فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی – سال پنجم، شماره اول (پیاپی ۱۶)، زمستان ۱۳۹۸ (صفحات ۱۱ تا ۳۶)

نقش رسانه در شکل گیری انتظارات اقتصادی پویا و مدیریت سبد دارایی‌ها

فرشاد پرویزیان (نویسنده مسئول)
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان
fparvizian@semnan.ac.ir

علیرضا عرفانی
دانشیار گروه آموزشی اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان
aerfani@semnan.ac.ir

اسمعیل ابونوری
استاد گروه آموزشی اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان
e.abounoori@profs.semnan.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۱۰

چکیده

تاثیر رسانه بر اقتصاد از طریق ارایه اطلاعات و تغییر رفتار اقتصادی افراد، از جمله مباحث اساسی مطالعات رسانه و اقتصاد است. توجه به عنصر تکرار در رسانه برای اقناع مخاطب، بیانگر ایجاد شرایط پویایی وابسته به زمان در مدل‌های تغییرپذیری خانواده GARCH به عنوان یکی از روش‌های مرسوم مطالعات تغییر پذیری است. مقایسه نتایج حاصل از تخمین مدل‌های تغییر پذیری BEKK-MGARCH و پویا DCC-MGARCH، برای بررسی تاثیر حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه بر رفتار اقتصادی جامعه، بیانگر معنادار شدن روابط تغییرپذیری و همبستگی‌های شرطی و ایجاد نوعی از الگوهای انتظاری وابسته به زمان است. طبق این مدل، ضریب تاثیر حضور مقام پولی در رسانه بر نرخ دلار و شاخص کل بورس، معنادار است. تاثیر حضور رسانه‌ای مقام پولی بر نرخ دلار، از طریق برقراری همبستگی شرطی پویا بین تغییرات نرخ‌های دلار و سکه، موجب تاثیر فعالیت رسانه‌ای مقام پولی بر قیمت سکه نیز در طول زمان می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: D83, D84, E58, C32
کلید واژه‌ها: رسانه، انتظارات، بانک مرکزی، مدل‌های تغییر پذیری MGARCH

۱. مقدمه

دهه ۱۹۷۰، مکتب کلاسیک جدید با طرح انتظارات عقلایی[1] مدعی شد عوامل اقتصادی، از همه اطلاعات موجود، به بهترین نحو استفاده می‌کنند و این انتظارات، برآورد کننده بدون تورشی از واقعیت‌های آینده تلقی می‌شوند (برانسون، ۱۳۸۸). کینزین‌های جدید، نیز، نظریه انتظارات را هرچند بطور تطبیقی و بر اساس اطلاعات ناقص، پذیرفتند. ادامه مناظرات کلان هر دو طرف، بر مبنای چگونگی و میزان دسترسی عوامل اقتصادی به اطلاعات است؛ اطلاعات موجود، موجب شکل‌گیری انتظارات فعالان اقتصادی می‌شود. در چارچوب اقتصاد خرد، طبق نظریه رجحان آشکار، مصرف کننده بین سبدهای مختلف، با پیروی از یک الگوی کلی، سبدی خاص انتخاب می‌کند، اما این الگوی ذهنی بر اساس کدام عقلانیت شکل می‌گیرد؟ یکی از شرایط اساسی تحقق بازار رقابت کامل، دانش و اطلاعات کامل همه فعالان بازار از قیمت، کیفیت، مبادلات جاری و شرایط بازار است. گمان می‌رود نقش اطلاعات به ویژه در انتخاب سبد دارایی‌ها بسیار حیاتی‌تر باشد؛ چرا که افزایش نرخ تورم داخلی در مقایسه با نرخ تورم خارجی، باعث ایجاد انگیزه نگهداری پول خارجی و یا سایر دارایی‌ها به جای پول داخلی می‌شود که مانع کاهش ارزش دارایی‌ها شده و مطلوبیت کل سبد دارایی افراد، حفظ شود. فعالان اقتصادی توجه خاص به سیاست‌های پولی دارند. افزایش نرخ بهره موجب افزایش مخاطره مالی اوراق قرضه و نااطمینانی ناشی از شرایط تورمی، موجب کاهش ارزش دارایی‌های نقدی می‌شود. ممکن است در شرایط تورمی افزاینده، افراد با هراس از احتمال کاهش بیشتر ارزش دارایی، ارزهای معتبر را جانشین پول ملی کنند. پدیده جانشینی معمولا هنگامی رخ می‌دهد که اعتماد شهروندان به پول داخلی، سلب شود. سال‌های اخیر یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های اقتصاد ایران، تورم حاکم و افزایش نرخ ارز بوده و تمایل زیادی به نگهداری دلار و دیگر ارزها به جای پول داخلی ایجاد شده است. در شرایط عادی غیر تورمی نیز، افراد برای افزایش بازدهی سبد دارایی، در پی ترکیب بهینه هریک از اقلام دارایی‌ها می‌باشند. این رویه نیازمند کسب دایمی اطلاعات برای اصلاح قیمت‌های مورد انتظار است و رسانه‌ها منبع اصلی ارایه اطلاعات به جامعه هستند. از سوی دیگر افزایش همگرایی بازارهای مالی موجب انتقال دایمی اطلاعات بین بازارها شده است، بروز تکانه در هر بازار، سایر بازارها را متاثر می‌کند. این روند در چند دهه اخیر موجب تمرکز پژوهشگران بر درک نحوه انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات از یک بازار به سایر بازارها شده است. نوسان‌ها باعث

[1]. Rational Expectations

ایجاد نااطمینانی می‌شود. استفاده از مدل‌های آرچ و گارچ (آرچ تعمیم یافته)، متداول‌ترین راه مدل‌سازی پویایی‌های نوسانات داده‌های سری‌زمانی پر نوسان است. توجه این پژوهش، به کانال اصلی انتقال اطلاعات، یعنی رسانه‌ها است. گمان می‌رود اطلاعات رسانه‌ای، منجر به شکل‌گیری الگوی انتظارات ذهنی افراد نسبت به آینده بازارها باشد؛ بطور طبیعی افراد در اطلاعات دریافتی از رسانه‌ها بیش از هرچیز به سخنان و اخبار نقل شده از سوی مقامات پولی توجه می‌کنند. بخش‌های خبری اقتصادی رادیو و تلویزیون، ستون و صفحات اقتصادی رسانه‌های مکتوب، بیانگر وجود مخاطبان دایمی برای این‌گونه اخبار و اطلاعات است. دولت، هر اقدامی کند، مردم، مطلع و بر همان اساس فعالیت‌های اقتصادی خود را تنظیم می‌کنند (مرکز بین المللی مطالعات پولی و بانکی، ۲۰۰۳). پرسش اساسی این پژوهش، بررسی معناداری ارتباط بین رفتار بازارهای مالی و حضور مقام پولی در فضای رسانه‌ای است. در شرایط تورمی و تلاطم بازارهای مالی، افراد برای کاهش هزینه فرصت نگهداری پول به سراغ سایر ابزارهای حفظ ارزش دارایی می‌روند که ارز، طلا یا سهام از جمله این ابزارها و انتظارات تورمی ایجاد شده، ناشی از اطلاعات دریافتی از جمله از طریق رسانه‌ها است. لحاظ متغیر مجازی حضور مقام پولی در رسانه به عنوان شکل دهنده الگوی انتظارات قیمتی به عنوان نماینده این تغییرات ساختاری در واریانس شرطی، درک واقع بینانه‌تری نسبت به انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارها فراهم آورده است و فرایند مدل سازی نوسانات را بهبود می‌بخشد. بخش دوم که به مرور ادبیات و مطالعات موضوع اختصاص یافته در سه زیر بخش سیاست پولی و سبد دارایی مالی، اطلاعات، شکل گیری انتظارات و رسانه و مطالعات پیشین ارایه شده است. در بخش سوم مدل‌های تغییر پذیری MGARCH و همبستگی شرطی پویا، DCC-MGARCH، معرفی می‌شود. بخش چهارم به نتایج آزمون و یافته‌های مدل و بخش پنجم نیز اشاره‌ای به نتیجه گیری مطالعه می‌شود.

۲. مبانی نظری

۲-۱. اطلاعات و اقتصاد

فعالان اقتصادی در انتخاب سبد دارایی خود، بر اساس میزان مطلوبیت هریک از اقلام، در باره نسبت انواع دارایی‌های مالی، تصمیم می‌گیرند؛ که این خود تحت تاثیر جدی حجم پول انتشار یافته بر سطح عمومی قیمت‌ها، تورم و در نتیجه، ارزش و قدرت خرید اقلام متفاوت موجود در سبد دارایی افراد است. هرگونه انتظار از آینده اوضاع پولی کشور بطور

مستقیم بر نرخ بهره و تورم مورد انتظار جامعه و مطلوبیت سبد دارایی فرد، اثر خواهد گذاشت. افزایش نرخ بهره موجب افزایش مخاطره مالی اوراق قرضه و نااطمینانی ناشی از شرایط تورمی، موجب کاهش ارزش دارایی‌های نقدی می‌شود. احتمالا در شرایط با تورم بالا، افراد با هراس از احتمال کاهش ارزش پول، ارزهای معتبر را جانشین پول ملی می‌کنند. در شرایط عادی غیر تورمی نیز افراد برای افزایش بازدهی سبد دارایی‌های خود، همواره در پی ترکیب بهینه سبد دارایی می‌باشند. این رویه نیازمند کسب دایمی اطلاعات برای اصلاح قیمت‌های مورد انتظار است و افراد اطلاعات خود را در این خصوص از رسانه‌ها دریافت کرده و احتمالا بیش از هرچیز به اطلاعات دریافتی از مقامات پولی توجه می‌کنند. از سوی دیگر افزایش همگرایی بازارهای مالی موجب انتقال دایمی اطلاعات بین بازارها شده است، بطوریکه بروز هر تکانه در یک بازار، سایر بازارها را متاثر می‌کند. نوسان‌ها باعث ایجاد نااطمینانی می‌شوند. بسیاری از مدل‌های تخصیص سبد دارایی‌ها، قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی و مدیریت ریسک، بر پایه میزان نوسانات و برآوردی که از نوسان پذیری هر متغیر بدست می آید، برپا شده‌اند. نوسان متغیرهای مالی بیانگر نوع رفتار فعالان بازار است که بر اساس دانش و اطلاعات خود وارد بازار شده و مداوم در پی کسب اطلاعات جدید هستند. هرگونه اطلاعات مرتبط مستقیم و یا موثر بر فضای عمومی بازار بویژه رفتار و تصمیم مقام پولی موجب ایجاد الگوهای انتظاری جدید خواهد شد.

