نمودار ۲ مشخص است، ناپایداری رشد پولی و رشد اقتصاد واقعی همزمان با افزایش و کاهش نوسان‌های اعتماد سرمایه‌گذاران در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۹۲ نیز دچار نوسان شد و با توجه به سیستم ارز کنترل شده در ایران انتظار می‌رود علت ایجاد ناپایداری متغیرهای رشد پولی و بخش واقعی اقتصاد نوسان‌های بازار سرمایه و اعتماد سرمایه‌گذاران باشد و ناپایداری این سه بازار از یکدیگر تأثیر می‌پذیرد. ناپایداری نرخ رشد ارز واقعی در طول سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ روند باثباتی را از خود نشان داده و پس از این سال‌ها روند ملایمی را برای افزایش آغاز کرده است؛ به طوری که در سال ۱۳۹۷ روند به‌صورت شتابان صعودی خود را ادامه داده است؛ به گونه‌ای که این افزایش ناپایداری نرخ رشد ارز واقعی منجر به افزایش ناپایداری رشد پولی شد. افزایش ناپایداری نرخ ارز در سال ۱۳۹۷ در راستای اعمال تحریم‌های بیشتر بر اقتصاد ایران و اجرای تصمیم بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران مبنی بر یکسان‌سازی نرخ ارز به‌منظور تثبیت بازار ارز اتفاق افتاده است.

نتایج و پیشنهادها

بدون شک ناپایداری درخصوص چگونگی اثرگذاری عوامل مالی و ارزی بر متغیرهای کلان اقتصادی، یکی از مسائل مهم برای سیاست‌گذاران است. در نظر گرفتن ناپایداری درباره تأثیر متغیرهای بازارهای مالی روی متغیرهای کلیدی اقتصاد، به سیاست‌گذار کمک می‌کند با شناخت بهتر محیط حاکم اقتصادی، سیاست‌های مناسب‌تری اتخاذ کند. این پژوهش با به‌کارگیری روش MGARCH روابط موجود میان نرخ رشد متغیرهای اعتماد سرمایه‌گذاران، نرخ ارز واقعی در بازار غیر رسمی، نقدینگی واقعی و فعالیت اقتصادی و نوسان‌های آنها را نشان می‌دهد. نتایج نشان داد سیاست پولی قادر به تأثیرگذاری مستقیم بر اعتماد سرمایه‌گذاران و نوسان‌های آن است. اگر سیاست پولی به‌طور مستقیم بازار سرمایه و پایداری آن را کنترل کند، با در نظر گرفتن همبستگی با رشد اقتصادی و نوسان‌های آن، به نظر می‌رسد تثبیت تولید و قیمت‌دارایی اهداف کافی باشد. همبستگی منفی بین نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد بخش واقعی اقتصاد، نشان‌دهنده اهمیت سیاست پولی است که نشان می‌دهد اعمال سیاست پولی انقباضی باعث کاهش نرخ رشد نقدینگی و افزایش نرخ رشد تولید می‌شود. جوانیک (2011) بیان می‌کند که تأثیر سیاست‌های پولی بر عدم قطعیت بازار سهام شامل دو نوع اثر خطی و غیر خطی می‌شود و سیاست پولی به‌صورت مستقیم بر اعتماد سرمایه‌گذاران و نوسان آنها تنها در میان‌مدت و بلندمدت اثر دارد که خود دارای رابطه‌ای غیر خطی با ناپایداری مالی است. چانگ و فنو^۲ (2013) نشان دادند یکی از مهم‌ترین ابزارهای بانک مرکزی کانادا به‌منظور عبور از بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ میلادی، کاهش ناپایداری نسبت به سیاست‌های پولی از طریق اجرای سیاست‌های پولی از پیش برنامه‌ریزی‌شده بوده است. تأثیر مثبت ناپایداری نرخ رشد ارز واقعی بر ناپایداری اعتماد

