

## تأثیر حضور رسانه‌ای مقام پولی در تقاضای پول، نرخ ارز، و قیمت سکه طلا در ایران

فرشاد پرویزیان<sup>†</sup>

علیرضا عرفانی\*

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۰۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۲۳

### چکیده

بررسی تأثیر حضور رئیس کل بانک مرکزی در فضای رسانه‌ای بر بازارهای مالی، علاوه بر اینکه درک ما را از چگونگی شکل‌گیری الگوهای انتظاری افراد از آینده قیمت‌ها ارتقا می‌بخشد، به درک واقع‌بینانه‌تر از انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات نیز می‌انجامد. در این مقاله، اثرات متقابل حضور رسانه‌ای مقام پولی و سایر متغیرهای تحت بررسی با استفاده از مدل گارچ چند متغیره مورد تحلیل قرار گرفته است. نتایج به‌دست‌آمده بیانگر این است که نرخ رشد قیمت سکه طلا و نرخ رشد دلار به رشد حضور رئیس کل بانک مرکزی در فضای رسانه‌ای کشور واکنش مثبت نشان می‌دهد. این خود بیانگر نوعی تأثیر در الگوهای انتظاری افراد است که احتمالاً موجب افزایش تقاضا و در پی آن، رشد قیمت سکه شده است. تأثیر رشد حضور مقام پولی در رسانه در رشد تقاضای پول معنادار نیست، اما ضریب همبستگی شرطی ثابت رشد حضور مقام پولی در رسانه و نرخ‌های رشد تقاضای پول، سکه، و دلار معنادار است. چنانچه سبب دارایی افراد را ترکیبی از پول نقد، سکه، و ارز خارجی بدانیم، معناداری ارتباط این متغیرها بیانگر نوعی مدیریت سبب دارایی افراد است. این مدیریت در حالی است که به حضور و البته میزان حضور مقام پولی در رسانه واکنش نشان می‌دهند که این گمان مطرح می‌شود افراد هنگام بهینه‌سازی سبب دارایی خود برای حداکثر شدن مطلوبیت دارایی‌هایشان به اطلاعات دریافتی از رسانه‌ها به‌خصوص حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه واکنش نشان می‌دهند.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، رسانه، انتظارات، مدل CCC-MGARCH

طبقه‌بندی JEL: C32, E39, E52, E59

\* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول)؛ aerfani@semnan.ac.ir  
<sup>†</sup> استادیار اقتصاد دانشگاه جامع علمی کاربردی؛ farshadparvizian@gmail.com

## ۱ مقدمه

فعالان اقتصادی توجه ویژه به سیاست‌های اقتصاد کلان، به ویژه سیاست پولی دارند. افزایش نرخ بهره موجب افزایش مخاطره مالی اوراق قرضه و نااطمینانی ناشی از شرایط تورمی و موجب کاهش ارزش دارایی‌های نقدی می‌شود. ممکن است در شرایط با تورم بالا، افراد با هراس از احتمال کاهش ارزش پول، ارزهای معتبر را جانشین پول ملی کنند. در شرایط غیرتورمی نیز افراد برای افزایش بازدهی سبد دارایی‌های خود، در پی ترکیب بهینه نگهداری دارایی‌ها هستند. این رویه نیازمند کسب دائم اطلاعات برای اصلاح قیمت‌های موردانتظار است و افراد عمده اطلاعات خود را از رسانه‌ها دریافت کرده و به‌طور طبیعی به اطلاعات دریافتی از مقامات پولی و مالی توجه می‌کنند. از سوی دیگر، افزایش همگرایی بازارهای مالی موجب انتقال دائم اطلاعات بین بازارها شده است، به‌طوری‌که بروز هر تکانه در هر بازار سایر بازارها را نیز متأثر 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 ایجاد نااطمینانی شده و درک نادرست ارتباط متقابل بازارها احتمالاً منجر به اتخاذ سیاست‌های اقتصادی نامناسب خواهد شد. روش‌های متفاوتی برای برآورد نوسان‌پذیری<sup>۱</sup> مورد استفاده قرار گرفته است. مدل‌های نوسان‌پذیری توسط مطالعات مختلف مانند بولرسلف (۱۹۸۶)، بولرسلف، چو، و کرونر (۱۹۹۲)، نلسون (۱۹۹۱)، برا و هیگینز (۱۹۹۳)، بولرسلف، انگل، و نلسون (۱۹۹۴)، و پون و گرنجر (۲۰۰۲)<sup>۲</sup> توسعه داده شد.

استفاده از مدل‌های آرچ و گارچ متداول‌ترین راه برای مدل‌سازی پویایی‌های نوسانات داده‌های سری‌زمانی پرنوسان است. بولرسلف (۱۹۹۰) گونه‌ای از مدل‌های گارچ چندمتغیره<sup>۳</sup> معرفی می‌کند که همبستگی شرطی ثابت<sup>۴</sup> و نسبتی از حاصل ضرب انحراف معیارهای شرطی متناظر است. این محدودیت تعداد پارامترهای ناشناخته را به شدت کاهش می‌دهد و تخمین آن ساده است. ثابت بودن همبستگی‌های شرطی ممکن است غیرواقعی به نظر برسد.

<sup>1</sup> volatility

<sup>2</sup> Bollerslev, Chou, and Kroner (1992), Bera and Higgins (1993), Bollerslev, Engle, and Nelson (1994), and Poon and Granger (2002)

<sup>3</sup> Multivariate Garch Models, MGARCH

<sup>4</sup> Constant Conditional Correlation model, CCC

کریستودولاکیس و ساشل<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، انگل (۲۰۰۲)، و سه و سویی<sup>۲</sup> (۲۰۰۲) حالت تعمیم‌یافته مدل همبستگی شرطی ثابت را از طریق وابسته کردن ماتریس همبستگی شرطی به زمان، با عنوان مدل همبستگی شرطی پویا<sup>۳</sup> پیشنهاد کرده‌اند.

یادآوری نوسانات شدید قیمت‌ها در بازارهای پول، ارز، و طلا به‌ویژه در سال‌های اخیر، فرصتی مناسب برای بررسی چگونگی تغییرات هم‌زمان، همبستگی‌های شرطی بین بازارهای مالی، و الگوی انتقال و سرریز تکانه‌ها و نوسان در بازارهاست. در تمام متون اقتصادی هنگام بررسی انتظارات قیمتی، اطلاعات و دانش افراد را منشأ اساسی برای شکل‌گیری انتظارات معرفی می‌کنند. توجه بارز این پژوهش به کانال اصلی انتقال اطلاعات موردنظر به فعالان اقتصادی، یعنی رسانه‌هاست. گمان می‌رود، اطلاعات رسانه‌ای باعث شکل‌گیری الگوی انتظارات ذهنی افراد از رخنمون آینده بازارها می‌شود و به‌طور طبیعی، افراد در اطلاعات دریافتی از رسانه‌ها بیش از هر چیز به سخنان و اخبار نقل‌شده از سوی مقامات پولی توجه می‌کنند.

اکثر قریب به اتفاق رسانه‌ها یکی از بخش‌های اصلی اطلاع‌رسانی خود را به اخبار بازار به‌ویژه بازارهای پولی و مالی اختصاص می‌دهند. بخش‌های خبری اقتصادی رادیویی و تلویزیونی، ستون یا صفحات اقتصادی، و بورس در رسانه‌های مکتوب و سایت‌های اطلاع‌رسانی و خبری بیانگر وجود مخاطبان دائمی برای این‌گونه اخبار و اطلاعات است. در حوزه رسانه و اقتصاد، مطالعه تجربی بر اساس داده‌ها و شواهد رسانه‌ای مؤثر در بازارهای پولی و مالی، به‌ویژه درباره تأثیر حضور رؤسای بانک‌های مرکزی در رسانه‌ها، منطبق با ادبیات پژوهش اقتصادی تاکنون 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 که به رؤسای بانک‌های مرکزی توصیه می‌کند: «بدانند چگونه سخن بگویند».

به‌طور طبیعی، مخاطبان رسانه‌ها بیشترین توجه را به سخنان رؤسای بانک‌های مرکزی کشورشان در خصوص نرخ‌های تورم و ارزش پول ملی، ارز، و طلا خواهند داشت که از رسانه‌ها منتشر می‌شود. دولت هر اقدامی کند، مردم مطلع می‌شوند و بر همان اساس فعالیت‌های اقتصادی خود را تنظیم می‌کنند (مرکز بین‌المللی مطالعات پولی و بانکی، ۲۰۰۳). گمان بر این است، به‌علت استنفکاف رؤسای بانک‌های مرکزی کشورها برای حضور دائمی در رسانه‌ها، داده‌های موردنیاز برای ساخت مدل‌های مطالعاتی در دسترس نبوده، اما

<sup>1</sup> Christodoulakis and Satchell

<sup>2</sup> Tse and Tsui

<sup>3</sup> Dynamic Conditional Correlation model. DCC

شرایط بازار و رفتار مقام پولی کشور، به‌ویژه در ایام تحریم بانک مرکزی ایران و بروز بحران در مدیریت منابع ارزی، داده‌های موردنیاز برای چنین پژوهشی را فراهم کرده است. 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 و مدیریت بهینه سبد دارایی خود، به سراغ سایر ابزارهای حفظ ارزش دارایی می‌روند؛ ارز و طلا از جمله این ابزارها و انتظارات تورمی ایجادشده ناشی از اطلاعات دریافتی از جمله از طریق رسانه‌هاست. لحاظ کردن متغیر حضور مقام پولی در رسانه به‌عنوان شکل‌دهنده الگوی انتظارات قیمتی و به‌عنوان نماینده این تغییرات ساختاری در واریانس شرطی، درکی واقع‌بینانه‌تر نسبت به انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارها فراهم آورده است و فرایند مدل‌سازی نوسانات را بهبود می‌بخشد (پرویزیان، عرفانی، و ابونوری، ۱۳۹۸).