۲-۲. اطلاعات، شکل گیری انتظارات و رسانه

فعالان اقتصادی بر اساس انتظارات از قیمت‌ها در آینده، مبتنی بر دانش و اطلاعات خود از اقتصاد، تصمیم می‌گیرند. برخی تحقیقات از وجود برخی شواهد اولیه از حساسیت انتظارات اقتصادی نسبت به تفاوت در گزارش رسانه[1]، خبر می‌دهند. تفاوت در ارائه اطلاعات اقتصادی مشابه می‌تواند اثر قابل توجهی بر انتظارات اقتصادی بگذارد (پرویت[2] و همکاران، ۱۹۸۸). نحوه پوشش خبری اقتصادی محلی، ارزیابی فردی از اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهد. پوشش تلویزیونی محلی از اخبار و اطلاعات اقتصادی، بر ارزیابی‌های شخصی در حوزه‌های مالی و سرمایه‌گذاری، تاثیر می‌گذارد. قرار گرفتن در معرض منابع مختلف اطلاعات اقتصادی اثرات قابل توجه و متفاوت در درک فرصت‌های اقتصادی و نقش پیچیده و متنوع‌تری برای رسانه‌های خبری در شکل دادن به درک اقتصادی از پژوهش‌های قبلی دارد (گویدل[3] و همکاران، ۲۰۱۰). برداشت مصرف کننده از اخبار

[1]. Media
[2]. Pruitt
[3]. Goidel

اقتصادی در شکل‌گیری انتظارات وی موثر است (دومس، و مورین[1]، ۲۰۰۴). دایک و زینگالس[2] (۲۰۰۲)، معتقدند مردم بسیاری از اطلاعات خود را از رسانه‌ها بدست می‌آورند و رسانه نقش مهمی در انتخاب و تکمیل اطلاعات همچون چیدن تکه های پازل در کنار یکدیگر دارد. هرمان[3] (۲۰۰۲)، معتقد است: بسیاری از مردم فکر می‌کنند تاثیر اخبار و رویدادهای خاص بر بازار سهام جدی است. استیگلیتز[4] (۲۰۰۲)، برنده جایزه نوبل ۲۰۰۱ اقتصاد، اشاره می‌کند: رسانه‌ها برای جلوگیری از عدم تقارن اطلاعاتی و به خصوص در ترویج شفافیت در حوزه عمومی، نقش مهمی دارند (ولفنسون[5]، ۲۰۰۲). موضوع اصلی گزارش ژنو ۳ اقتصاد جهانی (بلایندر[6] و همکاران، ۲۰۰۳)، در خصوص چگونه سخن گفتن رؤسای بانک‌های مرکزی در رسانه‌ها است. بطور طبیعی مخاطبان رسانه‌ها بیشترین توجه را به سخنان روسای بانک‌های مرکزی کشورشان در خصوص نرخ های تورم، ارزش پول ملی، ارز و طلا خواهند داشت که از رسانه‌ها منتشر می‌شود. بسیاری از اعمال زندگی و تجارت مستلزم اطلاعات تازه و قابل اعتماد است.

۲-۲-۱. رسانه، اقناع، تغییر رفتار

کانمن، در نظریه چشم انداز نشان داد رفتار مردم توسط انگیزه‌های روانشناسی بیشتری تعیین می‌شود و این انگیزه‌ها، عوامل اقتصادی مهمی را می‌سازند. یکی از یافته‌های عمومی روانشناسی ادراکی این است که، مردم اطلاعات آشنا را آسان‌تر به ذهن می‌سپارند؛ بنابر این صرفا تکرار اطلاعات معین در رسانه‌ها، بدون توجه به دقت آن‌ها، دسترسی به این اطلاعات را آسان‌تر می‌سازد (عرفانی، ۸۲). مخاطبان، چنان‌چه به اقناع رسند، انگیزه‌های درونی می‌یابند و خود رسولان اندیشه یا هر پیام ارتباطی خواهند شد (ساروخانی، ۱۳۸۳). رفتار انسان، نوعا انطباق پذیر است و به زمینه و شرایط ادراکی گذرا بستگی دارد. نگرش اساساً شیوه‌ای از آمادگی در جهت موافق یا مخالف چیزهای معین است (دهقان، ۱۳۸۸). هاولند[7] معتقد است: نگرش‌ها اکتسابی هستند و هنگام یادگیری از طریق فرایندهای مشابه تغییر می‌کنند. رسانه‌ها می‌توانند به اقناع انسان برای کنترل هرچه بهتر محیط بپردازند. (سورین؛ تانکارد، ۱۳۸۸). شرطی شدن کلاسیک نگرش‌ها و

---

1. Doms & Morin
2. Dyck & Zingales
3. Herman
4. Stiglitz
5. Wolfensohn
6. Blinder
7. Hovland

نیز تکرار پیام، از جمله فنون اقناع یا تغییر نگرش[1] است که احتمالا منجر به شکل گیری الگوهای انتظاری نسبت به تغییر متغیرهای مورد نظر مخاطبان خواهد شد. در حوزه روانشناسی شناختی نیز می‌توان به مبحث برجسته سازی اشاره کرد. برجسته سازی یعنی رسانه با ارایه خبرها، موضوعاتی را که عامه راجع به آن‌ها فکر می‌کنند، تعیین نمایند. ساده‌ترین تعریف برجسته سازی همان تغییر اولویت‌های ذهنی مخاطب است. پرسش اساسی این است که رسانه‌ها چگونه دست به اقناع می‌زنند و یا چه کسی بر، برجسته سازی رسانه‌ها اثر می‌گذارد؟ یک سر برجسته سازی به خود رسانه و سر دیگر آن به مراکز قدرت سیاسی و اقتصادی خارج از رسانه مربوط است. رابطه مراکز قدرت با رسانه عبارت است از:

- رسانه پرقدرت - مرکز پر قدرت: مانند رابطه خوب یک مقام سیاسی یا اقتصادی پرقدرت با رسانه‌های مقتدر که می توانند تاثیر فراوان بر مخاطبان بگذارند.
- مرکز پرقدرت - رسانه کم قدرت: در این حالت مرکز پرقدرت، رسانه را جذب و حتی بخشی از رسانه را در اختیار می گیرد.
- مرکز کم قدرت - رسانه پر قدرت: در این شرایط بیشترین مسئولیت برجسته سازی با رسانه است.
- مرکز کم قدرت - رسانه کم قدرت: در این شرایط، افکار عمومی بیشتر تحت تاثیر جریان طبیعی رویدادها است.

متغیر اساسی تعریف شده در این تحقیق یعنی حضور مقام پولی در فضای رسانه‌ای، بیانگر الگوی نخست یعنی، رسانه پرقدرت-مرکز پر قدرت است؛ چرا که صاحبان سبد دارایی، بیش از هر شخص به سخنان و حتی نحوه بیان و زبان بدن، حتی درهم بودن یا مسرور بودن ظاهری چهره مقام پولی توجه می‌کنند و بر اساس گفته‌های وی، به درک جدیدی می‌رسند. در واقع حضور مقام پولی در رسانه، موجب تغییر ادراک ناشی از الگوهای اطلاعاتی جدید، اقناع، شکل گیری الگوهای انتظاری جدید و در نتیجه تغییر رفتار آن‌ها در بازارهای مالی خواهد شد. در حوزه مطالعات رسانه، پدیده اقناع، از نوع مطالعات تجربی[2] است که به لحاظ تاثیر متغیرهای متعدد روان شناختی بر رفتار انسان، شاید چندان قابل اندازه گیری نباشد. در حوزه علوم اقتصادی نیز اگرچه مطالعات متعدد رفتاری در حوزه اطلاعات، اقناع و رفتار در بازارهای مالی انجام شده، اما در حوزه رسانه و اقتصاد، مطالعه

---

1. Attitude Change
2. Experimental

تجربی در باره تاثیر حضور روسای بانک‌های مرکزی در رسانه‌ها و احتمالا اقناع و تغییر رفتار مالی مخاطبان، منطبق با ادبیات پژوهش اقتصادی، تا کنون انجام نشده است و تنها می‌توان به گزارش توصیفی ژنو ۳ اقتصاد جهانی (۲۰۰۳)، در خصوص چگونه سخن گفتن رؤسای بانک‌های مرکزی در رسانه‌ها اشاره کرد. گمان بر این است به علت استنکاف روسای بانک‌های مرکزی کشورها برای حضور دایمی در رسانه‌ها، داده‌های مورد نیاز برای ساخت مدل‌های مطالعاتی در دسترس نبوده؛ اما شرایط بازار و رفتار مقام پولی کشور، بویژه در ایام تحریم بانک مرکزی و بروز بحران در مدیریت منابع ارزی، و اشتیاق مقام پولی برای حضور دایم در فضای رسانه‌ای، داده‌های مورد نیاز چنین پژوهشی را فراهم کرده است که این را می‌توان نوآوری این تحقیق محسوب کرد.