¹. Chang

². Feunou

سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد سیاست‌هایی که منجر به افزایش نوسان‌های نرخ رشد ارز واقعی می‌شود منجر به افزایش نااطمینانی اعتماد سرمایه‌گذاران خواهد شد و به دنبال آن نااطمینانی رشد پولی و بخش واقعی اقتصاد افزایش می‌یابد. لاوال^۱ و ایجیرشار^۲ (2013) نیز نشان دادند نوسان‌های بلندمدت نرخ ارز و نرخ تورم دارای اثرات منفی قوی بر عملکرد بازار بورس نیجریه است. فرآیند انتقال سیاست پولی از بازار دارایی‌ها شروع می‌شود؛ زیرا هزینه‌های اطلاعاتی و مبادلاتی برای اغلب دارایی‌ها از هزینه‌های تغییر تولید یا تعدیل مصرف یا سرمایه‌گذاری کالاهای بادوام کمتر است. به‌ویژه هنگامی که عدم قطعیت درباره‌ی دائمی بودن یا موقتی بودن سیاست‌ها وجود دارد، بازار دارایی‌ها بسیار سریع جواب می‌دهد؛ بنابراین قیمت دارایی‌ها و به دنبال آن ثبات بازار مالی نقش مهمی در سازوکار انتقال پولی ایفا می‌کند.

بر اساس یافته‌های پژوهش مشاهده شد نوسان‌های قیمت سهام با نوسان‌های نرخ ارز همبستگی دارد؛ این در حالی است که همان گونه که در قسمت مبانی نظری بیان شد، مطابق نظر دورنبوش و فیشر (1980) رابطه‌ی مثبتی بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد و در مقابل برنسون (1983) نیز معتقد به وجود رابطه‌ی منفی بین آنها است؛ همچنین گاوین (1989) نیز وجود رابطه‌ی بین این دو عامل را رد می‌کند؛ بنابراین پیشنهاد سیاستی این پژوهش این است که بانک‌های مرکزی و به‌ویژه بانک مرکزی ج.ا.ی. باید از اعمال سیاست‌هایی پرهیز کنند که منجر به افزایش نوسان بیشتر در بازار ارز و ایجاد نااطمینانی برای سرمایه‌گذاران و به دنبال آن بی‌ثباتی در بازارهای مالی می‌شود. با افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران، زمینه‌ی کاهش نرخ رشد نقدینگی و همچنین افزایش مصرف از طریق اثر ثروت و افزایش نرخ رشد تولید فراهم می‌شود؛ همین‌طور از آنجا که بانک‌ها مهم‌ترین شریان‌های هدایت نقدینگی در اقتصاد ایران هستند، عملکرد رشد اقتصادی کشور در عملکرد مناسب نهادهای مالی است و هماهنگی نهادهای ناظر در حوزه‌های مختلف نظام مالی ایران و ایجاد زیرساخت‌های مناسب برای افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران و ثبات بازارهای مالی ممکن است منجر به بهبود کارایی و تعامل بازار پول و بازار سرمایه برای هدایت صحیح نقدینگی به سمت فعالیت‌های تولیدی به‌منظور تأمین مالی مطلوب بخش حقیقی اقتصاد شود. درانتها، توسعه‌ی کیفی و کمی بازار سرمایه، رواج انتشار اوراق مشارکت و ابزارهای مالی اسلامی در جایگاه یکی از منابع تأمین مالی، تدوین استانداردهای لازم‌الاجرا برای واحدهای اقتصادی و دیگر اقدامات اصلاحی و قانونی، ایجاد بستر مناسب، آموزش‌های تکنیکی بازار سرمایه و سپس تشویق خانوارها به سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران برای دستیابی به رشد اقتصادی پیشنهاد می‌شود؛ همچنین ساماندهی و توسعه‌ی بازار سرمایه ایران متناسب با ویژگی‌های کلان اقتصادی و مختصات خرد خانوارها و بنگاه‌های فعال در اقتصاد کشور است؛ بنابراین انتظار اهداف رشد اقتصادی بسیار ممکن نیست، در حالی که بازارهای مالی با آن هماهنگ نباشد و بدین منظور باید فرهنگ و دانش سرمایه‌گذاری به خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی انتقال یابد و نهادهای مالی در بازار مالی ایران از نظر کمی و کیفی گسترش یابد و تقویت شود. از آنجا که شاخص قیمت سهام مهم‌ترین عامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار است، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی سایر عوامل مؤثر بر قیمت سهام برای تأثیرگذاری بر اعتماد سرمایه‌گذاران و بررسی روابط بلندمدت نااطمینانی آنها بررسی شود؛ علاوه بر این مسئله بسیار مهم دیگر که اهمیت شایان توجهی دارد، بررسی شدت و میزان اثرگذاری هر یک از عوامل اقتصادی و مالی مؤثر بر قیمت سهام است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود پژوهشگران در ادامه‌ی مطالعه‌ی حاضر شدت اثرگذاری هر یک از متغیرهای مؤثر بر قیمت سهام از جمله نرخ ارز، نرخ تورم، قیمت سایر بازارهای موازی همچون مسکن، طلا و خودرو، نرخ بهره‌ی سپرده‌های بانکی و ... را تعیین و بررسی کنند و به نقش هر کدام در ایجاد تنش در بازار سرمایه و تغییر در اعتماد سرمایه‌گذاران در ایران به تفکیک توجه کنند.

