فصلنامه پژوهش‌های پولی_بانکی
سال سیزدهم، شماره ۴۴، تابستان ۱۳۹۹
صفحات ۳۴۱_۳۶۶

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

علیرضا عرفانی [*] **فرشاد پرویزیان** [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۰۲

چکیده

بررسی تأثیر حضور رئیس‌کل بانک مرکزی در فضای رسانه‌ای بر بازارهای مالی، علاوه بر اینکه درک ما را از چگونگی شکل‌گیری الگوهای انتظاری افراد از آیندهٔ 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 سکهٔ طلا و نرخ رشد دلار به رشد حضور رئیس‌کل 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 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 می‌دهند که این گمان مطرح می‌شود افراد هنگام بهینه‌سازی سبد دارایی خود برای حداکثر شدن مطلوبیت دارایی‌هایشان به اطلاعات دریافتی از رسانه‌ها به‌خصوص حضور رئیس‌کل 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
[†] استادیار اقتصاد دانشگاه جامع علمی کاربردی؛ farshadparvizian@gmail.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

۱ مقدمه

فعالان اقتصادی توجه ویژه به سیاست‌های اقتصاد کلان، به‌ویژه سیاست پولی دارند. افزایش نرخ بهره موجب افزایش مخاطرهٔ 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 بهینهٔ نگهداری دارایی‌ها هستند. این رویه نیازمند کسب دائم اطلاعات برای اصلاح قیمت‌های موردانتظار است و افراد عمدهٔ 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 دههٔ اخیر موجب تمرکز پژوهشگران بر درک نحوهٔ 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[1] مورداستفاده 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)[2] 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[3] معرفی می‌کند که همبستگی شرطی ثابت[4] و نسبتی از حاصل‌ضرب انحراف معیارهای شرطی متناظر است. این محدودیت تعداد پارامترهای ناشناخته را به‌شدت کاهش می‌دهد و تخمین آن ساده است. ثابت بودن همبستگی‌های شرطی ممکن است غیرواقعی به نظر برسد.

---

[1] volatility

[2] Bollerslev, Chou, and Kroner (1992), Bera and Higgins (1993), Bollerslev, Engle, and Nelson (1994), and Poon and Granger (2002)

[3] Multivariate Garch Models, MGARCH

[4] Constant Conditional Correlation model, CCC

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

کریستودولاکیس و ساشل[1] (۲۰۰۲)، انگل (۲۰۰۲)، و سه و سویی[2] (۲۰۰۲) حالت تعمیم‌یافتهٔ مدل همبستگی شرطی ثابت را از طریق وابسته کردن ماتریس همبستگی شرطی به زمان، با عنوان مدل همبستگی شرطی پویا[3] 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 آیندهٔ 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 قریب‌به‌اتفاق 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 حوزهٔ رسانه و اقتصاد، مطالعهٔ تجربی بر اساس داده‌ها و شواهد رسانه‌ای مؤثر در بازارهای پولی و مالی، به‌ویژه دربارهٔ 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 استنکاف رؤسای بانک‌های مرکزی کشورها برای حضور دائمی در رسانه‌ها، داده‌های موردنیاز برای ساخت مدل‌های مطالعاتی در دسترس نبوده، اما

[1] Christodoulakis and Satchell

[2] Tse and Tsui

[3] Dynamic Conditional Correlation model. DCC

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

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 هزینهٔ فرصت نگهداری پول و مدیریت بهینهٔ سبد دارایی خود، به سراغ سایر ابزارهای حفظ ارزش دارایی می‌روند؛ ارز و طلا ازجملهٔ این ابزارها و انتظارات تورمی ایجادشده ناشی از اطلاعات دریافتی ازجمله از طریق رسانه‌هاست. لحاظ کردن متغیر حضور مقام پولی در رسانه به‌عنوان شکل‌دهندهٔ الگوی انتظارات قیمتی و به‌عنوان نمایندهٔ این تغییرات ساختاری در واریانس شرطی، درکی واقع‌بینانه‌تر نسبت‌به 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 ــ سبد دارایی‌های مالی ــ ازجمله مباحث اساسی حوزهٔ اقتصاد پولی و مالی است. پاسخ به این پرسش اساسی به نگرش ما دربارهٔ 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 نااطمینانی از قیمت‌های آتی هریک از دارایی‌ها مشوق خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی برای نگهداری پول است. انتظار افزایش نرخ بهره مخاطرهٔ مالی دارندگان اوراق قرضه را افزایش می‌دهد؛ در این شرایط انتظار می‌رود، پول نقد جایگزین این اوراق شود، اما نااطمینانی ناشی از شرایط تورمی ارزش دارایی‌های اسمی مانند پول را کاهش می‌دهد (سرلتیس، ۱۳۹۴).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

نظریات تقاضای پول، بعد از کینز، به‌نوعی بحث جانشینی 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 جانشینی پول بیان شده است که می‌توان به نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی 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[1] شناخته شده است که منجر به فرایند سریع و بزرگ جانشینی پول می‌شود.