بخش دوم که به مرور ادبیات و مطالعات موضوع اختصاص یافته، در سه زیربخش سیاست پولی و سبد دارایی مالی؛ اطلاعات، شکل‌گیری انتظارات، و رسانه؛ و مطالعات پیشین ارائه شده است. در بخش سوم مدل‌های تغییرپذیری گارچ چندمتغیره، همبستگی شرطی ثابت، CCC-MGARCH معرفی می‌شود. بخش چهارم به نتایج آزمون و یافته‌های مدل و بخش پنجم نیز اشاره‌ای به نتیجه‌گیری مطالعه می‌شود.

## ۲ مبانی نظری

### ۱.۲ سیاست پولی و سبد دارایی مالی

چگونگی تأثیر سیاست پولی در تقاضای پول نقد و سایر دارایی‌های مالی جایگزین - سبد دارایی‌های مالی - از جمله مباحث اساسی حوزه اقتصاد پولی و مالی است. پاسخ به این پرسش اساسی به نگرش ما درباره چگونگی آثار پول در فعالیت‌های کلی اقتصاد بستگی دارد. در اکثر تحقیقات اقتصادی، سیاست پولی حداقل در کوتاه‌مدت خنثی نیست و می‌تواند با تغییر بازدهی قیمت دارایی‌ها را تغییر دهد. تغییر قیمت دارایی‌های نقدی و مالی و یا ناطمینی از قیمت‌های آتی هریک از دارایی‌ها مشوق خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی برای نگهداری پول است. انتظار افزایش نرخ بهره مخاطره مالی دارندگان اوراق قرضه را افزایش می‌دهد؛ در این شرایط انتظار می‌رود، پول نقد جایگزین این اوراق شود، اما ناطمینی ناشی از شرایط تورمی ارزش دارایی‌های اسمی مانند پول را کاهش می‌دهد (سرلتیس، ۱۳۹۴).

نظریات تقاضای پول، بعد از کینز، به‌نوعی بحث جاننشینی دارایی‌ها را مطرح می‌کند. این پدیده در کشورهای با تورم بالا همانند امریکای لاتین، برخی کشورهای آسیایی، و تعدادی از کشورهای درحال‌گذر اروپای مرکزی و شرقی به‌چشم می‌خورد. در شرایط با تورم بالا، افراد با هراس از احتمال کاهش ارزش پول خود، جانشین‌های دیگری همچون دلار امریکا و یا یورو را در نظر می‌گیرند. در مطالعات مختلف، علاوه بر تورم و کاهش ارزش پول ملی، دلایل متعدد دیگری برای جاننشینی پول بیان شده است که می‌توان به نوسانات نرخ ارز و ناطمینانی اقتصادی و سیاسی، کنترل‌های نرخ ارز، و وجود سقف‌های نرخ بهره در کشورها اشاره کرد (حسن‌زاده، نظریان، و کیانوند، ۱۳۹۰). نرخ‌های تورم بالا و غیرقابل‌پیش‌بینی تقاضا برای پول داخلی را کاهش و تقاضا برای دارایی‌های جایگزین مانند ارز و دارایی‌های خارجی را افزایش می‌دهد. این پدیده به نام پرش از پول داخلی<sup>۱</sup> شناخته شده است که منجر به فرایند سریع و بزرگ جاننشینی پول می‌شود.

در کشورهای با نرخ تورم بالا، پول داخلی به‌تدریج تمایل به جایگزینی با یک پول خارجی باثبات دارد. در شروع این فرایند، وظیفه «ذخیره ارزش بودن پول داخلی» با پول خارجی جایگزین می‌شود. زمانی که بیشتر قیمت‌ها افزایش می‌یابد، وظیفه واحد سنجش نیز جایگزین می‌شود. دوره طولانی تورم بالا موجب می‌شود مردم بسیاری از معاملات خود را به پول خارجی انجام دهند؛ بدین‌صورت، پول داخلی وظیفه «وسیله مبادله» را نیز از دست می‌دهد. در کشورهای کمتر توسعه‌یافته به علل متعدد از جمله نارسایی نظام بازار، وجود بازار غیرمتمشکل پولی، نقش و جایگاه دولت در اقتصاد، و یا انتظار برنامه‌های توسعه‌طلبانه، نرخ بهره معمولاً به‌صورت دستوری و اداری تعیین می‌شود. در این شرایط، عاملان اقتصادی به‌علت وجود جریان‌های تورمی، معیار خود را برای نگهداری پول یا دارایی‌های حقیقی، نرخ تورم انتظاری می‌دانند. در کوتاه‌مدت با در نظر گرفتن بخش خارجی اقتصاد و حرکت‌های ناگهانی در نرخ ارز یا طلا، احتمالاً افراد ترجیح می‌دهند برای مصون ماندن از جریان‌های تند تورمی، به‌جای خرید دارایی‌های حقیقی، ارزهای خارجی یا طلا نگهداری کنند. تغییرپذیری نرخ ارز نیز موجب تغییر در ترجیحات نگهداری دارایی‌های مالی و اثر در انتظارات سرمایه‌گذاران می‌شود (ادیب‌پور و الهامی، ۱۳۹۴).

نرخ بهره کلیدی‌ترین سازوکار تأثیر سیاست پولی در اقتصاد، بازار سهام، و مدیریت سبد دارایی در مدل‌های اولیه کینزی، مکانیسم انتقال پول<sup>۲</sup>، است. اتخاذ سیاست پولی انقباضی

<sup>1</sup> Flight from Domestic Money

<sup>2</sup> Monetary Transmission Mechanism, MTM

با فرض ثبات قیمت‌ها موجب افزایش نرخ بهره حقیقی و در نتیجه باعث افزایش هزینه سرمایه شرکت‌ها، کاهش ارزش فعلی جریان‌های نقدی خالص آینده، و کاهش قیمت‌های سهام می‌شود. سیاست پولی انقباضی و افزایش نرخ بهره همچنین موجب کاهش نرخ ارز، کاهش خالص صادرات، کاهش تولید، و در نهایت کاهش قیمت دارایی‌ها خواهد شد.

تغییرات نرخ ارز در شرکت‌های واردکننده مواد اولیه خارجی موجب تغییر هزینه‌های مواد اولیه و عملکرد درونی شرکت می‌شود. این امر بر تقاضای تسهیلات، هزینه‌های مالی شرکت، و در نتیجه جریان نقدی فعلی و آتی موردانتظار شرکت تأثیر خواهد داشت. از سوی دیگر، تغییرات نرخ ارز موجب تغییر در ترکیب قیمت کالاهای تولید داخل و وارداتی شده، در قیمت سهام شرکت‌های تولیدکننده داخلی و یا واردکننده کالای خارجی و این نیز دوباره بر الگوی انتظارات قیمتی صاحبان سبد دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد. چنین روندی در شرایط توسعه‌نیافتگی بازارهای مالی در کشورهای در حال توسعه و نااطمینانی شدید به ارزش پول ملی، موجب انتخاب ترکیبی از دارایی پولی و مالی توسط افراد خواهد شد. قیمت دارایی‌ها بر روی مصرف خانوارها از طریق تغییر دادن ثروت آن‌ها و همچنین بر رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها از طریق تأثیر در توانایی تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری آینده مؤثر است (دورنبوش و فیشر، ۱۳۷۲).

در اغلب کشورهای در حال توسعه یا کمتر توسعه یافته، دسترسی به دارایی‌های خارجی یا ممکن نیست یا بسیار محدود است، از این رو، سرمایه‌گذاران در بازار قانونی یا سیاه ارز پول ملی را به ارز خارجی تبدیل می‌کنند که نتیجه چنین اقدامی کاهش تقاضای پول است (آگنور<sup>۱</sup>، ۱۹۹۲). هرگونه نقص یا اصطکاک در بازار اعتبار نظیر نبود دسترسی یکسان بنگاه‌های بزرگ و کوچک به منابع مالی، عدم تقارن اطلاعات میان متقاضیان وام و بانک‌ها، و ... باعث تقویت اثرگذاری تکانه‌های پولی در متغیرهای حقیقی اقتصاد از طریق تصمیمات هزینه‌ای افراد می‌شود.

در چند دهه اخیر، همگرایی موجب انتقال هرچه بیشتر اطلاعات بین بازارهای مالی شده است. هر تکانه‌ای در بازار در بازارهای دیگر تأثیر گذاشته و موجب تمرکز پژوهشگران بر درک نحوه انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات از یک بازار به بازار دیگر شده است (آراگو و فرناندز<sup>۲</sup>، ۲۰۰۷). اکثر سری‌های زمانی مالی در برخی مقاطع تحت تأثیر رخداد‌های سیاسی، اقتصادی، و اجتماعی داخلی و جهانی نظیر بحران مالی، تکانه‌های نفتی، جنگ، بی‌ثباتی سیاسی، و

<sup>1</sup> Agenor, P. R.

<sup>2</sup> Arago, V. & Fernandez, M. A.