از جمله محدودیت‌های این پژوهش نیز دسترسی به آمار و داده‌های فصلی مربوط به بازار بورس اوراق بهادار تهران است.

¹. Lawal

². Ijirshar

منابع فارسی

- ابونوری، اسمعیل. و عبداللهی، محمدرضا. (۱۳۹۱). مدل سازی نوسانات بخش های مختلف بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره. *تحقیقات مالی*، ۱۴(۳۳)، ۱-۱۶. <https://doi.com/10.22059/jfr.2012.36628>
- احمدی سرکانی، سید یوسف. و قاسم پور، معصومه. (۱۳۹۲). ارزیابی تأثیر سیاست های پولی، مالی و رشد صنعت بر نوسانات شاخص رشد بازار سرمایه ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری*، ۶(۲۲)، ۴۹-۶۳.
- اثنی عشری، ابوالقاسم، پورکاظمی، محمدحسین، ابوالحسنی هسینیانی، اصغر. و لطفی مزرعه شاهی، احمد. (۱۳۹۲). اثر نااطمینانی در بازدهی سرمایه بر رشد اقتصادی؛ مطالعه موردی ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳(۱۲)، ۸۸-۷۵.
- اسلامی بیدگلی، غلامرضا. و طهرانی، اشرف. (۱۳۸۹). بررسی رابطه اعتماد بیش از حد سرمایه گذاران انفرادی و حجم مبادلات آنها در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۳۹، ۲۵۳-۲۳۱.
- بیات، مرضیه، افشاری، زهرا. و توکلیمان، حسین. (۱۳۹۵). بررسی ارتباط سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام (با در نظر گرفتن اثر ثروت رونق بازار سهام). *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵(۲۰)، ۶۱-۳۳. DOI: 10.22084/aes.2016.1665
- پیرائی، خسرو. و دادور، بهاره. (۱۳۹۰). تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در ایران با تأکید بر نااطمینانی. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، ۱۱(۱)، ۸۰-۶۷.
- تقی نژاد عمران، وحید. و حاجی بابایی، ولی. (۱۳۹۳). اثر تغییر نرخ ارز واقعی بر بی ثباتی مالی: مطالعه موردی کشورهای در حال توسعه منتخب. *فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی*، ۲(۵)، ۱۲۱-۱۳۴.
- جلیلی، ظریفه، عصارى آرانی، عباس، یاورى، کاظم، و حیدری، حسن. (۱۳۹۶). ارزیابی سازوکار انتقال اثرات سیاست پولی بر بازار سهام در ایران با استفاده از روش خودرگرسیون ساختاری (SVAR). *پژوهش های رشد و توسعه پایدار (پژوهش های اقتصادی)*، ۱۷(۴)، ۱۹۵-۱۷۳.
- حیدری، حسن. و بشیری، سحر. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی برپایه مدل VAR-GARCH. *تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۳(۹)، ۷۱-۹۳.
- حیدری، حسن، فعالجو، حمیدرضا. و کرمی، فاطمه. (۱۳۹۲). بررسی تجربی تأثیر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر شاخص کل قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران در چهارچوب رهیافت آزمون کرانه ها. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۳(۴۹)، ۱۵۱-۱۷۶.
- رحمانی، تیمور. (۱۳۸۴). *اقتصاد کلان*. تهران: برادران.
- سوری، علی. (۱۳۹۲). *اقتصادسنجی (جلد ۲)*. تهران: فرهنگ شناسی.
- شاه آبادی، ابوالفضل، نظیری، محمدکاظم. و حواج، سحر. (۱۳۹۲). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، ۲۱(۶۷)، ۸۹-۱۰۴.
- شاهمرادی، اصغر. و صارم، مهدی. (۱۳۹۲). سیاست پولی بهینه و هدف گذاری تورم در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۲)، ۴۲-۲۵.
- صمصامی، حسین، داودی، پرویز. و امیری جاوید، هادی. (۱۳۹۵). مقایسه اثربخشی رشد نقدینگی بر تولید ناخالص داخلی، سرمایه گذاری بخش خصوصی و اشتهغال با حساب بازار دارایی ها. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۱(۲)، ۴۵۷-۴۹۳. <https://doi.com/10.22059/jte.2016.58458>.
- فلاحی، فیروز، حقیقت، جعفر، صنوبر، ناصر. و جهانگیری، خلیل. (۱۳۹۳). بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۴(۵۲)، ۱۲۳-۱۴۷.