در کشورهای با نرخ تورم بالا، پول داخلی به‌تدریج تمایل به جایگزینی با یک پول خارجی باثبات دارد. در شروع این فرایند، وظیفهٔ «ذخیرهٔ ارزش بودن پول داخلی» با پول خارجی جایگزین می‌شود. زمانی که بیشتر قیمت‌ها افزایش می‌یابد، وظیفهٔ واحد سنجش نیز جایگزین می‌شود. دورهٔ طولانی تورم بالا موجب می‌شود مردم بسیاری از معاملات خود را به پول خارجی انجام دهند؛ بدین‌صورت، پول داخلی وظیفهٔ «وسیلهٔ مبادله» را نیز از دست می‌دهد.

در کشورهای کمترتوسعه‌یافته به علل متعدد ازجمله نارسایی نظام بازار، وجود بازار غیرمتشکل 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 اولیهٔ کینزی، مکانیسم انتقال پول[2]، است. اتخاذ سیاست پولی انقباضی

---

[1] Flight from Domestic Money

[2] Monetary Transmission Mechanism, MTM

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

با فرض ثبات قیمت‌ها موجب افزایش نرخ بهرهٔ حقیقی و درنتیجه باعث افزایش هزینهٔ سرمایهٔ 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 واردکنندهٔ مواد اولیهٔ 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 تولیدکنندهٔ داخلی و یا واردکنندهٔ کالای خارجی و این نیز دوباره بر الگوی انتظارات قیمتی صاحبان سبد دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد. چنین روندی در شرایط توسعه‌نیافتگی بازارهای مالی در کشورهای درحال‌توسعه 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 درحال‌توسعه یا کمترتوسعه‌یافته، دسترسی به دارایی‌های خارجی یا ممکن نیست یا بسیار محدود است، ازاین‌رو، سرمایه‌گذاران در بازار قانونی یا سیاه ارز پول ملی را به ارز خارجی تبدیل می‌کنند که نتیجهٔ چنین اقدامی کاهش تقاضای پول است (آگنور[1]، 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 دههٔ اخیر، همگرایی موجب انتقال هرچه بیشتر اطلاعات بین بازارهای مالی شده است. هر تکانه‌ای در بازار در بازارهای دیگر تأثیرگذاشته و موجب تمرکز پژوهشگران بر درک نحوهٔ انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات از یک بازار به بازار دیگر شده است (آراگو و فرناندز[2]، 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

[1] Agenor, P. R.
[2] Arago, V. & Fernandez, M. A.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

تغییر ناگهانی در سیاست‌های ارزی دچار نوسان می‌شوند، به‌طوری‌که 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 بهینهٔ منابع، قیمت‌گذاری صحیح، انتخاب بهینهٔ سبد دارایی، و بهبود پیش‌بینی نوسانات قیمتی آینده حائز اهمیت است (پون و گرنجر، ۲۰۰۳). بسیاری از مدل‌های تخصیص پرتفوی؛ قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی، و مدیریت ریسک بر پایهٔ 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 حوزهٔ کلان که توسط مقامات پولی اعلام می‌شود، با افزایش تغییرات ناگهانی، مانند عرضهٔ پول، واریانس تولید کاهش می‌یابد (مینفورد و پیل[1]، ۲۰۰۲). برخی تحقیقات انجام‌شده از وجود برخی شواهد اولیه از حساسیت انتظارات اقتصادی به تفاوت در گزارش رسانه[2] 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 ارائهٔ اطلاعات اقتصادی مشابه می‌تواند اثری قابل‌توجه در انتظارات اقتصادی بگذارد (پروییت، ریلی، و هافر[3]، ۱۹۹۸). نحوهٔ 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 قابل‌توجه و متفاوت در درک فرصت‌های اقتصادی و نقشی پیچیده و متنوع‌تر برای رسانه‌های خبری در

[1] Minford, Patrick, & Peel, David.

[2] Media

[3] Pruitt, Stephen, W., & Reilly, Robert, J., & Hoffer, George, E.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

شکل دادن به درک اقتصادی از پژوهش‌های قبلی دارد (گویدل، پروکوپیو، ترل، و وو[1]، ۲۰۱۰).

شیوه‌های سنتی بانک‌های مرکزی و روش‌های رازدارانه رسانه‌ای آنان – بی‌اطلاع نگه‌داشتن مردم ـ نیز از سال ۱۹۹۳ به بعد تغییر کرده و به‌سمت اطلاع‌رسانی شفاف رفته است (مرکز بین‌المللی مطالعات پولی و بانکی[2]، ۲۰۰۳). احساس و برداشت مصرف‌کننده از اخبار اقتصادی در شکل‌گیری انتظارات وی مؤثر است (دومس و مورین[3]، 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[4] (۲۰۰۲)، مردم بسیاری از اطلاعات خود را از رسانه‌ها به‌دست می‌آورند و رسانه نقشی مهم در انتخاب و تکمیل اطلاعات همچون چیدن تکه‌های پازل در کنار یکدیگر دارد. این فعالیت‌های رسانه‌ای موجب کاهش هزینهٔ فعالان اقتصادی برای جمع‌آوری و ارزیابی اطلاعات می‌شود.