تغییر ناگهانی در سیاست‌های ارزی دچار نوسان می‌شوند، به طوری که آثار این رخدادها گاه تا مدت‌ها در بازار باقی می‌ماند (علمی، ابونوری، راسخی، و شهرازی، ۱۳۹۳). تشخیص صحیح رفتار نوسانات قیمت دارایی‌های مالی برای تخصیص بهینه منابع، قیمت‌گذاری صحیح، انتخاب بهینه سبد دارایی، و بهبود پیش‌بینی نوسانات قیمتی آینده حائز اهمیت است (یون و گرنجر، ۲۰۰۳). بسیاری از مدل‌های تخصیص پرتفوی؛ قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی، و مدیریت ریسک بر پایه میزان نوسانات و برآورد نوسان‌پذیری هر متغیر طراحی شده است. در حقیقت، نوسان‌پذیری برای شناخت تغییرات سری‌های زمانی اقتصادی اهمیتی ویژه دارد (عباسی‌نژاد، محمدی، و ابراهیمی، ۱۳۹۳). پول نقد، سپرده‌های غیردیداری، ارز، و طلا بخشی از پرتفوی سرمایه‌گذاری و دارایی‌های سرمایه‌ای جانشین همدیگرند.

## ۲.۲ اطلاعات، شکل‌گیری انتظارات، و رسانه

فعالان اقتصادی بر اساس انتظارات از قیمت‌ها در آینده، مبتنی بر دانش و اطلاعات خود از اقتصاد، تصمیم‌گیری می‌کنند. از طریق اطلاعات به‌دست‌آمده از حوزه کلان که توسط مقامات پولی اعلام می‌شود، با افزایش تغییرات ناگهانی، مانند عرضه پول، واریانس تولید کاهش می‌یابد (مینفورد و پیل، ۲۰۰۲). برخی تحقیقات انجام‌شده از وجود برخی شواهد اولیه از حساسیت انتظارات اقتصادی به تفاوت در گزارش رسانه<sup>۱</sup> خبر می‌دهند. یکی از یافته‌های عمومی روان‌شناسی ادراکی این است که مردم اطلاعات آشنا را آسان‌تر به‌ذهن می‌سپارند؛ بنابراین، صرفاً تکرار اطلاعات معین در رسانه‌ها، بدون توجه به‌دقت آن‌ها، دسترسی به این اطلاعات را آسان‌تر می‌سازد (عرفانی، ۱۳۸۲). تفاوت در ارائه اطلاعات اقتصادی مشابه می‌تواند اثری قابل توجه در انتظارات اقتصادی بگذارند (پروویت، ریلی، و هافر<sup>۲</sup>، ۱۹۹۸). نحوه پوشش خبری اقتصادی محلی ارزیابی فردی از اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. پوشش تلویزیونی اخبار و اطلاعات اقتصادی ارزیابی‌های شخصی در حوزه‌های مالی و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اخبار منتشرشده در رسانه‌های مکتوب نیز در شکل‌گیری انتظارات اقتصادی کوتاه‌مدت و پیش‌بینی ساختار و شرایط کسب‌وکار در آینده نقشی مهم دارد. قرار گرفتن در معرض منابع مختلف اطلاعات اقتصادی آثار قابل توجه و متفاوت در درک فرصت‌های اقتصادی و نقشی پیچیده و متنوع‌تر برای رسانه‌های خبری در

<sup>1</sup> Minford, Patrick, & Peel, David.

<sup>2</sup> Media

<sup>3</sup> Pruitt, Stephen, W., & Reilly, Robert, J., & Hoffer, George, E.

شکل دادن به درک اقتصادی از پژوهش‌های قبلی دارد (گویدل، پروکوپو، ترل، و وو<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰).

شیوه‌های سنتی بانک‌های مرکزی و روش‌های رازدارانه رسانه‌ای آنان - بی‌اطلاع نگه‌داشتن مردم - نیز از سال ۱۹۹۳ به بعد تغییر کرده و به سمت اطلاع‌رسانی شفاف رفته است (مرکز بین‌المللی مطالعات پولی و بانکی<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳). احساس و برداشت مصرف‌کننده از اخبار اقتصادی در شکل‌گیری انتظارات وی مؤثر است (دومس و مورین<sup>۳</sup>، ۲۰۰۴). شکل‌گیری تورم موردانتظار را می‌توان به‌طور مستقیم تابعی از دانش و اطلاعات و یا حتی درک شخصی بر اساس الگوهای ذهنی افراد از اطلاعات منتشر شده دانست.

فعالان اقتصادی اطلاعات موردنیاز خود را از منابع مختلف به‌طور مستقیم و یا از رسانه‌ها کسب می‌کنند. طبق نظر دایک و زینگالس<sup>۴</sup> (۲۰۰۲)، مردم بسیاری از اطلاعات خود را از رسانه‌ها به‌دست می‌آورند و رسانه نقش مهمی در انتخاب و تکمیل اطلاعات همچون چیدن تکه‌های پازل در کنار یکدیگر دارد. این فعالیت‌های رسانه‌ای موجب کاهش هزینه فعالان اقتصادی برای جمع‌آوری و ارزیابی اطلاعات می‌شود.

جیمز دی ولفنسون<sup>۵</sup> (۲۰۰۲) معتقد است، انتقال مؤثر دانش و افزایش شفافیت اطلاعاتی عنصر کلیدی هر راهبرد توسعه است. مردم با اطلاعات بیشتر توانمندترند. بسلی، برگس، و پارت<sup>۶</sup> (۲۰۰۲) تأکید می‌کنند، رسانه‌ها نقش کلیدی در توانمندسازی شهروندان برای نظارت بر فعالیت‌های مسئولان و استفاده از این اطلاعات در تصمیم‌گیری‌هایشان دارند. ادوارد اس. هرمان<sup>۷</sup> (۲۰۰۲) معتقد است، بسیاری از مردم فکر می‌کنند تأثیر اخبار و رویدادهای خاص در بازار سهام جدی است. تأثیر رویدادهای خبری در بازار معمولاً با تأخیر همراه است و به نظر می‌رسد این تعویق ناشی از نوع حرکت مردم در دنباله یکدیگر باشد. جوزف یوجین استیگلیتز<sup>۸</sup> (۲۰۰۲)، اقتصاددان معاصر آمریکایی و برنده جایزه نوبل سال

<sup>1</sup> Goidel, Kirby & Procopio; Stephen. & Terrell; Deck. & Wu; H. Denis

<sup>2</sup> International Center for Monetary and Banking Studies

<sup>3</sup> Doms, Mark & Morin, Norman.

<sup>4</sup> Alexander Dyck and Luigi Zingales

<sup>5</sup> James D. Wolfensohn

<sup>6</sup> Timothy Besley, Robin Burgess, and Andrea Prat

<sup>7</sup> Edward S. Herman

<sup>8</sup> Joseph Eugene Stiglitz



۲۰۰۱ اقتصاد، نوشته است: «رسانه‌ها برای جلوگیری از عدم تقارن اطلاعاتی و به‌خصوص در ترویج شفافیت در حوزه عمومی نقشی مهم دارند» (بانک جهانی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۲).

اطلاعات محصول رسانه‌هاست. طبق نظریه اقتصاد توجه هر فرد، گروه، سازمان، یا کشوری که توانایی جلب بیشتر توجه دیگران - سهم از بازار توجه<sup>۲</sup> - داشته باشد، قدرت حکمرانی بیشتری در عرصه اقتصاد خواهد داشت (فرهنگی، قراکزلو، و صلواتیان، ۱۳۸۹). موضوع اصلی گزارش ژنو ۳ اقتصاد جهانی (۲۰۰۳)، در خصوص چگونه سخن گفتن رؤسای بانک‌های مرکزی در رسانه‌هاست و به رؤسای بانک‌های مرکزی توصیه می‌کند: «بدانند که چگونه سخن بگویند.» به‌طور طبیعی، مخاطبان رسانه‌ها بیشترین توجه را به سخنان رؤسای بانک‌های مرکزی کشورشان در خصوص نرخ‌های تورم، ارزش پول ملی، ارز، و طلا خواهند داشت که از رسانه‌ها منتشر می‌شود. دولت هر اقدامی کند، مردم از نتایج و اهداف وی مطلع می‌شوند و بر همان اساس فعالیت‌های اقتصادی خود را تنظیم می‌کنند (مرکز بین‌المللی مطالعات پولی و بانکی، ۲۰۰۳).

با حضور مقام پولی در رسانه‌ها نرخ‌های انتظاری جدید شکل می‌گیرد و این تغییرات احتمال دارد منجر به شکل‌گیری الگوی انتظارات قیمتی جدید و محاسبات جدیدتر برای ترکیب مطلوب دارایی‌های مالی و نظام ترجیحات متفاوت شود؛ به‌گونه‌ای که حضور مقام پولی در رسانه علاوه بر سیاست‌های پولی رسمی اعلام‌شده، ممکن است به‌مثابه سیاست پولی درک‌شده از حضور رسانه‌ای مقام پولی، موجب تغییرات در تقاضای دارایی‌های مالی جایگزین پول، یعنی ارز، سکه طلا، و یا سپرده‌های غیردیداری دارای سود و به‌عبارت‌دیگر انتقال اثر تغییرات در بازار و تغییر در ترکیب سبد دارایی‌های مالی شود.