- کمیجانی، اکبر. و ابراهیمی، سجاد. (۱۳۹۲). اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد بهره‌وری در کشورهای در حال توسعه با لحاظ سطح توسعه مالی. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲(۶)، ۱-۲۷.
- مرادی، سمیه و نجفی‌زاده، سیدعباس (۱۳۹۲). اثر سیاست پولی بر بازده شاخص سهام (مطالعه موردی: ایران). همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران، ۲۸ آذرماه ۱۳۹۲، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان، اصفهان.
- مشیری، سعید. و واشقانی، محسن. (۱۳۸۹). بررسی مکانیزم انتقال پولی و زمانی آن در اقتصاد ایران. *مدل‌سازی اقتصادی*، ۴(۱)، ۳۲-۱.
- موسایی، میثم. مهرگان، نادر. و امیری، حسین. (۱۳۸۹). رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۸(۵۴)، ۷۳-۹۴.

References

- Abounoori, E. & Abdollahi, M. (2012). Modeling different sector volatility of Iran stock exchange using multivariate GARCH model. *Financial Research*, 14(33), 1-16. <https://doi.com/10.22059/jfr.2012.36628>. (In Persian)
- Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R. & Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 494-513. <https://doi.com/10.3386/w12117>.
- Ahadi, S. S. & Ghasempour, M. (2017). Assessing the impact of monetary, fiscal and growth policies on the fluctuations of Iran's capital market growth index. *Journal of Investment Knowledge*, 6(22), 49-63.
- Barro, R. J. (1977). Unanticipated money growth and unemployment in the United States. *The American Economic Review*, 67(2), 101-115. <https://doi.com/10.2307/1807224>.
- Bayat, M., Afshari, Z. & Tavakolian, H. (2016). Monetary policy and stock price index (on the basis of the wealth effect of the stock market boom) in a DSGE framework. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran (AESI)*, 5(20), 33-61. <https://doi.com/10.22084/aes.2016.1665>. (In Persian)
- Bekaert, G., Engstrom, E. & Xing, Y. (2009). Risk, uncertainty, and asset prices. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 59-82. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.01.005>.
- Bekaert, G., Hoerova, M. & Lo Duca, M. (2010). Risk, uncertainty and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 60(7), 771-788. <https://doi.com/10.1016/j.jmoneco.2013.06.003>.
- Berg, A., Charry, L., Portillo, R. & Vlcek, J. (2018). The monetary transmission mechanism in the tropics: A case study approach. *Journal of African Economies*, 1-27. <https://doi.com/10.1093/jae/ejy022>.
- Bjarnland, H. C. & Leitemo, K. (2009). Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market. *Journal of Monetary Economics*, 56(2), 275-282. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.12.001>.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>.
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I. & Terry, S. J. (2012). Really uncertain business cycles (No. w18245). *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/w18245>.
- Boyle, G. W. & Peterson, J. D. (1995). Monetary policy, aggregate uncertainty, and the stock market. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), 570-582. <https://doi.org/10.2307/2077884>.
- Branson, W. H. (1983). Macroeconomic determinants of real exchangerisk. In: Herring, R.J. (Ed.), *Managing Foreign Exchange Risk* (Chapter 1). Cambridge: Cambridge University Press.
- Buch, M. C., Bussiere, M., Goldberg, L. & Hills, R. (2018). The international transmission of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.08.005>.
- Chang, B. Y. & Feunou, B. (2013). Measuring uncertainty in monetary policy using implied volatility and realized volatility. *Bank of Canada Working Paper*, 2013-37.
- Chatziantoniou, I., Duffy, D. & Filis, G. (2013). Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: multi-country evidence. *Economic Modelling*, 30, 754-769. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.10.005>.
- Choi, W. G. & Oh, S. (2003). A money demand function with output uncertainty, monetary uncertainty, and financial innovations. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 685-709.
- Dornbusch, R. & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- Eslami, B. G. & Tehrani, A. (2011). An insight in to the nature of relationship between overconfidence of individual investors and trading volume in Tehran Stock Exchange. *Economic Research Review*, 10(39), 231-253. (In Persian)
- Esnaashari, A., Pourkazemi, M. H., Hastiani, A. A. & Mazraeshahi, A. L. (2013). The effect of an uncertain capital return on economic growth; a case study of Iran. *Economic Growth and Development Research*, 3(12), 75-88. (In Persian)
- Evance, P. (1984). The effects on output of money growth and interest rate volatility in the United States. *The Journal of Political Economy*, 92(2), 204-222.
- Fallahi, F., Haghghat, J., Sanoubar, N. & Jahangiri, K. (2014). Study of correlation between volatility of stock, exchange and gold coin markets in Iran with DCC-GARCH model. *Economic Research*, 14(52), 123-147. (In Persian)