جیمز دی ولفنسون[5] (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[6] (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[7] (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 دنبالهٔ یکدیگر باشد. جوزف یوجین استیگلیتز[8] (۲۰۰۲)، اقتصاددان معاصر آمریکایی و برندهٔ جایزهٔ نوبل سال

---

[1] Goidel, Kirby & Procopio؛ Stephen. & Terrell؛ Deck. & Wu؛ H .Denis

[2] International Center for Monetary and Banking Studies

[3] Doms, Mark & Morin, Norman.

[4] Alexander Dyck and Luigi Zingales

[5] James D. Wolfensohn

[6] Timothy Besley, Robin Burgess, and Andrea Prat

[7] Edward S. Herman

[8] Joseph Eugene Stiglitz

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

۲۰۰۱ اقتصاد، نوشته است: «رسانه‌ها برای جلوگیری از عدم تقارن اطلاعاتی و به‌خصوص در ترویج شفافیت در حوزهٔ عمومی نقشی مهم دارند» (بانک جهانی[1]، ۲۰۰۲).

اطلاعات محصول رسانه‌هاست. طبق نظریهٔ اقتصاد توجه هر فرد، گروه، سازمان، یا کشوری که توانایی جلب بیشتر توجه دیگران ــ سهم از بازار توجه[2] ــ داشته باشد، قدرت حکمرانی بیشتری در عرصهٔ اقتصاد خواهد داشت (فرهنگی، قراگزلو، 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 به‌مثابهٔ سیاست پولی درک‌شده از حضور رسانه‌ای مقام پولی، موجب تغییرات در تقاضای دارایی‌های مالی جایگزین پول، یعنی ارز، سکهٔ 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 ۱۳۵۸ـ۱۳۹۲ به این نتیجه رسیدند که نااطمینانی رشد پول درجهٔ جانشینی پول را به‌طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهد. جانشینی پول تحت تأثیر تکانه‌های گذشتهٔ خود و نرخ رشد پول است. سرریز نوسانات از نرخ رشد پول به جانشینی پول و برعکس وجود داشته است.

---

[1] Word Bank

[2] Attention Market Share

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

دائی کریم‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی پدیدهٔ جانشینی پول و اثر تنش نرخ ارز در تقاضای پول در ایران با استفاده از داده‌های سالانه دورهٔ زمانی ۱۳۵۸ـ۱۳۹۲ با روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده[1] نتیجه گرفتند نااطمینانی یا بی‌ثباتی نرخ ارز اثر معکوس در تقاضای پول دارد. منفی بودن ضریب نرخ ارز بیانگر پدیدهٔ جانشینی پول در ایران است.

ابوذری و زمانیان (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای با عنوان «تقاضای پول در اقتصادهای دلاری‌شده (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 نااطمینانی اقتصاد کلان در واردات در کشورهای منتخب درحال‌توسعه، با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی در سال‌های ۱۹۸۰ـ۲۰۰۹ و الگوی خود توضیحی، واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته، برای اندازه‌گیری نااطمینانی و سپس تأثیر نااطمینانی در اقتصاد کلان در واردات کشورهای منتخب درحال‌توسعه با در نظر گرفتن نوسانات نرخ ارز، نرخ تورم، و نرخ رشد به‌عنوان شاخص‌های نااطمینانی در اقتصاد کلان دریافتند نااطمینانی 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 نااطمینانی 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[2] در دورهٔ ۱۳۶۹ـ۱۳۸۹ به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت، نااطمینانی 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[3] (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 جانشینی پول در ایران با برآورد تابع تقاضای پول با استفاده از داده‌های ۱۳۵۲ـ۱۳۸۷ پرداختند و نشان دادند چنانچه ضریب متغیر نرخ اسمی ارز منفی و به‌لحاظ آماری معنادار باشد، جانشینی پول تأیید می‌شود؛ آن‌ها نتیجه گرفتند که شدت پدیدهٔ جانشینی پول در ایران در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است.

---

[1] AutoRegressive Distributed Lag, ARDL

[2] Vector Error Correction Model, VECM

[3] Kamin & Ericsson

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

شهرستانی و شریفی رنانی (۱۳۸۷) در تخمین تابع تقاضای پول در ایران با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی ۱۳۶۴ـ۱۳۸۴ 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 رابطهٔ منفی بین تابع تقاضای پول و نرخ تورم را به‌عنوان متغیر هزینهٔ 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 برخلافِ کاهش حجم دلارهای در گردش در بعضی از سال‌ها در طول دورهٔ موردبررسی، روند درجهٔ جانشینی پول صعودی بوده است.