## ۳.۲ مطالعات پیشین

### ۱.۳.۲ مطالعات داخلی

اسکندری سبزی و همکاران (۱۳۹۵) با بررسی تأثیر نااطمینانی رشد پول در جانشینی پول با روش گارچ دومتغیره و روش VAR-BEKK بر اساس داده‌های سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۹۲ به این نتیجه رسیدند که نااطمینانی رشد پول درجه جانشینی پول را به‌طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهد. جانشینی پول تحت تأثیر تکانه‌های گذشته خود و نرخ رشد پول است. سرریز نوسانات از نرخ رشد پول به جانشینی پول و برعکس وجود داشته است.

<sup>1</sup> Word Bank

<sup>2</sup> Attention Market Share

دائی کریم‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی پدیدهٔ جاننشینی پول و اثر تنش نرخ ارز در تقاضای پول در ایران با استفاده از داده‌های سالانه دورهٔ زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۲ با روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده<sup>۱</sup> نتیجه گرفتند ناطمینانی یا بی‌ثباتی نرخ ارز اثر معکوس در تقاضای پول دارد. منفی بودن ضریب نرخ ارز بیانگر پدیدهٔ جاننشینی پول در ایران است. ابوذری و زمانیان (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای با عنوان «تقاضای پول در اقتصادهای دلاری شده (مطالعهٔ موردی: ایران)» با استفاده از تحلیل هم‌جمعی و کاربرد روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده تابع تقاضای پول را برآورد کردند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان‌دهندهٔ وقوع دلاری شدن و برگشت‌ناپذیری آن در اقتصاد ایران است.

احمد جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی تأثیر ناطمینانی اقتصاد کلان در واردات در کشورهای منتخب در حال توسعه، با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی در سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۹ و الگوی خود توضیحی، واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته، برای اندازه‌گیری ناطمینانی و سپس تأثیر ناطمینانی در اقتصاد کلان در واردات کشورهای منتخب در حال توسعه با در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز، نرخ تورم، و نرخ رشد به‌عنوان شاخص‌های ناطمینانی در اقتصاد کلان دریافتند ناطمینانی در اقتصاد کلان سبب به‌وجود آمدن فضایی نامطمئن در بازار و در نتیجه ایجاد تغییراتی در حجم واردات می‌شود.

شرعیاتی وزیری (۱۳۹۲) در بررسی تأثیر ناطمینانی تورم در تقاضای پول در اقتصاد ایران با روش ARIMA-GARCH، و سپس برای بررسی عوامل مؤثر در ادوار تجاری از روش تصحیح خطای برداری<sup>۲</sup> در دورهٔ ۱۳۶۹-۱۳۸۹ به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت، ناطمینانی تورمی تأثیر منفی و معنادار در تقاضای حقیقی پول در ایران دارد.

زمانیان و ابوذری (۱۳۹۱) با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده تابع تقاضای پول را برآورد کردند و سپس حجم سپرده‌های ارزی خارجی در نظام بانکی کشور را با استفاده از روش کمین اریکسون<sup>۳</sup> (۲۰۰۳) به‌دست آوردند و شاخص دلاری شدن را محاسبه کردند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان داد اقتصاد ایران دلاری شده است.

طهرانچیان و نوروزی بیرامی (۱۳۹۰) به بررسی جاننشینی پول در ایران با برآورد تابع تقاضای پول با استفاده از داده‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۷ پرداختند و نشان دادند چنانچه ضریب متغیر نرخ اسمی ارز منفی و به‌لحاظ آماری معنادار باشد، جاننشینی پول تأیید می‌شود؛ آن‌ها نتیجه گرفتند که شدت پدیدهٔ جاننشینی پول در ایران در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است.

<sup>۱</sup> AutoRegressive Distributed Lag, ARDL

<sup>۲</sup> Vector Error Correction Model, VECM

<sup>۳</sup> Kamin & Ericsson

شهرستانی و شریفی رنانی (۱۳۸۷) در تخمین تابع تقاضای پول در ایران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۴-۱۳۸۴ با استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده، نشان دادند رابطه‌ای بلندمدت و باثبات بین حجم پول M1، درآمد واقعی، نرخ تورم، و نرخ ارز وجود دارد. نتایج این تحقیق با تأیید مبانی نظری، وجود رابطه منفی بین تابع تقاضای پول و نرخ تورم را به‌عنوان متغیر هزینه فرصت پول تأیید می‌کند. همچنین ضرایب تخمینی نرخ ارز و درآمد واقعی مثبت و معنادار است که تئوری پرتفوی تقاضای پول را تأیید می‌کند.

لشکری و فرزین‌وش (۱۳۸۲) نشان دادند برخلاف کاهش حجم دلارهای در گردش در بعضی از سال‌ها در طول دوره موردبررسی، روند درجه جانشینی پول صعودی بوده است.

فرزین‌وش و لشکری (۱۳۸۲) با استفاده از روش بوردو و چودری<sup>۱</sup> و با استفاده از حجم دلارهای در گردش که در مقاله قبلی برآورد کرده‌اند، دو تابع تقاضا برای پول داخلی و خارجی تخمین زده شد و نشان دادند جانشینی پول عاملی مهم در تابع تقاضای پول داخلی و خارجی توسط ساکنان است.

### ۲.۳.۲ مطالعات خارجی

کوماموتو و کوماموتو<sup>۲</sup> (۲۰۱۴) با برآورد تابع تقاضای نسبی پول به‌عنوان پروکسی درجه جانشینی پول نشان دادند که رابطه بلندمدت بین تقاضای نسبی پول و تفاوت نرخ بهره وجود دارد و تفاوت نرخ بهره اسمی تأثیری مثبت در درجه جانشینی پول دارد.

آدام و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۹)، ضمن برآورد تابع تقاضای پول بر اساس مدل سبب دارایی برای هشت کشور افریقایی، نتیجه گرفتند در اکثر کشورهای مورد مطالعه جانشینی پول اتفاق افتاده است.

لونت<sup>۴</sup> (۲۰۰۷) نشان داد جانشینی پول منجر به نوسانات نرخ ارز در ترکیه می‌شود. نیندیس و ساوا<sup>۵</sup> (۲۰۰۶) با بررسی تأثیر نوسانات تورم و جانشینی پول در نرخ متوسط تورم و جانشینی پول برای بیست کشور نشان دادند نوسانات تورم آثاری مثبت در نرخ متوسط تورم و جانشینی پول در اکثر کشورهای مورد مطالعه دارد. همچنین نااطمینانی‌های زیاد در جانشینی پول منجر به افزایش در تورم و جانشینی پول می‌شود.

بهمنی اسکویی و تانکو<sup>۶</sup> (۲۰۰۶) در مقاله‌ای با عنوان «نرخ ارز بازار سیاه، جانشینی پول، و تقاضا برای پول در کشورهای کمتر توسعه‌یافته» نتیجه گرفتند معناداری ضریب نرخ ارز

<sup>1</sup> Bordo and Choudri

<sup>2</sup> Kumamoto & Kumamoto

<sup>3</sup> Adom et al.

<sup>4</sup> Levent

<sup>5</sup> Neanidis & Savva

<sup>6</sup> Bahmani-Oskooee & Tanko

بازار سیاه در تابع تقاضای پول نشان‌دهنده وقوع پدیده جاننشینی پول در اقتصاد است. کمین و اریکسون (۲۰۰۳) در مقاله‌ای با عنوان «دلاری شدن آرژانتین بعد از ابر تورم»، دلاری شدن مداوم اقتصاد آرژانتین را که کاهش سریع تورم را از ابر تورم دهه ۱۹۸۰ خود تجربه کرده است، تحلیل می‌کنند. آن‌ها با برآورد تابع تقاضای پول بلندمدت برای اقتصاد آرژانتین نشان دادند که اقتصاد آرژانتین دلاری شده است. مونگاردینی و مولر<sup>۱</sup> (۱۹۹۹)، در مطالعه جمهوری قرقیزستان بین دلاری شدن اقتصاد و جاننشینی پول تمایز قائل شدند. به نظر آن‌ها، نااطمینانی اقتصادی، افزایش انتظارات تورمی، و فشارهای گسترده بر نرخ ارز موجب جاننشینی پول شده است. همچنین در قرقیزستان پول خارجی نقش ذخیره ارزش را بازی می‌کند. بهمنی اسکویی و ملکسی<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) برای کشورهای درحال توسعه نشان دادند در کوتاه‌مدت کاهش نرخ برابری ارز ممکن است تقاضا برای پول را افزایش یا کاهش دهد؛ ولی در بلندمدت این امر منجر به کاهش تقاضا برای پول داخلی خواهد شد. ال‌ارین<sup>۳</sup> (۱۹۸۸) عوامل مؤثر در جاننشینی پول را کاهش انتظاری ارزش پول داخلی که به علت فشارهای تورمی داخلی صورت می‌گیرد، انتظارات کاهش نرخ ارز، و کاهش نرخ‌های حقیقی بهره پرداختی به سپرده‌های داخلی می‌داند. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد جاننشینی پول خارجی به جای پول ملی در یمن بیشتر بازتاب انتظار افزایش بازدهی پول‌های خارجی بر اثر کاهش ارزش پول ملی و تاحدزبادی از انتظار ارزان کردن پول ملی و بی‌ثباتی سیاسی و نهادی سرچشمه گرفته است. بوردو و چودری (۱۹۸۲) نتیجه گرفتند در صورتی جاننشینی پول اهمیت دارد که تغییر انتظاری در نرخ ارز عاملی معنادار از تقاضای پول داخلی باشد.