- Gavin, M. (1989). The stock market and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance, Elsevier*, 8(2), 181-200.
- Guerello, C. (2016). The effect of investors' confidence on monetary policy transmission mechanism: A multivariate GARCH approach. *The North American Journal of Economics and Finance*, 37, 248-266. <https://doi.com/10.1016/j.najef.2016.05.003>.
- Heydari, H. & Bashiri, S. (2012). Investigating the relationship between real exchange rate uncertainty and stock price index in Tehran stock exchange using VAR-GARCH models. *Journal of Economic Modeling Research*, 3(9), 71-92. (In Persian)
- Heydari, H., Faalju, H. & Karami, F. (2013). An empirical investigation of the effects of uncertainty in real exchange rate on stock price in Tehran stock exchange: An application of bounds test approach. *Economics Research*, 3(49), 151-176. (In Persian)
- Hilde, C. B. & Kai, L. (2008). Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market. Bank of Finland, discussion Paper No. 2008/04.
- Jalili, Z., Asari Arani, A., Yavari, K. & Heydari, H. (2017). Evaluating the monetary policy transmission mechanism through the stock market in Iran using the structural vector auto regressive (SVAR) model. *The Economic Research*, 17(4), 173-195. (In Persian)
- Jovanović, M. (2011). Does monetary policy affect stock market uncertainty? Empirical evidence from the United States, *Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI)*, Essen. Ruhr Economic Papers No. 240.
- Komijani, A. & Ebrahimi, S. (2013). Effect of exchange rate volatility on productivity growth in developing countries while considering their financial development levels. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran (AESI)*, 2(6), 1-27. (In Persian)
- Lawal, M. & Ijirshar, V. U. (2013). Empirical analysis of exchange rate volatility and Nigeria stock market performance. *International Journal of Scientific and Research*, 4(4), 1592-1600.
- Mascaro, A. & Meltzer, A. H. (1983). Long-and short-term interest rates in a risky world. *Journal of Monetary Economics*, 12(4), 485-518.
- Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy (0898-2937). Cambridge: *National Bureau of Economic Research (NBER) working paper series*.
- Moradi, S. & Najafzade, A. (2013). *The effect of monetary policy on return of stock market index (case study: Iran)*, National Electronic Conference on Iran's Economic Outlook, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan. (In Persian)
- Moshiri, S. & Vasheghani, M. (2010). Study of the monetary policy transmission mechanism and its timing in Iran. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, 4(1), 1-32. (In Persian)