فرزین‌وش و لشکری (۱۳۸۲) با استفاده از روش بوردو و چودری[1] و با استفاده از حجم دلارهای در گردش که در مقالهٔ 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[2] (۲۰۱۴) با برآورد تابع تقاضای نسبی پول به‌عنوان پروکسی درجهٔ جانشینی پول نشان دادند که رابطهٔ بلندمدت بین تقاضای نسبی پول و تفاوت نرخ بهره وجود دارد و تفاوت نرخ بهرهٔ اسمی تأثیری مثبت در درجهٔ جانشینی پول دارد.

آدام و همکاران[3] (۲۰۰۹)، ضمن برآورد تابع تقاضای پول بر اساس مدل سبد دارایی برای هشت کشور افریقایی، نتیجه گرفتند در اکثر کشورهای موردمطالعه جانشینی پول اتفاق افتاده است.

لونت[4] (۲۰۰۷) نشان داد جانشینی پول منجر به نوسانات نرخ ارز در ترکیه می‌شود.

نیندیس و ساوا[5] (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 موردمطالعه دارد. همچنین نااطمینانی‌های زیاد در جانشینی پول منجر به افزایش در تورم و جانشینی پول می‌شود.

بهمنی اسکویی و تانکو[6] (۲۰۰۶) در مقاله‌ای با عنوان «نرخ ارز بازار سیاه، جانشینی پول، و تقاضا برای پول در کشورهای کمترتوسعه‌یافته» نتیجه گرفتند معناداری ضریب نرخ ارز

---

[1] Bordo and Choudri
[2] Kumamoto & Kumamoto
[3] Adom et al.
[4] Levent
[5] Neanidis & Savva
[6] Bahmani-Oskooee & Tanko

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

بازار سیاه در تابع تقاضای پول نشان‌دهندهٔ وقوع پدیدهٔ جانشینی 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 دههٔ 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[1] (۱۹۹۹)، در مطالعهٔ جمهوری قرقیزستان بین دلاری شدن اقتصاد و جانشینی پول تمایز قائل شدند. به نظر آن‌ها، نااطمینانی اقتصادی، افزایش انتظارات تورمی، و فشارهای گسترده بر نرخ ارز موجب جانشینی پول شده است. همچنین در قرقیزستان پول خارجی نقش ذخیرهٔ ارزش را بازی می‌کند.

بهمنی اسکویی و ملکسی[2] (۱۹۹۱) برای کشورهای درحال‌توسعه 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.

ال ارین[3] (۱۹۸۸) عوامل مؤثر در جانشینی پول را کاهش انتظاری ارزش پول داخلی که به‌علت فشارهای تورمی داخلی صورت می‌گیرد، انتظارات کاهش نرخ ارز، و کاهش نرخ‌های حقیقی بهرهٔ پرداختی به سپرده‌های داخلی می‌داند. نتایج مطالعهٔ وی نشان می‌دهد جانشینی پول خارجی به‌جای پول ملی در یمن بیشتر بازتاب انتظار افزایش بازدهی پول‌های خارجی براثرِ کاهش ارزش پول ملی و تاحدزیادی از انتظار ارزان کردن پول ملی و بی‌ثباتی سیاسی و نهادی سرچشمه گرفته است.

بوردو و چودری (۱۹۸۲) نتیجه گرفتند در صورتی جانشینی 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[4]، نرخ ارز، قیمت سکهٔ

---

[1] Mongardini & Muller

[2] Bahmani-Oskooee & Malixi

[3] El-Erian

[4] حضور مقام پولی در رسانه اعم از سخنان مستقیم یا استناد به گفته‌های مقام پولی در همهٔ رسانه‌های مکتوب، دیداری، شنیداری، و سایت‌های خبری اینترنتی است که روزانه به‌طور منظم توسط ادارهٔ کل روابط عمومی بانک

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

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 ریشهٔ واحد دیکی فولر[1] انجام شد. نتایج آزمون ریشهٔ واحد به شرح جدول ۱ آمده است:

جدول ۱

آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر

متغیر	آمارهٔ t	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱۰٪
نرخ دلار	-۷/۲۴۹	-۳/۵۰۷	-۲/۸۸۹	-۲/۵۷۹
نرخ سکهٔ طلای بهار آزادی	-۸/۳۴۷	-۳/۵۰۷	-۲/۸۸۹	-۲/۵۷۹
تعداد روزهای حضور رئیس‌کل 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[2]	-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 ریشهٔ 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 روزانهٔ 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 نظرگرفته شد. ازآنجاکه محتوای سخنان وی تحلیل نشده است و برای پرهیز از مباحث حوزهٔ ارتباطات مبنی بر تفاوت تأثیر و نفوذ انواع رسانه، طبق بررسی، مشخص شد سخنان مقام پولی در همهٔ انواع رسانه‌ها بازتاب داشته و لذا صرف حضور روزانه در رسانه به‌عنوان متغیر کمّی با تواتر ماهانه در نظرگرفته شد.