۲-۳. مطالعات پیشین

هادی خانیکی (۱۳۹۵)، اعتقاد دارد، گفتمان غالب، درهم تنیدگی زمان، مکان و فضا، تحت تاثیر انقلاب ارتباطات و انفجار اطلاعات و رسانه‌ای شدن زندگی در همه ابعاد آن است. داود دانش جعفری (۱۳۹۵)، معتقد است، رسانه‌ها نقش مشوقانه‌ای برای سرمایه گذاری ایفا می‌کنند. مسعود نیلی (۱۳۹۵)، معتقد است، بخشی از اطلاعات، به فضای عمومی بر می‌گردد که این فضای عمومی، بخشی از رویکردهای سیاست‌گذاری است و سرمایه‌گذار، این رویکرد و اطلاعات عمومی را از رسانه‌ها دریافت می‌کند. محسن رنانی (۱۳۹۵)، با بیان اهمیت اطلاعات به عنوان دانش ضمنی، اعتقاد دارد، کار رسانه، توزیع بهینه‌تر و متقارن اطلاعات است. فرشاد مومنی (۱۳۹۵)، معتقد است، گاهی رسانه‌ها می‌توانند، ایجاد کننده حس مسئولیت اجتماعی برای سرمایه‌گذار باشند. عباس شاکری (۱۳۹۵)، تاکید دارد رسانه‌ها می‌توانند با شفاف کردن اقتصاد، میل به سرمایه‌گذاری را افزایش دهند. حجت میرزایی (۱۳۹۵)، با تاکید بر رفتار عقلانی عاملان اقتصادی، معتقد است، پیش فرض رفتار عقلانی، بهره‌مندی از اطلاعات کامل است (علیزاده، ۱۳۹۵). اسکندری سبزی و همکاران (۱۳۹۵)، می‌گویند نااطمینانی رشد پول، درجه جانشینی آن را به طور مثبت تحت تاثیر قرار می‌دهد. دائی کریم زاده و همکاران (۱۳۹۴)، نتیجه گرفتند منفی بودن ضریب نرخ ارز در تقاضای پول، مؤید پدیده جانشینی پول در ایران است. نتایج مطالعه ابوذری و زمانیان (۱۳۹۳) بیانگر وقوع دلاری شدن آن در اقتصاد ایران است. نیکومرام، پور زمانی و دهقان (۱۳۹۳)، رابطه مثبت و دو سویه میان دو بازار ارز و طلا را تایید کرده‌اند. رضا شرعیاتی وزیری و همکاران (۱۳۹۲) معتقدند در بلندمدت نااطمینانی تورمی تاثیر منفی و معنی داری بر تقاضای حقیقی پول در ایران دارد. حیدری

و بشیری (۱۳۹۱) نشان دادند بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنی‌دار وجود داشته است. حسین زاده، موسی، و حسین زاده، جواد (۱۳۹۱)، با بررسی تاثیر رسانه بر رفتار اقتصادی مخاطبان نتیجه گرفتند درک جایگاه و اهمیت تاثیر برنامه‌های پخش شده از تلویزیون در بروز رفتارهای اقتصادی باعث می‌شود تا با نگاهی دقیق‌تر، این برنامه‌ها تهیه و پخش شود. جانشینی پول اثرات متعددی بر اقتصاد دارد. بانک مرکزی کنترل خود را بر بخشی از پول که به صورت ارز در دست مردم نگهداری می‌شود از دست داده و تاثیر سیاست‌های پولی کاهش می‌یابد و اگر درجه جانشینی پول بالا باشد، تغییرات کوچک عرضه پول، موجب تغییرات بزرگ نرخ ارز می‌شود (لشکری و فرزین وش، ۱۳۸۲). در مطالعات خارجی، احسان آذرم سا و لین ویلیان کونگ از مدرسه بازرگانی دانشگاه شیکاگو (۲۰۱۹) در خصوص اقناع در روابط مالی نوشته‌اند: وجود اطلاعات ناهمگن میان سرمایه گذاران داخلی و خارجی و انحصار اطلاعاتی افراد داخلی، به عنوان بازی اقناع اطلاعاتی[1]، در بازار سرمایه، موجب نگهداشت کمتر سهام توسط افراد خارجی و انتقال به سرمایه گذاران داخلی شده است. کوماموتو و کوماموتو[2] (۲۰۱۴) گفته‌اند، تفاوت نرخ بهره اسمی تاثیر مثبتی بر درجه جانشینی پول دارد. انگلبرگ و پارسنز[3] (۲۰۱۱) در تحقیقی با عنوان تاثیرات علمی رسانه در بازارهای مالی نتیجه گرفتند، رسانه‌های محلی به شدت تجارت محلی را پیش بینی می‌کنند. فنگ و پرس[4] (۲۰۰۹)، در تحقیقی با عنوان پوشش رسانه‌ها و تقسیم بازده سهام اعلام کردند، وسعت انتشار اطلاعات، بر بازدهی سهام تأثیر می‌گذارد. آدام[5] و همکاران (۲۰۰۹) بر اساس مدل سبد دارایی برای هشت کشور آفریقایی نتیجه گرفتند در اکثر کشورهای مورد مطالعه جانشینی پول اتفاق افتاده است. لونت[6] (۲۰۰۷) نشان داد که جانشینی پول منجر به نوسانات نرخ ارز در ترکیه می‌شود. نیندیس و ساوا[7] (۲۰۰۶) با بررسی تاثیر نوسانات تورم و جانشینی پول بر نرخ متوسط تورم و جانشینی پول برای بیست کشور نشان دادند نااطمینانی‌های زیاد منجر به افزایش تورم و جانشینی پول می‌شود. بهمنی اسکویی و تانکو[8] (۲۰۰۶) نتیجه گرفتند معناداری ضریب نرخ ارز بازار سیاه در تابع تقاضای پول

---

1. Persuasion Games
2. Kumamoto & Kumamoto
3. Engelberg & Parsons
4. Fang & Peress
5. Adom
6. Levent
7. Neanidis & Savva
8. Bahmani-Oskooee & Tanko

نشان‌دهنده وقوع پدیده جانشینی پول در اقتصاد است. نتایج تحقیق سندهیل و آندری[1] (۲۰۰۵) بیانگر سازگاری کامل محتوای پیام‌های رسانه‌ای اقناع کننده با مدل رفتاری اقناع در حوزه مالی است. در تمامی تحقیقات یاد شده، نرخ تورم و کاهش ارزش پول ملی را با منشا نوسان در متغیرهای اقتصادی بررسی کرده و توجهی به نوسان رفتاری ناشی از تغییر سطوح اطلاعاتی و تلاش صاحبان سبد دارایی برای رسیدن به تقارن اطلاعاتی را مد نظر قرار نداده اند. در این تحقیق متغیر اساسی مورد نظر، حضور مقام پولی در رسانه است که آیا صاحبان سبد دارایی، نسبت به این حضور و تغییر سطوح اطلاعاتی جامعه، واکنش رفتاری نشان می‌دهند یا خیر و چنانچه واکنشی داشته باشند در چه جهتی خواهد بود؟ بولرسلف (۱۹۹۰) مدلی از MGARCH معرفی می‌کند که همبستگی‌های شرطی، ثابت بوده (CCC)[2] و نسبتی از حاصل‌ضرب انحراف معیارهای شرطی متناظر است. ثابت بودن همبستگی‌های شرطی ممکن است، غیر واقعی به نظر برسد. کریستودولاکیس و ساشل[3] (۲۰۰۲)، انگل[4] (۲۰۰۲) و سه و سویی[5] (۲۰۰۲)، حالت تعمیم یافته مدل CCC را از طریق وابسته کردن ماتریس همبستگی شرطی به زمان، با عنوان مدل همبستگی شرطی پویا[6] (DCC) پیشنهاد کرده‌اند.

۳. روش تحقیق

۳-۱. داده‌ها

رابطه بین حضور مقام پولی در رسانه، بازدهی نرخ ارز، بازدهی قیمت سکه طلای بهار آزادی در ایران و بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ۲۵۹۵ داده از ۱۳۸۷/۵/۱ تا ۱۳۹۵/۳۰/۱۰ و حضور یا عدم حضور روزانه مقام پولی، در فضای رسانه‌ای کشور بررسی شده است[7]. بازدهی پیوسته شاخص کل بورس تهران، نرخ سکه طلای بهار آزادی و نرخ دلار به صورت لگاریتم نسبت مقدار هر متغیر به مقدار روز قبل از آن در نظر

---

1. Sendhil & Andrei
2. Constant Conditional Correlation (CCC) Model
3. Christodoulakis & Satchell
4. Engle
5. Tse & Tsui
6. Dynamic Conditional Correlation (DCC) Model

۷. حضور مقام پولی در رسانه اعم از سخنان مستقیم یا استناد به گفته‌های مقام پولی در همه رسانه‌های مکتوب، دیداری، شنیداری و سایت‌های خبری اینترنتی است که روزانه بطور منظم توسط اداره کل روابط عمومی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در قالب بولتن روزانه جراید و رسانه ها، مانیتور و گردآوری می‌شود.

گرفته شد. برای بررسی مانایی متغیرها، آزمون ریشه واحد دیکی فولر[1] انجام و فرضیه H_0 مبنی بر این‌که متغیرها، ریشه واحد دارند، رد شد.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	آماره t	احتمال
شاخص کل بورس	-۴۸/۵۱۹۱۷	۰/۰۰۰۱
قیمت سکه طلا	-۳۰/۴۰۴۳۸	۰/۰۰۰۰
نرخ غیر رسمی دلار	-۳۹/۲۹۳۸۹	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های محقق

هرچند برای تشخیص مانایی داده‌های فصلی و ماهانه از آزمون HEGY، استفاده می‌شود اما از آنجا که رفتار سری‌های زمانی، ممکن است تحت تاثیرشوک‌های نامنظم تصادفی قرار گیرد و حرکت‌های چرخشی سری‌های زمانی، ممکن است تابعی از تغییرات فصلی نیز باشد؛ از این رو این آزمون انجام شد و نتیجه آن که در جداول پیوست آمده است، حاکی از عدم وجود ریشه واحد است.

جدول۲: ویژگی‌های آماری توزیع عایدی‌ها در بازارهای مختلف

شاخص آماری	* بازدهی شاخص کل بورس	* بازدهی قیمت سکه طلا	* بازدهی دلار	**حضور مقام پولی در رسانه
میانگین	۰/۰۳۴۵۲۵	۰/۰۲۸۱۴۹	۰/۰۲۳۷۴۹	۰/۵۵۹۱۰۷
میانه	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰۰۰
حداکثر	۲/۶۵۴۶۲۸	۱۰/۹۲۶۶۶	۷/۶۲۵۱۶۷	۱/۰۰۰۰۰۰
حداقل	-۲/۴۶۲۶۳۱	-۹/۹۲۷۸۸۹	-۴/۴۳۷۲۵۴	۰/۰۰۰۰۰۰
انحراف معیار	۰/۳۰۲۵۶۱	۰/۶۵۲۰۱۳	۰/۵۰۸۸۴۲	۰/۴۹۶۵۹
چولگی	۰/۴۶۹۹۶۹	۱/۰۴۰۱۴۱	۳/۲۶۴۰۸۹	-۰/۲۳۸۰۹۶
کشیدگی	۱۸/۰۶۲۴۹	۶۳/۶۰۱۵۱	۵۶/۶۴۳۴۸	۱/۰۵۶۶۹
آماره جارک-برا	۱۵۸۲۸/۱۱ (۰/۰۰۰۰)	۳۹۷۵۶۱/۷ (۰/۰۰۰۰)	۳۱۵۷۵۱/۰ (۰/۰۰۰۰)	-
مشاهدات	۲۵۹۵	۲۵۹۵	۲۵۹۵	۲۵۹۵

منبع: یافته‌های محقق

* معیار عایدی پیوسته شاخص کل بورس، واحد، عایدی های پیوسته نرخ دلار و سکه، ریال است.