- Musai, M., Mehregan, N. & Amiri, H. (2010). Stock market and macroeconomic variables: A case study for Iran. *Quarterly Journal of Economic Research & Policies*, 18(54), 73-94. (In Persian)
- Onatski, A. & Williams, N. (2003). Modeling model uncertainty. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1087-1122. <https://doi.org/10.1162/154247603770383406>.
- Pirae, K. & Dadvar, B. (2011). The effect of inflation on economic growth in Iran with special emphasis on uncertainty. *The Economic Research*, 11(1), 67-80. (In Persian)
- Puhan, T. X. (2011). Asset prices and macroeconomic uncertainty: The role of inflation and monetary policy implications. *University of Zurich Working paper*.
- Rahmani, T. (2005). *Macroeconomics* (7th Ed). Tehran: Baradaran. (In Persian)
- Rudebusch, G. & Svensson, L. E. O. (1999). Policy rules for inflation targeting. *NBER Chapters*, in: *Monetary Policy Rules*, 203-262, National Bureau of Economic Research, Inc. <https://doi.com/10.3386/w6512>.
- Samsami, H., Davoodi, P. & Amiri, J. H. (2016). Comparing effectiveness of liquidity growth on GDP, private investment and employment with assets market bubble. *Journal of Economic Research (JTE)*, 51(2), 457-493. <https://doi.com/10.22059/jte.2016.58458>. (In Persian)
- Serletis, A. & Rahman, S. (2009). The output effects of money growth uncertainty: Evidence from a multivariate GARCH-in-Mean VAR. *Open Economies Review*, 20(5), 607-620. <https://doi.com/10.1007/s11079-008-9101-9>.
- Shahabadi, A., Naziri, M. K. & Havaj, S. (2013). The effect of macroeconomic variables on systematic risk of Tehran's stock exchange. *Journal of Economic Research and Policies*, 21(67), 89-104. (In Persian)
- Shahmoradi, A. & Sarem, M. (2013). Optimal monetary policy and inflation targeting in Iran. *Journal of Economic Research*, 48(2), 25-42. (In Persian)
- Souri, A. (2013). *Econometrics* (Volume 2). Tehran: Farhangshenasi. (In Persian)
- Sourial, M. S. (2002). The Future of the stock market channel in Egypt. *Center for Economic & Financial Research & Studies Working Paper*.
- Taghinezhadomran, V. & Hajibabaei, V. (2014). The effect of the real exchange rate changes on the financial instability in selected developing countries. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 2(5), 121-134. (In Persian)
- Williams, N. (2012). Monetary policy under financial uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 59(5), 449-465. <https://doi.com/10.1016/j.jmoneco.2012.05.006>.

-
- Zorzi, M., Dedola, L., Georgiadis, G., Jarocinski, M., Stracca, L. & Strasser, G. (2020). *Monetary policy and its transmission in a globalised world*. European Central Bank. Discussion papers No. 2407.
- Yau, H. Y. & Nieh, C. C. (2009). Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan. *Japan and the World Economy*, 21(3), 292-300.