### ۳ روش تحقیق

#### ۱.۳ داده‌ها

در این پژوهش، رابطه بین نرخ رشدهای حضور مقام پولی در رسانه<sup>۴</sup>، نرخ ارز، قیمت سکه

<sup>۱</sup> Mongardini & Muller

<sup>۲</sup> Bahmani-Oskooee & Malixi

<sup>۳</sup> El-Erian

<sup>۴</sup> 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 به‌طور منظم توسط اداره کل روابط عمومی بانک

طلای بهار آزادی در ایران، و تقاضای پول با استفاده از داده‌های ماهانه از ۱۳۸۷/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۵/۱۰/۳۰ بررسی شد. تقاضای پول را، با فرض تعادل در بازار پول، معادل M1 در نظر گرفته‌ایم. داده‌های موردنیاز را از سایت بانک مرکزی و بولتن جراید بانک مرکزی و رسانه‌ها به‌دست آوردیم.

برای بررسی مانایی متغیرها، آزمون ریشه واحد دیکی فولر<sup>۱</sup> انجام شد. نتایج آزمون ریشه واحد به شرح جدول ۱ آمده است:

جدول ۱  
آزمون ریشه واحد دیکی فولر

متغیر	آماره t	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱۰٪
نرخ دلار	-۷/۲۴۹	-۳/۵۰۷	-۲/۸۸۹	-۲/۵۷۹
نرخ سکه طلای بهار آزادی	-۸/۳۴۷	-۳/۵۰۷	-۲/۸۸۹	-۲/۵۷۹
تعداد روزهای حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه	-۵/۵۶۸	-۳/۵۰۷	-۲/۸۸۹	-۲/۵۷۹
تقاضای پول (M1)	-۱۲/۶۵	-۳/۵۰۷	-۲/۸۸۹	-۲/۵۷۹
نرخ تورم	-۵/۷۷۸	-۳/۵۰۷	-۲/۸۸۹	-۲/۵۷۹
نسبت واردات ماهانه به تولید ملی فصلی <sup>۲</sup>	-۳/۷۱۴	-۳/۵۰۷	-۲/۸۸۹	-۲/۵۷۹
نرخ جهانی طلا	-۸/۵۸۸	-۳/۵۰۷	-۲/۸۸۹	-۲/۵۷۹
برابری دلار به یورو	-۵/۲۰۹	-۳/۵۰۷	-۲/۸۸۹	-۲/۵۷۹

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = ۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

طبق یافته‌های جدول ۱، فرض صفر یعنی وجود ریشه واحد برای متغیرهای این تحقیق، رد می‌شود.

## ۳/۲ یافته‌های آمار توصیفی

مشخصات توصیفی نرخ رشد متغیرهای این تحقیق در جدول ۲ آمده است.

مرکزی جمهوری اسلامی ایران در قالب بولتن روزانه جراید و رسانه‌ها، مانیتور و گردآوری می‌شود. در این تحقیق، تعداد روزهای حضور مقام پولی در فضای رسانه‌ای طبق بولتن احصاشده شمارش و نرخ رشد آن به‌عنوان متغیر در نظر گرفته شد. از آنجاکه محتوای سخنان وی تحلیل نشده است و برای پرهیز از مباحث حوزه ارتباطات مبنی بر تفاوت تأثیر و نفوذ انواع رسانه، طبق بررسی، مشخص شد سخنان مقام پولی در همه انواع رسانه‌ها بازتاب داشته و لذا صرف حضور روزانه در رسانه به‌عنوان متغیر کمی با تواتر ماهانه در نظر گرفته شد.

<sup>۱</sup> Augmented Dickey-Fuller test for unit root

<sup>۲</sup> این نسبت به‌عنوان متغیر کنترلی در مدل در نظر گرفته شده است؛ به‌طوری‌که میزان واردات ماهانه بر حسب دلار با نرخ دلار واردشده در مدل بر میزان تولید ناخالص داخلی فصلی تقسیم شده است.

جدول ۲  
آمار توصیفی

متغیر	مشاهده	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
رشد نرخ دلار	۱۱۰	۰/۵۴۷	۲/۰۶۵	-۴/۳۴۹	۱۳/۱۵
رشد نرخ سکه طلای بهار آزادی	۱۱۰	۰/۷۲۳	۲/۸۱	-۷/۱۲	۱۳/۷۹
وابسته رشد حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه	۱۱۰	۱۳/۶۴	۵/۲۵۸	۱	۲۴
رشد تقاضای پول (۱M)	۱۱۰	۰/۴۹۶	۱/۹۲	-۵/۶۹	۵/۵۷
نرخ تورم	۱۱۰	۱۹/۵۶	۸/۶۰۸	۸/۶	۴۰/۴
مستقل رشد نسبت واردات به تولید ملی	۱۱۰	۶/۲۶۹	۲/۹۳۶	۱/۸۸۴	۱۳/۵۹۷
رشد نرخ جهانی طلا	۱۱۰	۰/۱۶۹۶	۱/۷۶۱	-۴/۹۲	۴/۷۸
رشد برابری دلار به یورو	۱۱۰	۰/۷۷۷	۰/۰۸۱۵	۰/۶۳۴	۰/۹۴۹

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۳/۳ معرفی مدل

رهیافت متعارف در مدل‌سازی نوسان‌ها در بازارهای مالی انواع مدل‌های خانواده ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته است. لحاظ کردن متغیر حضور مقام پولی در رسانه به‌عنوان شکل‌دهنده الگوی انتظارات قیمتی و به‌عنوان نماینده این تغییرات ساختاری در واریانس شرطی درکی واقع‌بینانه‌تر را نسبت به انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارها فراهم آورده است و فرایند مدل‌سازی نوسانات را بهبود می‌بخشد.

روند تحولات بازارهای ارز، طلا، و سهام ایران به‌وضوح نشان می‌دهد قیمت این دارایی‌ها و نوسانات مربوط به آن در سال‌های اخیر دستخوش تغییرات ناگهانی قابل‌ملاحظه شده است که احتمال می‌رود بخشی از این تغییرات ناشی از الگوهای انتظاری شکل‌گرفته در ذهن فعالان، ناشی از اطلاعات دریافتی از رسانه، در این بازارها باشد. نوسان‌ها باعث ایجاد نااطمینانی شده و درک نادرست ارتباط متقابل بازارها احتمالاً منجر به اتخاذ سیاست‌های اقتصادی نامناسب خواهد شد.

با توجه به اهمیت برآورد نوسان‌پذیری، روش‌های متفاوت برای برآورد نوسان‌پذیری مورد استفاده قرار گرفته است. مدل‌های نوسان‌پذیری توسط مطالعات مختلف مانند بولرسلف (۱۹۸۶)، بولرسلف، چو و کرومر (۱۹۹۲)، نلسون (۱۹۹۱)، برا و هیگینز (۱۹۹۳)، بولرسلف،

انگل و نلسون (۱۹۹۴)، و پون و گرنجر (۲۰۰۲)<sup>۱</sup> توسعه داده شد؛ اما مطالعه ابتدایی در این زمینه مطالعه انگل (۱۹۸۲) بود که مدل‌های آرچ را معرفی کرد و سپس توسط بولرسلف (۱۹۸۶) به مدل گارچ ارتقا پیدا کرد. پس از آن، طیفی وسیع از مدل‌های گارچ مورد استفاده قرار گرفت.

استفاده از مدل‌های آرچ و گارچ متداول‌ترین راه برای مدل‌سازی پویایی‌های نوسانات داده‌های سری زمانی پرفرکانس است. اگر علاوه بر بررسی پایداری نوسانات در درون هر بازار، بررسی انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای مختلف نیز مورد نظر باشد، باید از مدل‌های گارچ چندمتغیره استفاده کرد. مدل‌های آرچ و گارچ چندمتغیره قادرند ویژگی‌های بارز بازدهی بازارهای مالی شامل کشیدگی‌ها<sup>۲</sup>، آثار اهرمی<sup>۳</sup>، و خوشه‌بندی نوسانات<sup>۴</sup> را تجزیه و تحلیل کنند که با مدل‌های آرچ و گارچ تک‌متغیره قابل برآورد نیست.

در مدل‌های گارچ چندمتغیره، ماتریس واریانس-کوواریانس جمله‌های اختلال چندسری برآورد می‌شود (کشاورز، ۱۳۹۴). مدل‌های همبستگی شرطی به‌عنوان ترکیباتی غیرخطی از مدل‌های گارچ تک‌متغیره، در یک سو واریانس شرطی و در سوی دیگر، ماتریس همبستگی شرطی را به‌صورت جداگانه تصریح می‌کنند، به‌نحوی که برای هر سری بازدهی برآورد می‌شود تا از پسماندهای حاصل از آن، مدلی از نوع گارچ تک‌متغیره برای واریانس شرطی همه دارایی‌ها انتخاب و سپس، مبتنی بر واریانس شرطی مرحله اول، ماتریس شرطی پویا مدل‌سازی می‌شود. بولرسلف (۱۹۹۰) گونه‌ای از مدل‌های گارچ چندمتغیره معرفی می‌کند که همبستگی‌های شرطی ثابت بوده و بنابراین، کوواریانس‌های شرطی نسبتی از حاصل ضرب انحراف معیارهای شرطی متناظر است. این محدودیت، تعداد پارامترهای ناشناخته را کاهش می‌دهد و تخمین آن ساده است.