** معیار حضور مقام پولی در رسانه از نوع دامی، دفعه حضور است.

طبق جدول (۲)، در حالیکه بیشترین میانگین بازدهی پیوسته مربوط به بازار سرمایه و سپس مربوط به بازارهای طلا و دلار بوده است اما میزان حداکثر بازدهی در بازار سکه و

[1]. Dickey-Fuller Unit Root Test

سپس دلار و در آخر در بورس بوده است. بر این اساس چنانچه انحراف معیار بازدهی را معیاری به مثابه ریسک بازار بدانیم، بازار سکه دارای بازدهی و ریسک بیشتر، سپس دلار و در آخر، بورس اوراق بهادار دارای کمترین ریسک بوده‌است. در دوره مورد بررسی حداقل بطور شهودی ، شرایط کمبود منابع دلاری –حداقل انتظار افزایش نرخ دلار به ریال ناشی از شرایط تحریمی-و افزایش قیمت سکه طلا، موجب ازدحام روزانه و حتی مراجعه قشر متوسط برای تبدیل درآمد ماهانه ریالی به سکه و دلار مشاهده می‌شد. در این تحقیق از آزمون جارک-برا برای بررسی نرمال بودن متغیرهای وابسته استفاده شده است. براساس نتایج این آزمون که در جدول شماره ۲ ارائه شده است فرضیه H_0 ، مبنی بر نرمال بودن پراکندگی مقادیر متغیر؛ چون سطوح معناداری برای متغیرهای مورد بررسی، کمتر از ۰۵/۰ است، رد می‌شود. هرچند زمانی که اندازه نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد، انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً بی‌اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است. با توجه به قضیه حد مرکزی، می‌توان دریافت که حتی در غیاب نرمال بودن، آماره‌های آزمون به‌طور مجانبی از توزیع‌های مناسب پیروی خواهند کرد. لذا عدم توجیه این فرضیه قابل اغماض است. از سویی دیگر، برقراری تمام فروض کلاسیک در شرایط واقعی چندان قابل دستیابی نیست و عدم برقراری برخی از آن‌ها، نتایج مدل برآورد شده را –به‌ویژه در نمونه‌های بزرگ- به‌طور کامل، خدشه‌دار نمی‌کند. ضمناً زمانی‌که، اندازه نمونه به میزان کافی بزرگ باشد و سایر فروض کلاسیک نیز برقرار باشد، انحراف از نرمال بودن معمولاً بی‌اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است (افلاطونی، ۱۳۹۲).

۳-۲. معرفی مدل

رهیافت متعارف در مدل سازی نوسان‌ها در بازارهای مالی، انواع مدل‌های خانواده ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته است. لحاظ متغیر مجازی الگوی حضور مقام پولی در رسانه به عنوان شکل دهنده الگوی انتظارات قیمتی به عنوان نماینده این تغییرات ساختاری در واریانس شرطی، درک واقع بینانه‌تری نسبت به انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارها فراهم آورده و فرایند مدل‌سازی نوسانات را بهبود می‌بخشد. استفاده از مدل‌های آرچ و گارچ (آرچ تعمیم یافته)، متداول‌ترین راه برای مدل‌سازی پویایی‌های نوسانات داده‌های سری زمانی پر فرکانس می‌باشد. مدل آرچ توسط انگل[1] (۱۹۸۲)، مطرح

[1]. Engle

و بعدها توسط بلرسلو[1] (۱۹۸۶)، تعمیم داده شد و به مدل گارچ شهرت یافت[2]. مدل‌های گارچ چندمتغیره[3] قادرند ویژگی‌های بارز بازدهی بازارهای مالی شامل کشیدگی‌ها[4]، اثرات اهرمی[5] و خوشه بندی نوسانات[6] را تجزیه و تحلیل کنند. در برآورد مدل گارچ چندمتغیره (۱ و ۱)، تصریح مشهور BEKK که توسط بابا، انگل، کرافت و کرونر[7] (۱۹۹۰) مطرح شده دارای این مزیت نسبت به جانشین‌هایش نظیر تصریح VECH است که محدودیت همبستگی ثابت میان متغیرها در طی زمان را تحمیل نمی‌کند. مدل BEKK، فرم‌های درجه دوم را بصورتی در نظر می‌گیرد که ماتریس کواریانس برآورد شده، نیمه معین مثبت شود تا به تبع آن واریانس‌های برآورد شده غیر منفی گردند (علمی، و ابونوری، و راسخی، و شهرازی، ۱۳۹۳). فرایند تصادفی خودتوضیحی برداری برای بازدهی متغیرهای وابسته اینگونه محاسبه می‌شود:

$$R_{it} = \mu_{0i} + \sum_{j=1}^{3} \mu_{ij} R_{ij(t-1)} + \sum_{j=1}^{3} \gamma_{ij} Z_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱) متغیر R_{it} بیانگر متغیرهای وابسته، μ_{0i} بیانگر عرض از مبدا، μ_{ij} ضریب هریک از متغیرهای دیگر در معادله که در $R_{ij(t-1)}$ در حالت $i = j$، بیانگر بازدهی گذشته خود متغیر و $i \neq j$ بیانگر تاثیر بازدهی‌های گذشته متغیر j، $Z_{i(t-1)}$ بیانگر تاثیر گذشته تغییرات سایر متغیرهای کنترل و γ_{ij} نیز بیانگر ضریب تاثیرات متغیرهای کنترل است. جمله اختلال ε_{it} نیز تغییرات تصادفی (شوک‌ها) بخش i در زمان t را نشان می‌دهد. تصریح BEKK بصورت زیر است:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B \qquad (۲)$$

ماتریس واریانس –کوواریانس شرطی H_t، یک ماتریس شرطی N*N در زمان t است. A، B و C ماتریس‌های N*N هستند. عناصر غیر قطری ماتریس‌های A و B به‌ترتیب جهت

---

1. Bollerslev
2. Giraitis & Surgailis & Soriano & Climent & Daly
3 Multivariate GARCH Models
4. Leptokurtosis
5. Leverage Effects
6. Volatility Clustering
7 . Baba, Engle, Kraft and Kroner

انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارها را نشان می‌دهند (کشاورز، ۱۳۹۴). آزمون معناداری عناصر غیرقطری ماتریس‌های A و B معیار قضاوت راجع به جهت انتقال اطلاعات و سرریز نوسانات بین بازارها خواهد بود. ماتریس H_t با ابعاد ۳*۳ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{11} & h_{12} & h_{13} \\ h_{21} & h_{22} & h_{23} \\ h_{31} & h_{32} & h_{33} \end{pmatrix} \quad (۳)$$

در رابطه (۳) جمله h_{iit}، واریانس شرطی بازدهی هر متغیر در زمان t و h_{ijt} کوواریانس شرطی بین بازدهی‌های هریک از متغیرهای i و j $(i \neq j)$ در زمان t است. برای گارچ سه متغیره ماتریس‌های A و B و C عبارتند از:

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{pmatrix} \quad (۴)$$

C یک ماتریس پایین مثلثی با ۶ پارامتر است. A و B، ماتریس‌های مربعی 3*3 از پارامترها هستند. A همبستگی واریانس‌های شرطی با مربعات خطای گذشته و B میزان همبستگی سطوح جاری واریانس‌های شرطی را با واریانس‌های شرطی گذشته نشان می‌دهد. واریانس شرطی هر معادله را می‌توان برای گارچ (۱ و ۱) سه متغیره بصورت زیر بسط داد:

$$h_{11,t} = a_{11}^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 2a_{11}a_{31}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + a_{21}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + 2a_{21}a_{31}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + a_{31}^2\varepsilon_{3,t-1}^2 \quad (۵)$$
$$+b_{11}^2h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{12}h_{12,t-1} + 2b_{11}b_{31}h_{13,t-1} + b_{21}^2h_{22,t-1} + 2b_{21}b_{31}h_{23,t-1} + b_{31}^2h_{33,t-1}$$

$$h_{22,t} = a_{12}^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 2a_{12}a_{32}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + a_{22}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + 2a_{22}a_{32}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + a_{32}^2\varepsilon_{3,t-1}^2 \quad (۶)$$
$$+b_{12}^2h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t-1} + 2b_{12}b_{32}h_{13,t-1} + b_{22}^2h_{22,t-1} + 2b_{22}b_{32}h_{23,t-1} + b_{32}^2h_{33,t-1}$$

$$h_{33,t} = a_{13}^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{13}a_{23}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 2a_{13}a_{33}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + a_{23}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + 2a_{23}a_{33}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + a_{33}^2\varepsilon_{3,t-1}^2 \quad (۷)$$
$$+b_{13}^2h_{11,t-1} + 2b_{13}b_{23}h_{12,t-1} + 2b_{13}b_{33}h_{13,t-1} + b_{23}^2h_{22,t-1} + 2b_{23}b_{33}h_{23,t-1} + b_{33}^2h_{33,t-1}$$

معادلات (۵) تا (۷)، چگونگی انتقال تکانه‌ها و نوسانات میان بازارها و در طول زمان را نشان می‌دهند. پارامترهای مدل گارچ چندمتغیره را می‌توان با روش برآورد حداکثر درست‌نمایی

(MLE)، برآورد نمود. لگاریتم تابع درست‌نمایی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$L(\theta) = -T \log 2\pi - 0.5\sum_{t=1}^{T}\log|H_t(\theta)| - 0.5\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_t(\theta)' \log H_t^{-1}\varepsilon_t(\theta) \qquad (۸)$$

به طوریکه T تعداد مشاهدات و θ بردار پارامترهایی است که باید برآورد شوند. جهت برآورد پارامترها به روش MLE از الگوریتم BHHH که توسط برنت[1] و همکاران (۱۹۷۴) مطرح شد، استفاده می‌شود. علمی و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی با عنوان اثر شکست‌های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران به چگونگی ورود متغیر مجازی دو ارزشی در سیستم معادلات گارچ چند متغیره پرداخته و نشان داده‌اند چگونه می‌توان متغیرهای مجازی را در معادله ماتریس واریانس –کوواریانس شرطی H_t مورد بررسی قرار داد. با استفاده از همین روش و با توجه به اینکه متغیر حضور مقام پولی در رسانه یک متغیر مجازی دو ارزشی صفر و یک می‌باشد، با وارد کردن متغیرهای مجازی دو ارزشی که تغییرات رژیم در واریانس را آشکار می‌کنند معادله (۳) را می‌توان بازنویسی کرد:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B + \sum_{i=1}^{N} D_i' X_i' X_i D_i \qquad (۹)$$

چنانچه مدل تغییرپذیری و همبستگی‌های شرطی در طول زمان، به عنوان تابعی از زمان باشد، رهیافت فوق، بیانگر دقیقی برای چگونگی تغییرپذیری‌ها نخواهد بود و باید به نقش عنصر زمان نیز توجه جدی داشت.