[1] Augmented Dickey-Fuller test for unit root

[2] این نسبت به‌عنوان متغیر کنترلی در مدل در نظرگرفته شده است؛ به‌طوری‌که میزان واردات ماهانه بر حسب دلار با نرخ دلار واردشده در مدل بر میزان تولید ناخالص داخلی فصلی تقسیم شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

جدول ۲
آمار توصیفی

متغیر		مشاهده	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
وابسته	رشد نرخ دلار	۱۱۰	۰/۵۴۷	۲/۰۶۵	ـ۴/۳۴۹	۱۳/۱۵
	رشد نرخ سکه طلای بهار آزادی	۱۱۰	۰/۷۲۳	۲/۸۱	ـ۷/۱۲	۱۳/۷۹
	رشد حضور رئیس‌کل بانک مرکزی در رسانه	۱۱۰	۱۳/۶۴	۵/۲۵۸	۱	۲۴
	رشد تقاضای پول (1M)	۱۱۰	۰/۴۹۶	۱/۹۲	ـ۵/۶۹	۵/۵۷
مستقل	نرخ تورم	۱۱۰	۱۹/۵۶	۸/۶۰۸	۸/۶	۴۰/۴
	رشد نسبت واردات به تولید ملی	۱۱۰	۶/۲۶۹	۲/۹۳۶	۱/۸۸۴	۱۳/۵۹۷
	رشد نرخ جهانی طلا	۱۱۰	۰/۱۶۹۶	۱/۷۶۱	ـ۴/۹۲	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 شکل‌دهندهٔ الگوی انتظارات قیمتی و به‌عنوان نمایندهٔ این تغییرات ساختاری در واریانس شرطی درکی واقع‌بینانه‌تر را نسبت‌به 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 مورداستفاده قرارگرفته است. مدل‌های نوسان‌پذیری توسط مطالعات مختلف مانند بولرسلف (۱۹۸۶)، بولرسلف، چو و کرونر (۱۹۹۲)، نلسون (۱۹۹۱)، برا و هیگینز (۱۹۹۳)، بولرسلف،

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

انگل و نلسون (۱۹۹۴)، و پون و گرنجر (۲۰۰۲)[1] توسعه داده شد؛ اما مطالعهٔ ابتدایی در این زمینه مطالعهٔ انگل (۱۹۸۲) بود که مدل‌های آرچ را معرفی کرد و سپس توسط بولرسلف (۱۹۸۶) به مدل گارچ ارتقا پیدا کرد. پس‌ازآن، طیفی وسیع از مدل‌های گارچ مورداستفاده قرار گرفت.

استفاده از مدل‌های آرچ و گارچ متداول‌ترین راه برای مدل‌سازی پویایی‌های نوسانات داده‌های سری‌زمانی پرفرکانس است. اگر علاوه بر بررسی پایداری نوسانات در درون هر بازار، بررسی انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای مختلف نیز موردنظر باشد، باید از مدل‌های گارچ چندمتغیره استفاده کرد. مدل‌های آرچ و گارچ چندمتغیره قادرند ویژگی‌های بارز بازدهی بازارهای مالی شامل کشیدگی‌ها[2]، آثار اهرمی[3]، و خوشه‌بندی نوسانات[4] را تجزیه‌وتحلیل کنند که با مدل‌های آرچ و گارچ تک‌متغیره قابل‌برآورد 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 یک‌سو واریانس شرطی و در سوی دیگر، ماتریس همبستگی شرطی را به‌صورت جداگانه تصریح می‌کنند، به‌نحوی‌که برای هر سری بازدهی برآورد می‌شود تا از پسماندهای حاصل از آن، مدلی از نوع گارچ تک‌متغیره برای واریانس شرطی همهٔ دارایی‌ها انتخاب و سپس، مبتنی بر واریانس شرطی مرحلهٔ 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 حاصل‌ضرب 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

---

[1] Bollerslev, Chou, and Kroner (1992), Bera and Higgins (1993), Bollerslev, Engle, and Nelson (1994), and Poon and Granger (2002)

[2] Leptokurtosis

[3] Leverage Effects

[4] Volatility Clustering

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

$$H_t = D_t R_t D_t = \left(\rho_{ij}\sqrt{h_{iit}h_{jjt}}\right) \quad (۱)$$

$$D_t = diag\left(h_{iit}^{\frac{1}{2}} \cdots h_{nnt}^{\frac{1}{2}}\right) \quad (۲)$$

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 به‌صورت هر مدل گارچ تک‌متغیره تعریف شود. نسخهٔ اصلی مدل همبستگی شرطی ثابت، دارای تصریح GARCH(1,1) برای هر واریانس شرطی در D_t است. به‌عبارت‌دیگر:

$$h_{iit} = \omega_t + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta h_{ii,t-1} \qquad i = 1, \cdots, N \quad (۳)$$