### ۱.۳.۳ مدل CCC-GARCH

در این مدل همبستگی شرطی ثابت، اما واریانس و کوواریانس‌های شرطی، طی زمان متغیرند. در مدل همبستگی شرطی ثابت، ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی به‌صورت زیر تعریف می‌شود که در آن

<sup>1</sup> Bollerslev, Chou, and Kroner (1992), Bera and Higgins (1993), Bollerslev, Engle, and Nelson (1994), and Poon and Granger (2002)

<sup>2</sup> Leptokurtosis

<sup>3</sup> Leverage Effects

<sup>4</sup> Volatility Clustering

$$H_t = D_t R_t D_t = \left( \rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jtt}} \right) \quad (1)$$

$$D_t = \text{diag} \left( h_{iit}^{\frac{1}{2}} \cdots h_{nnt}^{\frac{1}{2}} \right) \quad (2)$$

$D_t$  ماتریس قطری و  $i$  امین مؤلفه روی قطر آن با انحراف معیار شرطی  $i$  امین دارایی  $(h_{iit}^{\frac{1}{2}})$ ، متناظر است.  $h_{iit}$  می‌تواند به صورت هر مدل گارچ تک‌متغیره تعریف شود. نسخه اصلی مدل همبستگی شرطی ثابت، دارای تصریح GARCH(1,1) برای هر واریانس شرطی در  $D_t$  است. به عبارت دیگر:

$$h_{iit} = \omega_t + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta h_{iit-1} \quad i = 1, \dots, N \quad (3)$$

$R = (\rho_{ij})$  ماتریس معین مثبت متقارن با همبستگی‌های شرطی ثابت  $\rho_{ij}$  است به طوری که  $\rho_{ij} = 1$  به ازای هر  $i$  است. این مدل شامل  $\frac{N(N+1)}{2}$  پارامتر است.  $H_t$  معین مثبت خواهد بود اگر و تنها اگر تمام  $N$  واریانس شرطی مثبت و  $R$  معین مثبت باشد.

### ۳/۳/۲ برآورد مدل

برای برازش مدل، ابتدا وجود آثار آرج در سری‌های زمانی این تحقیق بررسی و به‌عنوان ملاک آزمون با استفاده از ضریب لاگرانژ (LM)، فرضیه عدم وجود آثار آرج یعنی ثابت بودن واریانس، آزمون شد (جدول ۳):

$$H_0: \alpha_i = 0 \quad i = 1, \dots, q$$

$$H_1: \alpha_i \neq 0$$

### جدول ۳

#### نتایج آزمون آثار آرج

متغیر	آماره $\chi^2$	احتمال
رشد نرخ دلار	۱۰/۳۷۳	۰/۰۰۱۳
رشد نرخ سکه طلای بهار آزادی	۳/۱۵۳	۰/۰۷۵۸
رشد تعداد حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه	۳/۳۹۵	۰/۰۶۲۹
رشد تقاضای پول (M1)	۱۴/۸۶۷	۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش



بر این اساس، وجود آثار آرج در بین متغیرهای تحقیق پذیرفته می‌شود. از آنجاکه پایه مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته چندمتغیره، یک مدل VAR است، باید ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه برای معادلات میانگین به دست آید. برای تعیین وقفه بهینه می‌توان از معیارهای اطلاعات مانند آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBIC)، و حنان-کوبین (HQIC) استفاده کرد (جدول ۴).

جدول ۴

انتخاب وقفه بهینه بر اساس معیارهای اطلاعات

وقفه	LL	LR	DF	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
۰	-۹۳۹/۶۴۶	NA	NA	NA	۷۹۶/۰۷۳	۱۸/۰۳۱۱	۱۸/۱۹۴	۱۸/۴۳۳۱
۱	-۹۰۱/۴۴۸	۷۶/۳۹۶	۱۶	۰/۰۰۰	۵۲۴/۱۹۸*	۱۷/۶۱۲۲*	۱۷/۹۳۸۱*	۱۸/۴۱۶۳*
۲	-۸۸۷/۵۳۴	۲۷/۸۲۹	۱۶	۰/۰۳۳	۵۴۶/۷۳۷	۱۷/۶۵۱۶	۱۸/۱۴۰۴	۱۸/۸۵۷۷
۳	-۸۷۱/۴۱۶	۳۲/۲۳۶	۱۶	۰/۰۰۹	۵۴۸/۴۷۴	۱۷/۶۴۹۴	۱۸/۳۰۱۱	۱۹/۲۵۷۵
۴	-۸۵۸/۲۱۴	۲۶/۴۰۳*	۱۶	۰/۰۴۹	۵۸۳/۴۴۳	۱۷/۷۰۲۲	۱۸/۵۱۶۹	۱۹/۷۱۲۳

\* بیانگر وقفه بهینه است. تعداد مشاهدات: ۱۰۶.

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی اینکه آیا مدل شرایط DCC-MGARCH را دارد و یا باید در چهارچوب همبستگی شرطی ثابت بررسی شود؛ پس از اینکه مدل دارای همبستگی شرطی شناخته شد، آزمون LR<sup>۱</sup> برای تشخیص ثابت بودن (CCC) یا پویایی مدل (DCC) انجام شد. نتایج در جدول ۵ آمده است:

 $H_0$ : برقراری شرایط CCC $H_1$ : برقرار نبودن شرایط CCC

جدول ۵

نتیجه آزمون مدل با حضور متغیر  $M_1$ 

احتمال	آماره $\chi^2$	آزمون LR	مدل
۰/۳۰۹۱	۲/۳۵	برقراری شرایط CCC	مدل نخست (حضور $M_1$ )

منبع: یافته‌های پژوهش

<sup>1</sup> Likelihood-ratio test

طبق یافته‌های جدول ۵، در مدل شرایط همبستگی شرطی ثابت برقرار است.

### ۳.۳.۳ معادلات مدل CCC-MGARCH

جدول ۶

مشخصات مدل CCC-MGARCH

تعداد نمونه	توزیع	Log likelihood	آماره آزمون والد	احتمال
۱۰۹	Gaussian	-۸۰۰/۱۰۰۷	۱۵۱/۱۸	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول ۶، مدل طبق آماره والد محاسبه شده، با سطح معنای ۱ درصد، گارچ چندمتغیره، از نوع همبستگی شرطی ثابت و دارای توزیع گائوسین است. این مدل دارای چهار معادله اصلی است که رشد نرخ سکه طلای بهار آزادی، رشد نرخ دلار، رشد تقاضای پول، و رشد حضور مقام پولی در رسانه متغیرهای وابسته و سمت چپ مجموعه دستگاه معادلات هستند که در زیر آمده است:

$$GC = - \underbrace{0.283}_{(0.524)} + \underbrace{0.494}_{(0.008)} RD(-1) + \underbrace{0.01}_{(0.041)} M1(-1) + \underbrace{0.03}_{(0.005)} SP(-1) + \underbrace{0.52}_{(0.000)} ROG$$

$$RD = \underbrace{0.105}_{(0.915)} + \underbrace{0.034}_{(0.078)} RD(-1) + \underbrace{0.333}_{(0.000)} GC(-1) - \underbrace{0.003}_{(0.99)} M1(-1) + \underbrace{0.38}_{(0.000)} SP(-1) \\ + \underbrace{0.006}_{(0.857)} INF + \underbrace{0.073}_{(0.019)} IDP - \underbrace{0.344}_{(0.01)} ROG - \underbrace{1.21}_{(0.316)} ROD$$

$$M1 = \underbrace{0.489}_{(0.031)} - \underbrace{0.051}_{(0.687)} RD(-1) + \underbrace{0.88}_{(0.271)} GC(-1) - \underbrace{0.12}_{(0.644)} SP(-1) - \underbrace{0.09}_{(0.86)} INF \\ + \underbrace{0.85}_{(0.244)} IDP - \underbrace{0.54}_{(0.81)} ROD$$

$$SP = \underbrace{12.37}_{(0.000)} - \underbrace{0.221}_{(0.41)} RD(-1) + \underbrace{0.138}_{(0.525)} GC(-1) - \underbrace{0.372}_{(0.076)} M1(-1) - \underbrace{0.983}_{(0.000)} INF(-1)$$

نتایج برآورد معادلات میانگین در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷  
معادلات میانگین

متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	ضریب	انحراف معیار	آماره z	احتمال
	وقفه یکم نرخ رشد دلار	۰/۴۹۴	۰/۱۸۵	۲/۶۶	۰/۰۰۸
نرخ رشد سکه	وقفه یکم نرخ رشد تقاضای پول M1	۰/۱۰۲	۰/۰۵۱	۱/۹۹	۰/۰۴۱
	وقفه یکم نرخ رشد حضور در رسانه	۰/۰۳۶	۰/۰۲۳	۲/۶۴	۰/۰۰۵
	نرخ جهانی طلا	۰/۵۱۸	۰/۱۴۳	۳/۶۱	۰/۰۰۰
	ضریب ثابت	-۰/۲۸۳	۰/۴۴۴	-۰/۶۴	۰/۵۲۴
	وقفه یکم نرخ رشد دلار	۰/۰۳۳	۰/۱۲۱	۰/۲۸	۰/۷۸۱
	وقفه یکم نرخ رشد سکه	۰/۳۳۲	۰/۰۹۴	۳/۵۲	۰/۰۰۰
	وقفه یکم نرخ رشد حضور در رسانه	۰/۰۳۷	۰/۰۱۲	۳/۰۸	۰/۰۰۰
نرخ رشد دلار	وقفه یکم نرخ رشد تقاضای پول M1	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۵۵	-۰/۰۱	۰/۹۹۵
	نرخ رشد تورم	۰/۰۰۶	۰/۰۳۳	۰/۱۸	۰/۸۵۷
	نرخ رشد نسبت واردات به تولید ملی	۰/۰۷۳	۰/۰۳۱	۲/۳۵	۰/۰۱۹
	نرخ رشد قیمت جهانی طلا	-۰/۳۴۴	۰/۱۳۳	-۲/۵۸	۰/۰۱۰
	نرخ رشد برابری دلار به یورو	۱/۲۰۸	۱/۲۰۵	-۱/۰۰	۰/۳۱۶
	ضریب ثابت	۰/۱۰۵	۰/۹۹۱	۰/۱۱	۰/۹۱۵
	وقفه یکم نرخ رشد دلار	-۰/۰۵۰	۰/۱۲۶	-۰/۴۰	۰/۶۸۷
	وقفه یکم نرخ رشد سکه	۰/۰۸۸	۰/۰۸۰	۱/۱۰	۰/۲۷۱
تقاضای پول	وقفه یکم نرخ رشد حضور در رسانه	-۰/۰۱۱	۰/۰۲۵	-۰/۴۶	۰/۶۴۴
	نرخ رشد برابری دلار به یورو	-۰/۵۳۸	۲/۲۲۰	-۰/۲۴	۰/۸۰۸
	نرخ رشد تورم	-۰/۰۰۹	۰/۰۵۳	-۰/۱۸	۰/۸۶۰
	نرخ رشد نسبت واردات به تولید ملی	۰/۰۸۵	۰/۰۷۳	۱/۱۶	۰/۲۴۴
	ضریب ثابت	۰/۴۸۸	۱/۴۲۰	۰/۳۴	۰/۷۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول ۷، نرخ رشد قیمت سکه طلا و نرخ رشد دلار نسبت به رشد حضور رئیس کل بانک مرکزی در فضای رسانه‌ای کشور واکنش مثبت نشان می‌دهد. این خود بیانگر نوعی تأثیر در الگوهای انتظاری افراد است که احتمالاً موجب افزایش تقاضا و در پی آن، رشد قیمت سکه شده است.

چنانچه سبد دارایی افراد را ترکیبی از پول نقد، سکه، و ارز خارجی بدانیم، معناداری ارتباط این متغیرها بیانگر نوعی مدیریت سبد دارایی افراد است. این مدیریت در حالی است که به حضور و البته میزان حضور مقام پولی در رسانه واکنش نشان می‌دهد و این گمان مطرح

می‌شود که افراد هنگام بهینه‌سازی سبد دارایی خود برای حداکثر شدن مطلوبیت دارایی‌هایشان به اطلاعات دریافتی از رسانه‌ها به‌خصوص حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه، واکنش نشان می‌دهند.

طبق همین جدول، اثر نرخ رشد حضور رسانه‌ای رئیس کل بانک مرکزی در تقاضای پول منفی و البته معنادار نیست. منفی بودن ضریب بیانگر این است که با رشد حضور رسانه‌ای مقام پولی، تقاضا برای دلار و سکه افزایش و تقاضای پول کاهش می‌یابد.

جدول ۸ بیانگر معادله چهارم با متغیر وابسته حضور مقام پولی در رسانه است. این معادله جدا از اینکه به لحاظ نظری در حوزه‌سنجی، درجهت تکمیل و استحکام بیشتر مدل است، اما بیانگر مفهومی دیگر نیز در حوزه ادبیات اقتصادی است. در واقع، همواره این حضور مقام پولی در رسانه نیست که ممکن است موجب تأثیر در الگوهای انتظاری رسانه شود و حداقل در حوزه نظری و شهودی؛ این گمانه قابل بررسی است که در صورت بروز هرگونه تکانه یا تغییری قابل توجه در هریک از بازارهای پولی و مالی و امکان تغییر رفتار تکانشی صاحبان سبد دارایی‌ها، مقام پولی درجهت هدایت یا آرامش بخشی به بازار، با حضور در رسانه‌ها، واکنش نشان دهد.

## جدول ۸

معادلات میانگین-متغیر وابسته: نرخ رشد حضور در رسانه

متغیر مستقل	ضریب	انحراف معیار	آماره z	احتمال
وقفه یکم نرخ رشد دلار	-۰/۲۲۱۵۳۵	۰/۲۶۸۷۰۸۶	۰/۸۲	۰/۴۱۰
وقفه یکم نرخ رشد سکه	۰/۱۳۸۳۷۳۶	۰/۲۱۷۴۸۰۲	۰/۶۴	۰/۵۲۵
وقفه یکم نرخ رشد تقاضای پول	۰/۳۷۱۹۳۱۱	۰/۲۰۹۳۱۰۳	۱/۷۸	۰/۰۷۶
نرخ رشد تورم	-۰/۹۸۳۵۷۹۴	۰/۲۷۹۱۷۴۳	-۳/۵۲	۰/۰۰۰
ضریب ثابت	۱۲/۳۷۵۰۳	۰/۷۴۳۴۰۳۵	۱۶/۶۵	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های محقق

طبق یافته‌های جدول ۸، تأثیر نرخ دلار و سکه در رشد حضور مقام پولی در رسانه بی‌معناست؛ اما معنادار شدن هم‌زمان وقفه یکم رشد تقاضای پول در این معادله بیانگر لزوم توجه به این نکته است که با افزایش حجم پول که طبق مبانی نظری موجب رشد نرخ تورم نیز می‌شود، رشد هر دوی این متغیرها در افزایش میزان حضور مقام پولی در رسانه معنادار شده است. به عبارتی، این گمانه که با افزایش پول پایه و تورم، ممکن است مقام پولی از طریق سیاست کیفی-رسانه‌ای سعی در تلطیف و آرامش بخشی به بازار داشته باشد، تقویت

می‌شود. هرچند منفی بودن این ضریب به این معناست که هنگام کاهش نرخ تورم، حضور رسانه‌های مقام پولی بیشتر شده است و یا با افزایش نرخ تورم، پاسخ‌گویی مقام پولی در فضای رسانه‌های کاهش یافته است. وقفه آثار آرچ در معادله واریانس متغیر حضور در رسانه معنادار شده است که برای اختصار جدول آن را نیاوردیم.

جدول ۹ بیانگر ضرایب همبستگی شرطی ثابت بین برخی متغیرهای اساسی وابسته در این دستگاه معادلاتی است.

جدول ۹

همبستگی شرطی بین متغیرهای وابسته

احتمال	آماره z	انحراف معیار	ضریب	همبستگی شرطی
۰/۰۰۰	۱۶/۰۳	۰/۰۴۸۲۴۳	۰/۷۷۳۳۲۱۴	نرخ رشد سکه و نرخ رشد دلار
۰/۰۰۷	۲/۶۸	۰/۰۸۶۷۳۰۴	۰/۲۳۲۰۴۹۳	نرخ رشد سکه و نرخ رشد تقاضای پول M1
۰/۰۱۲	۲/۴۳	۰/۰۴۶۴۱۷	۰/۱۱۲۸۰۰۴	نرخ رشد سکه و نرخ رشد حضور در رسانه
۰/۰۸۲	۱/۷۴	۰/۰۸۶۳۶۶	۰/۱۵۰۱۰۲۸	نرخ رشد دلار و نرخ رشد تقاضای پول M1
۰/۰۰۰	۸/۱۹	۰/۰۰۹۸۱۶	۰/۰۸۰۲۹۸۲	نرخ رشد دلار و نرخ رشد حضور در رسانه
۰/۰۹۷	۱/۶۶	۰/۱۰۲۰۱۴۳	۰/۱۶۹۳۰۸۳	نرخ رشد تقاضای پول M1 و نرخ رشد حضور در رسانه

منبع: یافته‌های محقق

طبق یافته‌های جدول ۹، نرخ رشدهای سکه و دلار، سکه و تقاضای پول، سکه و افزایش حضور در رسانه، دلار و تقاضای پول، دلار و حضور در رسانه، تقاضای پول و حضور در رسانه همبستگی شرطی ثابت معنادار را نشان داده است. هرچند به لحاظ نظری همبستگی‌های شرطی بین نرخ‌های سکه و دلار، سکه و تقاضای پول، و دلار و تقاضای پول بیانگر روابط قابل توجه در سید دارایی‌های مالی است؛ اما معناداری همبستگی شرطی ثابت بین حضور مقام پولی در رسانه اساسی‌ترین پرسش این تحقیق بود که علاوه بر معناداری به‌عنوان متغیر مستقل مؤثر در تغییرات هریک، همبستگی شرطی ثابت نیز نشان می‌دهد. بر این اساس، نتیجه کلی که می‌توان گرفت این است که حضور مقام پولی در فضای رسانه‌ای احتمالاً در ترکیب تقاضای پول، سکه و دلار، و یا حداقل در الگوهای انتظاری صاحبان سبد دارایی‌ها تأثیرگذار است و یا هم‌زمان با مجموعه متغیرهای این مدل تغییر می‌کند.

در حوزه نظری اقتصادسنجی پس از تخمین مدل گارچ چندمتغیره و برآورد ضرایب، در صورت صحت مدل، باید آثار آرچ در مدل مشاهده نشود. این موضوع از طریق پس‌آزمون

خودتوضیحی مدل مشخص می‌شود. فرضیه  $H_0$ ، در این آزمون، نبود واریانس ناهمسانی یا همان نبود آثار آرج است که نتایج در جدول ۱۰ آمده است.