۳-۲-۱. مدل DCC-GARCH

مدل همبستگی شرطی پویا GARCH یا DCC-GARCH، همبستگی بین نوسان پذیری متغیرها را در قالب پویا و وابسته به زمان، بررسی می‌کند. معادله واریانس یک مدل MGARCH، در حالت کلی، بصورت زیر است:

$$Z_t = H_t^{(1/2)}\varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

Z_t یک ماتریس n*T است که 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

[1]. Berndt

میانگین آن صفر و ماتریس واریانس و کواریانس شرطی آن، H_t، و ε_t بردار خطای iid است. تفاوت مدل‌های GARCH چند متغیره، در نحوه تصریح H_t است.

گروهی از این مدل‌ها، H_tرا در قالب واریانس شرطی و همبستگی شرطی مدل‌سازی می‌کنند که می‌توان به مدل DCC-GARCH اشاره کرد. در این مدل:

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (۱۱)$$

در رابطه (۱۴)، R_t ماتریس همبستگی بین نوسان‌پذیری متغیرهای مختلف و D_t، انحراف معیار شرطی جملات اخلال معادلات میانگین یا همان نوسان پذیری است:

$$D_t = diag(h_{1t}^{(1/2)}, h_{2t}^{(1/2)}, ..., h_{nt}^{(1/2)}) \qquad (۱۲)$$

در مدل DCC-GARCH، ماتریس همبستگی وابسته به زمان است:

$$h_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{q=1}^{Q} \alpha_{iq} \varepsilon_{i,t-q}^2 + \sum_{p=1}^{P} \beta_{ip} h_{i,t-p} \qquad (۱۳)$$

R_t ماتریس همبستگی را می‌توان به صورت ماتریس متقارن زیر نشان داد:

$$R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \cdots & \rho_{1n,t} \\ \rho_{12,t} & 1 & & \rho_{2n,t} \\ \rho_{13,t} & \rho_{23,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \rho_{n-1,n,t} \\ \rho_{1n,t} & \rho_{2n,t} & \rho_{n-1,n,t} & 1 \end{bmatrix} \qquad (۱٤)$$

طبق تعریف R_t، خواهیم داشت:

$$[H_t]_{ij} = \sqrt{h_{it} h_{jt} \rho_{ij}} \qquad (۱۵)$$

H_t ماتریس کوواریانس است و باید مثبت و معین و در نتیجه R_t نیز باید مثبت معین و تمام درایه‌های آن، باید کوچکتر و مساوی یک باشد. برای برقراری این شروط R_t به شکل زیر تجزیه می‌شود:

$$R_t = Q_t^{(*-1)} Q_t Q_t^{(*-1)}$$

(۱۶)

$$Q_t = (1-a-b)\overline{Q} + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T + bQ_{t-1} \qquad (۱۷)$$

$$\varepsilon = D_t^{(-1)} \varepsilon_t \square\ N(0, R_t) \qquad (۱۸)$$

ε_t جمله اخلال استاندارد شده و $\overline{Q}$ ماتریس کوواریانس غیر شرطی از خطای استاندارد شده ε_t است.

$$\overline{Q} = cov[\varepsilon_t \varepsilon_t^T] = \frac{1}{T} \sum_{t-1}^{T} \varepsilon_t \varepsilon_t^T$$

(۱۹)

پارامتر های a و b اسکالر هستند و Q_t^* ، ماتریس قطری با جذر درایه‌های قطر اصلی Q_t است.

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11t}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{11t}} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sqrt{q_{11t}} \end{bmatrix} \qquad (۲۰)$$

برای اینکه H_t مثبت معین باشد، باید پارامترهای a و b مثبت و جمع آن‌ها کوچکتر از یک باشد. برای تخمین پارامترهای این مدل از روش حداکثر راست‌نمایی استفاده می‌کنیم. به همین دلیل تابع لگاریتم راست‌نمایی[1] را تشکیل می‌دهیم. ابتدا در تابع لگاریتم راست‌نمایی بجای ماتریس R_t ، ماتریس واحد I_n قرار داده، سایر پارامترهای مدل را برآورد می‌کنیم. سپس با قرار دادن برآوردهای پارمترها در تابع راست‌نمایی، ماتریس R_t را وارد تابع کرده و پارامترهای DCC یعنی a و b را برآورد می‌کنیم تا R_t و Q_t نیز برآورد شود.

۳-۲-۲. برآورد مدل

نخستین گام بررسی نوسان در بازارهای مالی، بررسی واریانس جزء اختلال در دوره زمانی نمونه است. مطالعه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نشان داد، این داده‌های تقویمی در دوره‌هایی، نوسان‌های زیاد و در دوره‌هایی دیگر، تغییرات اندک دارند. در این شرایط،

[1]. Log-likelihood

فرض وجود واریانس ثابت، با پرسش جدی روبرو شد. البته ممکن است یک سری زمانی، با وجود میانگین غیر شرطی (بلندمدت) ثابت، در کوتاه مدت دارای واریانس ناهمسانی شرطی باشد که این سری‌ها، دارای الگوی خودتوضیح (ARCH) می‌باشند. براین اساس ابتدا احتمال وجود اثرات آرچ در داده‌های تحقیق، بررسی شد.

جدول ۳: نتایج آزمون اثرات آرچ

متغیر	Fآماره	Obs*R-squared
شاخص کل بورس	۶۴/۲۶۳۶۵	۲۳۴/۲۶۵۱
قیمت سکه طلا	۱۳۰/۵۹۲۰	۳۴۰/۸۲۶۰
نرخ غیر رسمی دلار	۱۲۲/۶۷۴۰	۲۲۴/۳۹۲۰

منبع: یافته‌های محقق

بزرگ بودن آماره‌ها در جدول ۳، بیانگر شدت اثرات آرچ در داده های مورد بررسی است. بر این اساس وجود اثرات آرچ در بین متغیرهای تحقیق پذیرفته می‌شود. از آنجا که پایه مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته چند متغیره یک مدل VAR می‌باشد، باید ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه برای معادلات میانگین بدست آید که وقفه بهینه، وقفه ۵ و برای اختصار، جدول انتخاب وقفه بهینه در پیوست آورده شده است. با توجه به بررسی متغیر مجازی، موضوع شکست ساختاری در سری‌های زمانی مورد نظر، بررسی شد.

جدول۴: نتایج آزمون دیکی فولر پیشرفته بررسی نقطه شکست BREAKDUM

متغیر	آماره t	احتمال
بازدهی شاخص کل بورس	-۰/۷۰۵۳۲۸	۰/۴۸۰۷
بازدهی قیمت سکه طلا	-۰/۰۵۵۷۹۵	۰/۹۵۵۵
بازدهی نرخ غیر رسمی دلار	۰/۷۸۹۶۰۷	۰/۴۲۹۸

منبع: یافته های محقق

طبق یافته‌های جدول (۴)، نقطه شکست ساختاری در بازدهی متغیرهای مورد نظر مشاهد نشده و متغیر مجازی مورد تحقیق، در معادلات میانگین به عنوان یک متغیر کنترل، وارد دستگاه معادلاتی و اثر این متغیر فقط بر روی بازدهی متغیرهای اصلی تحقیق شناسایی شد. به جهت مشاهده الگوی اثرات آرچ در سری‌های مورد بررسی، معادلات رگرسیونی، بصورت دستگاه معادلاتی گارچ چند متغیره و بدون لحاظ متغیر مجازی در معادلات واریانس، این مدل برآورد شد.