$R = (\rho_{ij})$ ماتریس معین مثبت متقارن با همبستگی‌های شرطی ثابت ρ_{ij}است به‌طوری‌که $\rho_{ij} = 1$ به ازای هر i است. این مدل شامل $\frac{N(N+1)}{2}$ پارامتر است. H_tمعین 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 آرچ در سری‌های زمانی این تحقیق بررسی و به‌عنوان ملاک آزمون با استفاده از ضریب لاگرانژ (LM)، فرضیه عدم وجود آثار آرچ یعنی ثابت بودن واریانس، آزمون شد (جدول ۳):

$$H_0: \alpha_i = 0 \;\; i = 1, \cdots, q$$
$$H_1: \alpha_i \neq 0$$

جدول ۳

نتایج آزمون آثار آرچ

متغیر	آمارهٔ χ^2	احتمال
رشد نرخ دلار	۱۰/۳۷۳	۰/۰۰۱۳
رشد نرخ سکهٔ طلای بهار آزادی	۳/۱۵۳	۰/۰۷۵۸
رشد تعداد حضور رئیس‌کل بانک مرکزی در رسانه	۳/۳۹۵	۰/۰۶۲۹
رشد تقاضای پول (M1)	۱۴/۸۶۷	۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

بر این اساس، وجود آثار آرچ در بین متغیرهای تحقیق پذیرفته می‌شود. ازآنجاکه پایهٔ مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته چندمتغیره، یک مدل VAR است، باید ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه برای معادلات میانگین به‌دست آید. برای تعیین وقفهٔ بهینه می‌توان از معیارهای اطلاعات مانند آکائیک (AIC)، شوارتز–بیزین (SBIC)، و حنان–کویین (HQIC) استفاده کرد (جدول ۴).

جدول ۴

انتخاب وقفهٔ بهینه بر اساس معیار های 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[1] 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 M۱

مدل	آزمون LR	آماره χ^2	احتمال
مدل نخست (حضور M1)	برقراری شرایط CCC	۲/۳۵	۰/۳۰۹۱

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Likelihood-ratio test

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

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	آمارهٔ آزمون والد	احتمال
۱۰۹	Gaussian	۸۰۰/۱۰۰۷-	۱۵۱/۱۸	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول ۶، مدل طبق آمارهٔ والد محاسبه شده، با سطح معنای ۱ درصد، گارچ چندمتغیره، از نوع همبستگی شرطی ثابت و دارای توزیع گائوسین است. این مدل دارای چهار معادلهٔ اصلی است که رشد نرخ سکهٔ 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:

$$GC = \underbrace{-0/283}_{(0/524)} + \underbrace{0/494}_{(0/008)} RD(-1) + \underbrace{0/01}_{(0/041)} M1(-1) + \underbrace{0/03}_{(0/005)} SP(-1) + \underbrace{0/52}_{(0/000)} ROG$$

$$RD = \underbrace{0/105}_{(0/915)} + \underbrace{0/034}_{(0/78)} RD(-1) + \underbrace{0/333}_{(0/000)} GC(-1) - \underbrace{0/0003}_{(0/99)} M1(-1) + \underbrace{0/038}_{(0/000)} SP(-1) + \underbrace{0/006}_{(0/857)} INF + \underbrace{0/073}_{(0/019)} IDP - \underbrace{0/344}_{(0/01)} ROG - \underbrace{1/21}_{(0/316)} ROD$$

$$M1 = \underbrace{0/489}_{(0/731)} - \underbrace{0/051}_{(0/687)} RD(-1) + \underbrace{0/088}_{(0/271)} GC(-1) - \underbrace{0/012}_{(0/644)} SP(-1) - \underbrace{0/009}_{(0/86)} INF + \underbrace{0/085}_{(0/244)} IDP - \underbrace{0/54}_{(0/81)} ROD$$

$$SP = \underbrace{12/37}_{(0/000)} - \underbrace{0/221}_{(0/41)} RD(-1) + \underbrace{0/138}_{(0/525)} GC(-1) - \underbrace{0/372}_{(0/076)} M1(-1) - \underbrace{0/983}_{(0/000)} INF(-1)$$

نتایج برآورد معادلات میانگین در جدول ۷ ارائه شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

جدول ۷
معادلات میانگین

متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ z	احتمال
نرخ رشد سکه	وقفهٔ یکم نرخ رشد دلار	۰/۴۹۴	۰/۱۸۵	۲/۶۶	۰/۰۰۸
	وقفهٔ یکم نرخ رشد تقاضای پول M1	۰/۱۰۲	۰/۰۵۱	۱/۹۹	۰/۰۴۱
	وقفهٔ 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	ـ۰/۲۸۳	۰/۴۴۴	ـ۰/۶۴	۰/۵۲۴
نرخ رشد دلار	وقفهٔ یکم نرخ رشد دلار	۰/۰۳۳	۰/۱۲۱	۰/۲۸	۰/۷۸۱
	وقفهٔ یکم نرخ رشد سکه	۰/۳۳۲	۰/۰۹۴	۳/۵۲	۰/۰۰۰
	وقفهٔ یکم نرخ رشد حضور در رسانه	۰/۰۳۷	۰/۰۱۲	۳/۰۸	۰/۰۰۰
	وقفهٔ یکم نرخ رشد تقاضای پول M1	ـ۰/۰۰۰۳	۰/۰۵۵	ـ۰/۰۱	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	ـ۰/۳۴۴	۰/۱۳۳	ـ۲/۵۸	۰/۰۱۰
	نرخ رشد برابری دلار به یورو	۱/۲۰۸	۱/۲۰۵	ـ۱/۰۰	۰/۳۱۶
	ضریب ثابت	۰/۱۰۵	۰/۹۹۱	۰/۱۱	۰/۹۱۵
تقاضای پول	وقفهٔ یکم نرخ رشد دلار	ـ۰/۰۵۰	۰/۱۲۶	ـ۰/۴۰	۰/۶۸۷
	وقفهٔ یکم نرخ رشد سکه	۰/۰۸۸	۰/۰۸۰	۱/۱۰	۰/۲۷۱
	وقفهٔ یکم نرخ رشد حضور در رسانه	ـ۰/۰۱۱	۰/۰۲۵	ـ۰/۴۶	۰/۶۴۴
	نرخ رشد برابری دلار به یورو	ـ۰/۵۳۸	۲/۲۲۰	ـ۰/۲۴	۰/۸۰۸
	نرخ رشد تورم	ـ۰/۰۰۹	۰/۰۵۳	ـ۰/۱۸	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 سکهٔ طلا و نرخ رشد دلار نسبت‌به رشد حضور رئیس‌کل 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