#### جدول ۱۰

تخمین پس‌آزمون، برای بررسی وجود آثار آرج پس از تخمین مدل

وقفه	آماره	درجه آزادی	احتمال
۱	۰/۲۵۹	۱	۰/۶۱۰۶
۵	۱/۷۹۲	۵	۰/۸۷۷۰
۱۰	۱۶/۶۴۸	۱۰	۰/۰۸۲۵

منبع: یافته‌های محقق

طبق نتایج جدول ۱۰، تخمین پس‌آزمون مدل نشان می‌دهد تا ۵ وقفه، آثار آرج در مدل مشاهده نشد. بر این اساس، فرضیه  $H_0$ ، یعنی نبود آثار آرج پس از تخمین، در مدل پذیرفته می‌شود.

#### ۴ نتیجه‌گیری و جمع‌بندی

در این مقاله بدون اینکه محتوای سخنان مقام پولی در رسانه‌ها بررسی و تحلیل شود، نشان داده شد که صرف حضور رئیس کل بانک مرکزی در رسانه‌ها، موجب واکنش افزایشنده نرخ‌های دلار و سکه در بازار می‌شود که شاید نشان از بی‌اعتمادی و یا حداقل حساسیت شدید صاحبان سبد دارایی به حضور مقام پولی در فضای رسانه‌ای باشد. درک این بی‌اعتمادی هنگامی سهل‌تر است که توجه کنیم در دوره موردبررسی، بانک مرکزی ایران موردتحریم شبکه بین‌المللی سوئیفت بوده است که احتمالاً فعالان اقتصادی و صاحبان سبد دارایی‌ها نسبت به ذخایر ارزی بانک مرکزی و توانایی عملی مقام پولی تردید داشته‌اند.

بر این اساس مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی قابل پیشنهاد عبارت‌اند از:

۱- تلاش مجدانه برای جلب اطمینان مردم نسبت به سخنان مقام پولی و برنامه‌های اعلامی وی؛

۲- پرهیز مقام پولی از حضورهای غیرمؤثر رسانه‌ای؛

۳- اتخاذ شیوه سخن گفتن صحیح، شفاف، و پرهیز از شیوه‌های کلامی غیرشفاف برای اتخاذ شیوه‌های صلاح‌یابی؛ و

۴- استفاده مناسب از تخصص مدیران مرتبط، به‌ویژه مدیران رسانه‌ای و ارتباطات.

به‌طور قطع، فعالان اقتصادی همواره میزان صحت و شفافیت کلامی و رفتاری مقام پولی را ارزیابی و بر همان اساس نسبت به مدیریت بهینه سبب دارایی‌های خود اقدام می‌کنند.

## منابع و مأخذ

- ابوذری، ایوب؛ زمانیان غلامرضا (۱۳۹۳)، «تقاضای پول در اقتصادهای دلاری شده (مطالعه موردی: ایران)»، *تحقیقات اقتصادی*، ۴۹(۲)، صفحه ۲۱۱-۲۲۸.
- ادیب‌پور، مهدی و الهامی، مریم (۱۳۹۴). «تأثیر نااطمینانی نرخ ارز در تقاضای پول در ایران»، *دوفصلنامه اقتصاد پولی مالی دانشگاه فردوسی مشهد*، ۲(۱۰)، صص. ۱۰۴-۱۲۲.
- اسکندری سبزی، سیمای؛ فرزین‌وش، اسداله؛ هژبر کیانی، کامبیز؛ و شهرستانی، حمید (۱۳۹۵). «نااطمینانی رشد پول در ایران: رهیافت گارچ چندمتغیره»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۳(۳۵)، صص. ۱-۲۱.
- پرویزیان، فرشاد؛ عرفانی، علیرضا؛ و ابونوری، اسمعیل (۱۳۹۸). «نقش رسانه در شکل‌گیری انتظارات اقتصادی پویا و مدیریت سبب دارایی‌ها»، *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۵(۱)، صص. ۱۱-۳۶. (doi: 10.22075/jem.2019.17910.13190)
- پاشایی فام، رامین و امیدپور، رضا (۱۳۸۸). «بررسی تأثیر نرخ تورم در بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هفدهم، شماره ۵۰(۸۸)، صص. ۹۳-۱۱۳.
- جعفری صمیمی، احمد؛ اعظمی، کورش؛ و عزیزیان، جبار (۱۳۹۴). «تأثیر نااطمینانی متغیرهای اقتصاد کلان (نرخ ارز، تورم، و نرخ رشد) در واردات کشورهای منتخب درحال توسعه (شامل ایران)»، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۱۲(۳)، صص. ۲۷-۵۰.
- حسن‌زاده، علی؛ نظریان، رافیک؛ و کیانوند، مهران (۱۳۹۰). «اثر شوک‌های سیاست پولی در نوسانات شاخص قیمتی سهام در ایران». *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۴(۹)، صص. ۱-۴۴.
- دائی کریم زاده، سعید؛ صامتی، مجید؛ محمودی، نجمه (۱۳۹۴)، *بررسی پدیده جانشینی پول و اثر تنش نرخ ارز بر تقاضای پول در ایران*، *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۵(۱۷)، صفحه ۳۶-۴۶.
- دورنبوش، رودیگر و فیشر، استانی (۱۳۷۲). *اقتصاد کلان*، ترجمه محمدحسین تیزهوش تابان. انتشارات سروش. تهران.
- زمانیان، غلامرضا؛ ابوذری، ایوب (۱۳۹۱)، شوک‌های ارزی و دلاری شدن اقتصاد ایران، *مطالعات کاربردی اقتصاد ایران*، دوره ۲، شماره ۵، صفحه ۵۵-۷۳.
- سرلنسیس، آپوستولوس (۱۳۹۴)، *تقاضا برای پول رویکردهای نظری و تجربی*، ویرایش دوم، ترجمه عرفانی، علیرضا و طالب بیدختی، آزاده. دانشگاه سمنان.
- شرعیاتی، رضا (۱۳۹۲)، *بررسی تأثیر نااطمینانی تورم بر تقاضای پول در اقتصاد ایران*، پایان نامه، دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، دانشکده اقتصاد.

- شهرستانی، حمید؛ شریفی رنانی، حسین (۱۳۸۷)، تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۴۳(۲)، صفحه ۸۹-۱۱۴.
- طهرانچیان، امیر منصور؛ نوروزی بیرامی، معصومه (۱۳۹۰)، «آزمون جانشینی پول در ایران: کاربردی از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۶(۴۹)، صفحات ۹۹-۱۱۵.
- عباسی‌نژاد، حسین؛ محمدی، شاپور؛ و ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۳). «مقایسه مدل‌های نوسان‌پذیری چندمتغیره در برآورد رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام». فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، ۳(۱۱)، صص. ۲۰۱-۲۲۱.
- علمی، زهرا؛ ابونوری، اسمعیل؛ راسخی، سعید؛ و شهرازی، محمدمهدی (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، ۸(۲۶)، صص. ۵۷-۷۳.
- عرفانی، علیرضا (۱۳۸۲). «اندیشه‌های اقتصادی دانیل کانمن، برنده جایزه نوبل اقتصاد در سال ۲۰۰۲»، مجله تحقیقات اقتصادی، ویژه‌نامه، پاییز و زمستان ۸۲: ۱۳۱-۱۴۴.
- فرزین‌وش، اسدالله؛ لشکری، حمید (۱۳۸۲)، «جانشینی پول و تقاضا برای پول: شواهدی از ایران»، پژوهشنامه بازرگانی، زمستان ۱۳۸۲، دوره ۸، شماره ۲۹، صفحه ۱-۵۲.
- فرهنگی، علی‌اکبر. و قراگزلو، علیرضا. و صلواتیان، سیاوش (۱۳۸۹)، «توجه» حکمرانی جدید در اقتصاد رسانه». فصلنامه پژوهش‌های ارتباطی، سال هفدهم، شماره ۳ (۶۳)، ۱۱۴-۹۱.
- کشاوری حداد، غلامرضا (۱۳۹۴). اقتصادسنجی سری‌زمانی مالی. تهران: نشر نی.
- لشکری، محمد؛ فرزین‌وش، اسدالله (۱۳۸۲)، «تخمین حجم دلارهای در گردش و اندازه‌گیری درجه جانشینی پول در اقتصاد ایران»، تحقیقات اقتصادی، ۳۸(۳)، صفحه ۵۷-۷۸
- Agenor P. R. (1992). "Parallel Currency Markets in Developing Countries: Theory, Evidence, and Policy Implications." Essays in *International Finance*, ISSN 0071-142X, Princeton University, 188:1-35.
- Arago, V. & Fernandez, M. A. (2007). "Influence of Structural Changes in Transmission of Information between Stock markets: A European Empirical Study," *Journal of Multinational Financial Management*, 17(2): 112-124.
- Doms, Mark, & Morin, Norman (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.



- Goidel, Kirby. & Procopio, Stephen. & Terrell, Deck. & Wu, H. (2010). "Sources of Economic News and Economic Expectations." *American Politics Research*, 38(4):759-777.
- International Center for Monetary and Banking Studies (2003). "How Do Central Banks Talk?" *Geneva Reports on the World Economy 3*, Geneva Switzerland.
- Minford, Patrick, & Peel, David (2002). *Advanced Macroeconomics: A Primer*, Edward Elgar, Cheltenham, ISBN 1843760908.
- Poon, S. H., & Granger, C. W. J. (2003). "Forecasting volatility in financial markets: A Review." *Journal of Economic Literature*, 41(2): 478-539.
- Pruitt, Stephen, W. & Reilly, Robert, J. & Hoffer, George, E. (1988). "The effect of media presentation on the formation of economic expectations: Some initial evidence," *Journal of Economic Psychology*, 9(3): 315-325.
- World Bank (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.