۴. یافته‌های مدل

جدول۵: نتایج مدل BEKK-MGARCH با لحاظ متغیر مجازی حضور مقام پولی در رسانه

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
C(۱,۱)	۰	۰/۰۰۰۸۹۶	۵/۰۵۸۷۳۲
C(۱,۲)	۰/۰۰۱۵۵۵	۰/۰۰۰۹۴۳	۱/۶۵۰۰۶۶
C(۱,۳)	-۰/۰۰۲۰۲۶	۰/۰۰۲۱۹۵	-۰/۹۲۲۹۲۳
C(۲,۲)	۰/۰۱۳۵۴۶	۰/۰۰۱۱۷۸	۱۱/۴۹۵۵۹
C(۲,۳)	-۰/۰۰۰۷۲۵	۰/۰۰۰۹۹۹	-۰/۷۲۵۶۸۱
C(۳,۳)	۰/۰۱۱۴۹۹	۰/۰۰۰۸۷۶	۱۳/۱۳۱۹۳
A۱(۱,۱)	۰/۹۸۹۳۶۹	۰/۰۵۳۷۴۸	۱۸/۴۰۷۴۱
A۱(۱,۲)	۰/۴۵۵۲۳۴	۰/۰۲۵۰۳۷	۱۸/۱۸۲۴۰
A۱(۱,۳)	-۰/۰۰۸۱۰۰	۰/۰۴۷۱۴۰	-۰/۱۷۱۸۳۵
A۱(۲,۲)	۰/۲۸۳۷۴۳	۰/۰۱۴۸۳۰	۱۹/۱۳۳۶۱
A۱(۲,۳)	-۰/۰۱۶۷۹۶	۰/۰۱۷۶۷۳	-۰/۹۵۰۳۴۸
A۱(۳,۳)	۰/۲۳۴۲۱۷	۰/۰۱۶۲۵۹	۱۴/۴۰۵۰۴
B۱(۱,۱)	۰/۴۶۷۴۱۹	۰/۰۱۳۵۳۹	۳۴/۵۲۲۹۵
B۱(۱,۲)	۰/۶۰۳۸۲۴	۰/۰۱۱۸۱۸	۵۱/۰۹۴۷۸
B۱(۱,۳)	۰/۴۶۷۴۱۹	۰/۶۶۰۰۷۴	۰/۷۳۳۹۰۶
B۱(۲,۲)	۰/۷۳۰۷۸۶	۰/۰۰۹۰۳۵	۸۰/۸۸۰۵۸
B۱(۲,۳)	۰/۸۶۲۸۰۵	۰/۱۳۹۹۴۱	۶/۱۶۵۵۰۱
B۱(۳,۳)	۰/۷۲۲۲۲۱	۰/۰۱۵۲۳۸	۴۷/۳۹۵۴۳
D۱(۱,۱)	۰/۰۰۹۰۵۴	۰/۰۰۱۶۲۲	۵/۵۸۱۱۱۵
D۱(۱,۲)	۰/۰۰۰۱۴۶	۰/۰۰۱۷۸۲	۰/۰۸۱۶۷۶
D۱(۱,۳)	۰/۰۰۲۴۵۶	۰/۰۰۲۷۳۴	۰/۸۹۸۲۲۰
D۱(۲,۲)	-۰/۰۰۴۳۸۷	۰/۰۰۱۳۴۵	-۳/۲۶۱۱۷۹
D۱(۲,۳)	۰/۰۰۱۱۹۳	۰/۰۰۱۴۳۰	۰/۸۳۴۷۴۲
D۱(۳,۳)	-۰/۰۰۸۶۰۶	۰/۰۰۰۸۴۴	-۱۰/۱۹۸۱۸

منبع: یافته‌های محقق

طبق جدول(۵)، با توجه به معنادار نبودن ضرایب D_{12} ، D_{13} و D_{23}، اگرچه انتقال شوک، ناشی از حضور مقام پولی در رسانه از بازار دلار به بازار سکه و سهام و نیز از بازار سهام به بازار سکه در ایران، صورت نمی‌گیرد اما با توجه به معناداری ضرایب D_{11} ، D_{22} و D_{33} ، شوک ناشی از صحبت مقام پولی بر روی هر سه بازار بصورت مستقیم تاثیر دارد و بازارهای مالی به سخنان مقام ارشد پولی کشور واکنش نشان می‌دهند. چون تلاش تحقیق

برای درک صحیح از چگونگی تاثیر حضور مقام پولی در رسانه بر اطلاعات افراد و شکل‌گیری الگوهای ذهنی انتظارات و یافتن مدل اقتصاد سنجی مناسب است، پس از استفاده از رهیافت BEKK در خصوص چگونگی ماتریس کوواریانس‌های متغیرها، به علت تاکید نظری حوزه ارتباطات، مبنی بر تاثیر قابل توجه عنصر تکرار در رسانه در طول زمان، به احتمال وجود همبستگی شرطی پویا و رهیافت DCC، توجه و آزمون زیر انجام شد:

$\boldsymbol{H_0}$: $\boldsymbol{CCC}$ برقراری شرایط $\Rightarrow$ $\boldsymbol{H_0: \lambda_1 = \lambda_2 \Rightarrow \lambda_1 - \lambda_2 = 0}$

$\boldsymbol{H_1}$: $\boldsymbol{CCC}$ برقرار نبودن شرایط $\Rightarrow$ $\boldsymbol{H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2}$

جدول ۶: نتیجه آزمون مدل

آزمون برقراری CCC	آماره χ^2
$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = 0$	۹۳۹۹۳/۰۶

منبع: یافته‌های محقق

با توجه به آماره آزمون، با سطح معنای ۵٪، فرضیه H_0 رد می‌شود. یعنی مدل دارای ویژگی همبستگی شرطی تابعی از زمان و از الگوی DCC تبعیت می‌کند.

جدول ۷: ضرایب و آماره‌های مدل (معادلات میانگین) حاصل از رهیافت DCC-MGARCH

متغیروابسته / متغیر مستقل		بازدهی بورس		بازدهی سکه		بازدهی دلار	
حضور مقام پولی در رسانه	ضریب	۰/۲۷۵۲۲۹	ضریب	۰/۰۰۵۶۹۵۳	ضریب	-۰/۰۱۷۴۵۳۸	
	آماره	۳/۲۰	آماره	۰/۴۴	آماره	-۲/۸۷	
بازدهی بورس	ضریب	۰/۲۷۲۲۳۶۸	ضریب	-۰/۰۴۶۳۶۹۹	ضریب	-۰/۱۳۲۹۵۲۵	
	آماره	۱۰/۵۰	آماره	-۱/۸۶	آماره	-۹/۷۸	
بازدهی سکه	ضریب	۰/۰۰۷۰۸۱۹	ضریب	۰/۰۴۱۶۷۸۶	ضریب	-۰/۱۴۳۲۲۰۹	
	آماره	۰/۶۸	آماره	۱/۷۶	آماره	-۱۴/۲۳	
بازدهی دلار	ضریب	۰/۰۲۰۹۶۶۵	ضریب	۰/۰۵۶۶۸۴	ضریب	۰/۰۶۴۳۹۶۲	
	آماره	۱/۷۱	آماره	۲/۳۲	آماره	۲/۲۴	
ضریب ثابت	ضریب	-۰/۰۲۳۰۵۷	ضریب	۰/۰۲۱۳۲۰۱۶	ضریب	۰/۰۲۸۱۷۳	
	آماره	-۳/۴۲	آماره	۱۰/۱۱	آماره	۵/۸۶	

در جدول ۷، برای متغیرهای مستقل بازدهی بورس، سکه و دلار، به جهت رعایت اختصار فقط مقادیر مربوط به وقفه نخست آورده شده است.

جدول ۸: جملات ARCH (جملات واریانس معادلات)

	بازدهی بورس			بازدهی سکه			بازدهی دلار		
ARCH	arch l1	ضریب	۰/۳۰۱۹۸۶۳	arch l1	ضریب	۰/۲۱۳۲۰۱۶	arch l1	ضریب	۰/۵۱۵۸۷۵
		آماره	۹/۴۲		آماره	۱۰/۱۱		آماره	۵/۴۹
	garch l1	ضریب	۰/۶۹۶۹۶۵۴	garch l1	ضریب	۰/۷۹۰۱۸۴۸	garch l1	ضریب	۰/۳۵۰۷۱۷
		آماره	۲۶/۸۶		آماره	۴۲/۶۰		آماره	۱۶/۹۲
	ضریب ثابت	ضریب	۰/۰۰۶۰۴۱۱	ضریب ثابت	ضریب	۰/۰۰۷۴۸۴۷	ضریب ثابت	ضریب	۰/۰۰۵۵۰۲۵
		آماره	۶/۲۵		آماره	۵/۴۸		آماره	۷/۲۳

جدول ۹: همبستگی شرطی(جملات کوواریانس پسماندها)

	بازدهی بورس و سکه		بازدهی بورس و دلار		بازدهی سکه و دلار	
همبستگی شرطی	ضریب	آماره	ضریب	آماره	ضریب	آماره
	-۰/۰۰۶۳۳۳۴	-۰/۱۲	۰/۰۶۸۰۶۲۲	۱/۲۶	۰/۳۱۶۹۵۱۷	۶/۶۳

منبع: یافته‌های محقق

طبق یافته‌های جدول (۷)، اگرچه ضریب تاثیر حضور مقام پولی در رسانه بر بازدهی نرخ سکه بی‌معنا است اما ضرایب تاثیر حضور مقام پولی در رسانه، بر بازدهی‌های نرخ دلار و شاخص کل بورس، با سطح اطمینان ۹۵٪، معنادار است. اگرچه این ضریب تاثیر در بازدهی دلار به نظر کوچک می‌رسد؛ باید توجه داشت در این تحقیق تاثیر روزانه حضور یا عدم حضور مقام پولی در رسانه بررسی شده که بازه زمانی اندکی را شامل می‌شود و متغیر اساسی دیگر موثر در بازدهی، میزان عرضه واقعی دلار در بازار بوده است؛ اما همین تاثیر که موجب افزایش بازدهی یا به تعبیری رشد نرخ دلار با ضریبی اندک، شده است؛ در بورس، به علت تاثیر در قیمت محصولات شرکت‌های بورسی، موجب تاثیر بیشتر از کانال قیمت سهام بر شاخص کل بورس-بازدهی و قیمت- شده است که توجیه کننده رفتار بازار سرمایه و شاید سودآوری ظاهری بازار، ناشی از تاثیر قیمت افزایش یافته ناشی از نرخ دلار و موثر در متغیرهای ساختاری شرکت‌های بورسی، در حین تکانه‌های شدید بازارهای موازی و ناامیدی در بازار پول است. همچنین، بازدهی سکه اگرچه تا حدی ناشی از برابری نرخ دلار به ریال می‌باشد اما این نرخ از یک سو تحت تاثیر جدی نرخ جهانی طلا بوده و از سوی دیگر اگرچه در این مدت منابع ارزی بانک مرکزی به تعبیر صاحبان سبد دارایی دچار مخاطره شده، اما عرضه انحصاری سکه در اختیار بانک مرکزی بوده و از این رو تاثیر حضور رسانه‌ای مقام پولی در رسانه، بر دلار نشان داده شده و بر بازدهی