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

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

طبق همین جدول، اثر نرخ رشد حضور رسانه‌ای رئیس‌کل 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 معادلهٔ چهارم با متغیر وابستهٔ حضور مقام پولی در رسانه است. این معادله جدا از اینکه به‌لحاظ نظری در حوزه‌سنجی، درجهتِ تکمیل و استحکام بیشتر مدل است، اما بیانگر مفهومی دیگر نیز در حوزهٔ 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 حوزهٔ نظری و شهودی؛ این گمانه قابل‌بررسی است که در صورت بروز هرگونه تکانه یا تغییری قابل‌توجه در هریک از بازارهای پولی و مالی و امکان تغییر رفتار تکانشی صاحبان سبد دارایی‌ها، مقام پولی درجهتِ هدایت یا آرامش‌بخشی به بازار، با حضور در رسانه‌ها، واکنش نشان دهد.

جدول ۸

معادلات میانگین‌ـ متغیر وابسته: نرخ رشد حضور در رسانه

متغیر مستقل	ضریب	انحراف معیار	آماره z	احتمال
وقفهٔ یکم نرخ رشد دلار	ـ۰/۲۲۱۵۳۵	۰/۲۶۸۷۰۸۶	۰/۸۲	۰/۴۱۰
وقفهٔ یکم نرخ رشد سکه	۰/۱۳۸۳۷۳۶	۰/۲۱۷۴۸۰۲	۰/۶۴	۰/۵۲۵
وقفهٔ یکم نرخ رشد تقاضای پول	۰/۳۷۱۹۳۱۱	۰/۲۰۹۳۱۰۳	۱/۷۸	۰/۰۷۶
نرخ رشد تورم	ـ۰/۹۸۳۵۷۹۴	۰/۲۷۹۱۷۴۳	ـ۳/۵۲	۰/۰۰۰
ضریب ثابت	۱۲/۳۷۵۰۳	۰/۷۴۳۴۰۳۵	۱۶/۶۵	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های محقق

طبق یافته‌های جدول ۸، تأثیر رشد نرخ دلار و سکه در رشد حضور مقام پولی در رسانه بی‌معناست؛ اما معنادار شدن هم‌زمان وقفهٔ 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 کیفی‌ـ رسانه‌ای سعی در تلطیف و آرامش‌بخشی به بازار داشته باشد، تقویت

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

می‌شود. هرچند منفی بودن این ضریب به این معناست که هنگام کاهش نرخ تورم، حضور رسانه‌ای مقام پولی بیشتر شده است و یا با افزایش نرخ تورم، پاسخ‌گویی مقام پولی در فضای رسانه‌ای کاهش یافته است. وقفهٔ آثار آرچ در معادلهٔ 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

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

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 به‌لحاظ نظری همبستگی‌های شرطی بین نرخ‌های سکه و دلار، سکه و تقاضای پول، و دلار و تقاضای پول بیانگر روابط قابل‌توجه در سبد 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 حوزهٔ 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

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

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

جدول ۱۰
تخمین پس‌آزمون، برای بررسی وجود آثار آرچ پس از تخمین مدل

وقفه	آماره	درجهٔ 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 آرچ در مدل مشاهده نشد. بر این اساس، فرضیه H_0، یعنی نبود آثار آرچ 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 رئیس‌کل بانک مرکزی در رسانه‌ها، موجب واکنش افزایندهٔ 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 دورهٔ موردبررسی، بانک مرکزی ایران موردتحریم شبکهٔ بین‌المللی سوئیفت بوده است که احتمالاً فعالان اقتصادی و صاحبان سبد دارایی‌ها نسبت‌به ذخایر ارزی بانک مرکزی و توانایی عملی مقام پولی تردید داشته‌اند.