سکه بی تاثیر بوده است. همچنین ضرایب تاثیر بازدهی شاخص کل بورس، سکه طلا و وقفه‌های دلار، بر بازدهی نرخ دلار معنادار است. ضریب تاثیر بازدهی بورس در بازدهی سکه، اگرچه در سطح اطمینان ۹۵٪، بی معنا است اما همین ضریب در سطح اطمینان ۹۰٪ معنادار می‌شود. البته ضریب تاثیر بازدهی دلار و وقفه بازدهی نرخ سکه در بازدهی آن، معنادار است. از سوی دیگر ضریب تاثیر بازدهی نرخ سکه در بازدهی شاخص کل بورس بی معنا، اما، ضریب تاثیر بازدهی نرخ دلار و نیز وقفه‌های خود بورس بر بازدهی آن، معنادار است. همچنین طبق جدول‌های (۷) و (۸)، پارامترهای ثابت (α) و جملات واریانس تخمین زده شده برای هر سه معادله نیز، معنادار است. نتایج جدول (۹) اگرچه حاکی از بی‌معنا بودن ضرایب همبستگی شرطی پویا بین بازدهی‌های دلار و بورس و نیز بورس و سکه می‌باشد اما همین یافته‌ها تاکید می‌کنند، ضریب همبستگی شرطی پویا بین بازدهی نرخ‌های سکه و دلار، معنادار است. در اقتصاد ایران، طبق قانون، نرخ سکه براساس قیمت جهانی طلا محاسبه و ارزش ریالی آن طبق نرخ برابری دلار به ریال در صرافی‌ها، تعیین می‌شود. همین امر توجیه کننده وجود همبستگی شرطی پویا بین نرخ‌های دلار و سکه بطور نظری و شهودی است. از سوی دیگر با توجه به واقعیت نقدینگی در ایران، بازارهای دلار و سکه، به نوعی بازار موازی برای بورس محسوب می‌شوند؛ که انتظار می‌رود، با کاهش بازدهی هریک از این بازارها، نقدینگی سیال، جابجا شده و موجب تغییر تقاضا و در نتیجه بروز نوسانات قیمتی شود. در این بین آنچه که احتمالا این گونه سیالیت برای حفظ سطح مطلوبیت سبد دارایی را تشدید می‌کند، میزان اطلاعات و یا گمانه‌های انتظاری از نرخ‌های تورم و یا تغییرات پولی است که در این تحقیق، صرف حضور مقام پولی در رسانه به عنوان عامل موثر در بازدهی متغیرهای مورد بررسی و احتمالا شکل‌گیری الگوهای انتظاری روزانه، بررسی و معنادار شناخته شد. به عبارت دیگر فعالان اقتصادی به محض رویت مقام پولی در فضای رسانه‌ای به گمانه زنی تورمی پرداخته و بر این اساس بازدهی متغیرها تغییر می‌کند. تجارب شهودی ایام مورد بررسی نیز قوام دهنده این تحلیل است و حتی نمایندگان مجلس شورای اسلامی به رئیس کل وقت بانک مرکزی در خصوص حضور رسانه‌ای وی و تاثیر بر قیمت سکه و دلار هشدار دادند.

۵. نتیجه‌گیری و جمع‌بندی

در رهیافت BEKK، بازدهی دلار نسبت به حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه‌ها واکنش مثبت نشان داده اما واکنش بازدهی بازارهای سکه و سرمایه به حضور رئیس کل

بانک مرکزی در رسانه منفی است. با توجه به تعیین قیمت سکه بهار آزادی بر حسب قیمت جهانی طلا در بازارهای جهانی و سپس تبدیل به ریال بر حسب نرخ جاری دلار در بازار آزاد، واکنش منفی بازار سکه هم‌زمان با واکنش مثبت دلار به حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه، محل تعمق بیشتر است. اما در نتایج رهیافت DCC اگرچه حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه تاثیر مستقیم بر تغییرات نرخ سکه ندارد، این حضور رسانه‌ای موجب واکنش منفی در بازار دلار می‌شود. با توجه به همبستگی شرطی پویا بین بازدهی‌های دلار و سکه، حضور رئیس کل بانک مرکزی از کانال دلار بر بازدهی نرخ سکه تاثیر می‌گذارد. توجه به عامل زمان و تاثیرات وقفه‌های هر یک از بازارها طبق یافته‌های جدول (۷) و نحوه تاثیر مستقیم وقفه‌های بازدهی هر یک از نرخ‌ها بر سایر بازارهای بیان شده، در حین تداعی نوعی از الگوهای انتظارات ذهنی برای روند قیمتی روزهای آتی، بیانگر تاثیر عنصر تکرار در رسانه، در طول زمان است؛ چرا که افزایش بازدهی بورس، موجب کاهش تقاضای دلار، کاهش بازدهی نرخ آن در روز بعد و هدایت منابع از بازار دلار به بورس می‌شود؛ اما روز سوم، رفتار بازگشت به میانگین بازار -یکی از الگوهای رفتاری حاکم بر بازار سرمایه که معتقد است بازار افزایش خود را داشته و حال زمان ریزش بازار است- شکل گرفته و تغییر بازدهی از سهام به سمت دلار رخ می‌دهد. با توجه به تاثیر مستقیم حضور مقام پولی بر بازدهی سهام و دلار، ماندگاری تاثیر تغییرات در بازار سهام، طی ۵ روز و انتقال اثر از طریق بازار دلار به بازار سکه، می‌توان نتیجه گرفت، حضور مقام پولی در رسانه موجب تاثیر ماندگار بر بازارهای مالی در طول روزهای هفته می‌شود و مدل DCC-GARCH الگوی قابل توضیحی برای بررسی دقیق چگونگی تاثیر این حضور بر بازارهای مالی است.

فهرست منابع:

ابونوری، اسمعیل، عبداللهی، محمد رضا (۱۳۹۱)، مدلسازی نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره. نشریه علمی پژوهشی تحقیقات مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ۱۴(۱۴)۱: ۱۶-۱.

افلاطونی، عباس (۱۳۹۲)، تجزیه و تحلیل آماری با EViews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی، تهران، انتشارات ترمه.

برانسون، ویلیام، اچ (۱۳۸۸)، تئوری و سیاست های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی.

حسین زاده، موسی، حسین زاده، جواد (۱۳۹۱)، جایگاه و تاثیر رسانه در بروز رفتار اقتصادی ایرانیان، همایش ملی فرهنگ سازی اصلاح رفتارهای اقتصادی در ایران.

دهقان، علیرضا (۱۳۸۸) ، نظریه های ارتباطات، موسسه انتشارات دانشگاه تهران.

دورنبوش، رودیگر، فیشر، استانلی (۱۳۷۲)، اقتصاد کلان. ترجمه محمد حسین تیزهوش تابان، انتشارات سروش، تهران.

رهبر، فرهاد، متوسلی، محمود، امیری، میثم (۱۳۹۲) ، اقتصاد دانان رفتاری و نظریه‌های آن‌ها. فصلنامه علمی پژوهشی برنامه ریزی و بودجه، ۱(۱۸): ۱۳۳-۱۶۶.

ساروخانی، باقر (۱۳۸۳) ، اقناع، غایت ارتباطات. نامه علوم اجتماعی، ۱(۲۳): ۹۳-۱۱۵.

سورین، ورنر، جی، تانکارد، جیمز، دبلیو (۱۳۸۸)، نظریه‌های ارتباطات، ترجمه علیرضا دهقان، تهران، موسسه انتشارات دانشگاه تهران.

شاکری، عباس (۱۳۹۱)، اقتصاد کلان: نظریه‌ها و سیاست‌ها. جلد اول، تهران، انتشارات رافع.

عباسی نژاد، حسین، محمدی، شاپور، ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۳) ، مقایسه مدل‌های نوسان پذیری چندمتغیره در برآورد رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گـذاری۱۱(۳): ۲۲۱-۲۰۱.

عرفانی، علیرضا (۱۳۸۲) ، اندیشه‌های اقتصادی دانیل کانمن برنده جایزه نوبل اقتصاد در سال ۲۰۰۲. مجله تحقیقات اقتصادی، ویژه نامه، پاییز و زمستان۸۲: ۱۴۴-۱۳۱.

علمی، زهرا، ابونوری، اسماعیل، راسخی، سعید، شهرازی، محمد مهدی (۱۳۹۳) ، اثر شکست‌های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران. فصلنامه علمی پژوهشی مدلسازی اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، ۲۶(۸): ۷۳-۵۷.

علیزاده، سید ابراهیم (۱۳۹۵)، متغیر پنهان در سرمایه گذاری: تحلیل ۱۵ اقتصاد دان، فعال اقتصادی و فرهنگ پژوه در باره تاثیر رسانه بر سرمایه گذاری، تهران: انتشارات دنیای اقتصاد.

کشاورز حداد، غلامرضا (۱۳۹۴)، اقتصاد سنجی سری زمانی مالی. تهران: نشر نی.

نیکومرام، هاشم، پورزمانی، زهرا، دهقان، عبدالمجید (۱۳۹۳)، سرایت پذیری تلاطم در بازار سرمایه ایران. مجله دانش سرمایه گذاری، ۱۱(۳): ۱۸-۱.

Arango, S. & Nadiri, M. (1981), Demand for Money in Open Economics, Journal of Monetary Economics, 7: 69-83.

Azarmsa, E. & Cong, W. (2019), Persuasion in Relationship Finance, Becker Friedman Institute for Research in Economics Working Paper, 2017-16, Available at SSRN: https:..ssrn.com.abstract=3051323 or http:..dx.doi.org.10.2139.ssrn.3051323

Blinder, A., Goodhart, C. H., Hildebrand, P. H., Lipton, D. & Wyplosz, C. H. (2003), How Do Central Banks Talk?, Geneva Reports on the World Economy (3), International Center for Monetary and Banking Studies, Geneva Switzerland.

Deephouse, L. (2000), Media Reputation as a Strategic Resource: An Integration of Mass Communication and Resource-Based Theories. Journal of Management, (26)6: 1091–1112.

Doms, M. & Morin, N. (2004), Consumer Sentiment, the Economy, and the News Media, Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Engelberg, J. & Parsons, Ch. (2011), The Causal Impact of Media in Financial Markets. The Journal of Finance, (LXVI)1: 67-97.

Fang, L. & Peress, J. (2009), Media Coverage and the Cross-section of Stock Returns. The Journal of Finance, (64)5: 2023-2052.

Goidel, K., Procopio, S., Terrell, D. & Wu, D. (2010), Sources of Economic News and Economic Expectations, American Politics Research July 2010, (38)4: 759-777.

Kahneman, D. & Tversky, A. (1979), PROSPECT THEORY: An Alalysis of Decision under Risk, Econometrica, 47(2): 263-291.

Minford, P. & Peel, D. (2002), Advanced Macroeconomics: A Primer, Edward Elgar, Cheltenham, ISBN 1843760908.

Pollock, T. & Rindova, V. (2003), Media Legitimation Effects in the Market for Initial Public Offerings, Academy of Management Journal, 46(5): 631-642.

Pruitt, S., Reilly, R. & Hoffer, G. (1988), The effect of media presentation on the formation of economic expectations: Some initial evidence, Journal of Economic Psychology, 9(3): 315-325.

Sendhil, M. & Andrei, Sh. (2005), Persuasion in Finance, NBER Working Paper No. 11838, December 2005, NBER Program(s): Asset Pricing, Corporate Finance. The national bureau of economic research

Wolfensohn, D. (2002), The Right to Tell: The Role of Mass Media in Economic Development, The International Bank for Reconstruction and Development, The World Bank 1818 H Street, NW, Washington, DC 20433.

جداول پیوست:

جدول۹: انتخاب وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز

LAG	LR	FPE	AIC	SC	SP
۰	NA	۰/۰۰۵۶۶۴	۳/۳۳۹۹۱۹	۳/۳۵۳۴۹۸	۳/۳۴۴۸۴۰
۱	۱۰۹/۶۸۹۶	۰/۰۰۵۴۶۶	۳/۳۰۴۴۲۲	۳/۳۳۸۳۶۸	۳/۳۱۶۷۲۴
۲	۷۹/۰۳۶۵۷	۰/۰۰۵۳۳۸	۳/۲۸۰۷۵۲	*۳/۳۳۵۰۶۶	۳/۳۰۰۴۳۶
۳	۵۴/۵۶۱۸۱	۰/۰۰۵۲۶۳	۳/۲۶۶۵۴۱	۳/۳۴۱۲۲۱	۳/۲۹۳۶۰۵
۴	۲۸/۰۵۰۸۲	۰/۰۰۵۲۴۲	۳/۲۶۲۶۰۰	۳/۳۵۷۶۴۷	۳/۲۹۷۰۴۵
۵	*۶۲/۶۲۷۷۱	*۰/۰۰۵۱۵۲	*۳/۲۴۵۲۰۲	۳/۳۶۰۶۱۸	*۳/۲۸۷۰۲۹
۶	۱۶/۷۱۶۸۲	۰/۰۰۵۱۵۴	۳/۲۴۵۶۴۸	۳/۳۸۱۴۳۰	۳/۲۹۴۸۵۶
۷	۶/۴۰۶۲۲۲	۰/۰۰۵۱۷۷	۳/۲۵۰۱۰۳	۳/۴۰۶۲۵۴	۳/۳۰۶۶۹۳
۸	۱۲/۷۶۷۶۴	۰/۰۰۵۱۸۷	۳/۲۵۲۰۷۴	۳/۴۲۸۵۹۲	۳/۳۱۶۰۴۵

جدول ۱۰: جدول کامل ضرایب و آماره های مدل (معادلات میانگین)
حاصل از رهیافت DCC-MGARCH

متغیر وابسته / متغیر مستقل		بازدهی بورس		بازدهی سکه		بازدهی دلار	
حضور مقام پولی در رسانه		ضریب		ضریب		ضریب	-۰/۰۱۷۴۵۳۸
		آماره	۳/۲۰	آماره	۰/۴۴	آماره	-۲/۸۷
		احتمال	۰/۰۰۱	احتمال	۰/۶۶۰	احتمال	۰/۰۰۴
بازدهی بورس	وقفه ۱	ضریب	۰/۲۷۲۲۳۶۸	ضریب	-۰/۰۴۶۳۶۹۹	ضریب	-۰/۱۳۲۹۵۲۵
		آماره	۱۰/۵۰	آماره	-۱/۸۶	آماره	-۹/۷۸
		احتمال	۰/۰۰۰	احتمال	۰/۰۶۳	احتمال	۰/۰۰۰
	وقفه ۲	ضریب	۰/۰۶۹۸۶۶۴	ضریب	۰/۰۴۷۹۰۸۸	ضریب	۰/۰۲۱۸۴۸۳
		آماره	۲/۷۵	آماره	۱/۹۰	آماره	۱/۵۸
		احتمال	۰/۰۰۶	احتمال	۰/۰۵۸	احتمال	۰/۱۱۴
	وقفه ۳	ضریب	۰/۰۸۶۴۴۸۱	ضریب	۰/۰۱۴۹۶۹	ضریب	۰/۰۷۷۷۰۳۷
		آماره	۳/۴۹	آماره	۰/۵۸	آماره	۵/۹۲
		احتمال	۰/۰۰۰	احتمال	۰/۵۶۱	احتمال	۰/۰۰۰
	وقفه ۴	ضریب	۰/۰۶۷۷۷۵۵	ضریب	-۰/۰۰۰۳۸۹۴	ضریب	۰/۰۱۹۳۸۴۵
		آماره	۲/۹۱	آماره	-۰/۰۲	آماره	۱/۱۷
		احتمال	۰/۰۰۴	احتمال	۰/۹۸۷	احتمال	۰/۲۴۴
	وقفه ۵	ضریب	۰/۰۶۸۹۰۷۶	ضریب	-۰/۰۰۱۲۹۵۱	ضریب	-۰/۰۰۵۵۹۶۱
		آماره	۳/۱۸	آماره	-۰/۰۵	آماره	-۰/۴۱
		احتمال	۰/۰۰۱	احتمال	۰/۹۵۹	احتمال	۰/۶۷۸
بازدهی سکه	وقفه ۱	ضریب	۰/۰۰۷۰۸۱۹	ضریب	۰/۰۴۱۶۷۸۶	ضریب	-۰/۱۴۳۲۲۰۹
		آماره	۰/۶۸	آماره	۱/۷۶	آماره	-۱۴/۲۳
		احتمال	۰/۴۹۹	احتمال	۰/۰۷۸	احتمال	۰/۰۰۰
	وقفه ۲	ضریب	۰/۰۱۳۶۶۵۲	ضریب	-۰/۰۹۳۳۲۱۹	ضریب	-۰/۱۲۶۱۸۵۶
		آماره	۱/۲۹	آماره	-۳/۸۹	آماره	-۱۱/۷۰

		احتمال	۰/۱۹۵		احتمال	۰/۰۰۰		احتمال	۰/۰۰۰
	وقفه ۳	ضریب	-۰/۰۰۷۶۴۴۷	وقفه ۳	ضریب	-۰/۰۳۵۵۳۸	وقفه ۳	ضریب	۰/۰۰۵۳۵۱۳
		آماره	-۰/۷۹		آماره	-۱/۵۷		آماره	۰/۶۰
		احتمال	۰/۴۳۲		احتمال	۰/۱۱۷		احتمال	۰/۵۴۸
	وقفه ۴	ضریب	-۰/۰۰۷۸۷۲۸	وقفه ۴	ضریب	-۰/۰۲۸۵۴۹۷	وقفه ۴	ضریب	-۰/۰۹۱۰۱۳۴
		آماره	-۰/۸۱		آماره	-۱/۲۸		آماره	-۱۰/۰۰
		احتمال	۰/۴۱۸		احتمال	۰/۲۰۲		احتمال	۰/۰۰۰
	وقفه ۵	ضریب	۰/۰۱۱۷۱۹۹	وقفه ۵	ضریب	-۰/۰۰۰۰۷۸۶	وقفه ۵	ضریب	۰/۰۷۷۰۹۸۲
		آماره	۱/۲۰		آماره	-۰/۰۰		آماره	-۷/۹۵
		احتمال	۰/۲۳۲		احتمال	۰/۹۹۷		احتمال	۰/۰۰۰
بازدهی دلار	وقفه ۱	ضریب	۰/۰۲۰۹۶۶۵	وقفه ۱	ضریب	۰/۰۵۶۶۸۴	وقفه ۱	ضریب	۰/۰۶۴۳۹۶۲
		آماره	۱/۷۱		آماره	۲/۳۲		آماره	۲/۲۴
		احتمال	۰/۰۸۷		احتمال	۰/۰۲۰		احتمال	۰/۰۲۵
	وقفه ۲	ضریب	۰/۰۱۳۶۶۹۲	وقفه ۲	ضریب	-۰/۰۵۵۹۶۲۱	وقفه ۲	ضریب	-۰/۰۳۲۰۶۷۴
		آماره	۱/۱۲		آماره	-۲/۰۱		آماره	-۱/۲۳
		احتمال	۰/۲۶۱		احتمال	۰/۰۴۵		احتمال	۰/۲۱۸
	وقفه ۳	ضریب	۰/۰۲۵۵۰۲۴	وقفه ۳	ضریب	۰/۰۳۶۸۳۶۷	وقفه ۳	ضریب	-۰/۰۱۵۵۹۲۹
		آماره	۲/۲۰		آماره	۱/۳۵		آماره	-۱/۷۰
		احتمال	۰/۰۲۸		احتمال	۰/۱۷۶		احتمال	۰/۴۸۲
	وقفه ۴	ضریب	۰/۰۰۰۸۲۳۳	وقفه ۴	ضریب	۰/۰۱۴۲۲۶۴	وقفه ۴	ضریب	۰/۱۱۰۴۷۵۵
		آماره	۰/۰۷		آماره	۰/۴۹		آماره	۴/۵۰
		احتمال	۰/۹۴۳		احتمال	۰/۶۲۵		احتمال	۰/۰۰۰
	وقفه ۵	ضریب	۰/۰۰۹۳۱۴۳	وقفه ۵	ضریب	۰/۰۱۳۳۹۲۷	وقفه ۵	ضریب	۰/۰۶۵۱۴۴
		آماره	۰/۸۲		آماره	۰/۵۳		آماره	۳/۲۲
		احتمال	۰/۴۱۴		احتمال	۰/۵۹۳		احتمال	۰/۰۰۱
ضریب ثابت	ضریب		-۰/۰۲۳۰۵۷	ضریب		/۰۲۱۳۲۰۱۶۰	ضریب		۰/۰۲۸۱۷۳
	آماره		-۳/۴۲	آماره		۱۰/۱۱	آماره		۵/۸۶
	احتمال		۰/۰۰۱	احتمال		۰/۰۰۰	احتمال		۰/۰۰۰