بر این اساس مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی قابل پیشنهاد عبارت‌اند از:

۱ـ تلاش مجدانه برای جلب اطمینان مردم نسبت‌به سخنان مقام پولی و برنامه‌های اعلامی وی؛

۲ـ پرهیز مقام پولی از حضورهای غیرمؤثر رسانه‌ای؛

۳ـ اتخاذ شیوهٔ سخن گفتن صحیح، شفاف، و پرهیز از شیوه‌های کلامی غیرشفاف برای اتخاذ شیوه‌های صلاحدیدی؛ و

۴ـ استفادهٔ مناسب از تخصص مدیران مرتبط، به‌ویژه مدیران رسانه‌ای و ارتباطات.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

به‌طور قطع، فعالان اقتصادی همواره میزان صحت و شفافیت کلامی و رفتاری مقام پولی را ارزیابی و بر همان اساس نسبت‌به مدیریت بهینهٔ سبد دارایی‌های خود اقدام می‌کنند.

منابع و مآخذ

ابوذری، ایوب؛ زمانیان غلامرضا (۱۳۹۳)، «تقاضای پول در اقتصادهای دلاری‌شده (مطالعه موردی: ایران)»، *تحقیقات اقتصادی*، ۴۹(۲)، صفحه ۲۱۱ـ۲۲۸.

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. ۱۰۴ـ۱۲۲.

اسکندری سبزی، سیما؛ فرزین‌وش، اسداله؛ هژبر کیانی، کامبیز؛ و شهرستانی، حمید (۱۳۹۵). «نااطمینانی رشد پول در ایران: رهیافت گارچ چندمتغیره»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۳(۳۵)، صص. ۱ـ۲۱.

پرویزیان، فرشاد؛ عرفانی، علیرضا؛ و ابونوری، اسمعیل (۱۳۹۸). «نقش رسانه در شکل‌گیری انتظارات اقتصادی پویا و مدیریت سبد دارایی‌ها»، *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۵(۱)، صص. ۱۱ـ۳۶. (doi: 22075/jem.2019.17910.1319.1)

پاشایی فام، رامین و امیدی‌پور، رضا (۱۳۸۸). «بررسی تأثیر نرخ تورم در بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هفدهم، شمارهٔ ۵۰(۸۸)، صص. ۹۳ـ 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 درحال‌توسعه (شامل ایران)»، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۱۲(۳)، صص. ۲۷ـ 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. ۱ـ۴۴.

دائی‌کریم 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 ۳۶ـ۴۶.

دورنبوش، رودیگر و فیشر، استانلی (۱۳۷۲). *اقتصاد کلان*، ترجمه محمدحسین تیزهوش تابان. انتشارات سروش. تهران.

زمانیان، غلامرضا؛ ابوذری، ایوب (۱۳۹۱)، شوک های ارزی و دلاری شدن اقتصاد ایران، *مطالعات کاربردی اقتصاد ایران*، دوره ۲، شماره ۵، صفحه ۵۵ـ۷۳.

سرلتیس، 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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

شهرستانی، حمید؛ شریفی رنانی، حسین (۱۳۸۷)، تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۴۳(۲)، صفحه ۸۹ـ۱۱۴.

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 ۱۱۵ـ۹۹.

عباسی‌نژاد، حسین؛ محمدی، شاپور؛ و ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۳). «مقایسهٔ مدل‌های نوسان‌پذیری چندمتغیره در برآورد رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام». *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۳(۱۱)، صص. ۲۰۱ـ۲۲۱.

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. ۵۷ـ۷۳.

عرفانی، علیرضا (۱۳۸۲). «اندیشه‌های اقتصادی دانیل کانمن، برندهٔ جایزهٔ نوبل اقتصاد در سال ۲۰۰۲»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ویژه‌نامه، پاییز و زمستان ۸۲: ۱۳۱ـ۱۴۴.

فرزین‌وش، اسدالله ؛ لشکری، حمید (۱۳۸۲)، «جانشینی پول و تقاضا برای پول: شواهدی از ایران»، *پژوهشنامه بازرگانی*، زمستان ۱۳۸۲، دوره ۸، شماره ۲۹ صفحه ۱ـ۵۲.

فرهنگی، علی‌اکبر. و قراگزلو، علیرضا. و صلواتیان، سیاوش (۱۳۸۹)، «"توجه" حکمرانی جدید در اقتصاد رسانه». فصلنامه پژوهش‌های ارتباطی، سال هفدهم، شماره ۳ (۶۳)، ۱۱۴ـ۹۱.

کشاورز حداد، غلامرضا (۱۳۹۴). *اقتصادسنجی سری‌زمانی مالی*. تهران: نشر نی.

لشکری، محمد؛ فرزین‌وش، اسدالله (۱۳۸۲)، «تخمین حجم دلارهای در گردش و اندازه گیری درجه جانشینی پول در اقتصاد ایران»، *تحقیقات اقتصادی*،۳۸(۳) ، صفحه ۵۷ـ۷۸

Agenor P. R. (1992). "Parallel Curency Markets in Developing Countries: Theory, Evidence, and Policy Implications." Essays in *International Finance*, ISSN 0071-142X, Princeton Univercity, 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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.44.5.6]
[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]