فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۱۲، شماره ۴۰، بهار ۱۴۰۱

تحلیل اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر نرخ ارز واقعی: مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ[۱]

الهام امراللهی بیوکی[۱]، کامبیز هژبر کیانی*[۲]، عباس معمارنژاد[۳]، سیدیحیی ابطحی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۱

DOI: 10.30495/JAE.2022.64927.1395

چکیده:

با توجه به اهمیت تأثیر سیاست پولی بر نرخ ارز، تمرکز مطالعه‌ی حاضر بررسی این موضوع است که کدامیک از کل‌های پولی[۲]، بیشترین تأثیر را بر نرخ ارز واقعی ایران دارد. جهت دستیابی به این هدف، متغیرهای حجم پول[۳]، نقدینگی[۴] و پایه پولی[۵] به عنوان کل‌های پولی در نظر گرفته شده است و به دلیل جلوگیری از بروز هم‌خطی چندگانه[۶] بین کل‌های پولی، هر یک از متغیرهای پولی به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی وارد شده و سه مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ[۷] طی بازه‌ی زمانی ۱۳۹۸:۰۳-۱۳۶۹:۰۱ برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها حاکی از اثر نامتقارن کل‌های پولی بر نرخ ارز واقعی در هر دو رژیم پایین و بالای نرخ ارز واقعی است؛ همچنین در رژیم پایین نرخ ارز واقعی و زمانی‌که نرخ ارز واقعی به رژیم بالا چرخش می‌کند، به ترتیب متغیر نقدینگی، پایه پولی و حجم پول، نرخ ارز واقعی را افزایش می‌دهند؛ لذا کنترل کل‌های پولی می‌تواند به عنوان نکته راهبردی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

کلید واژه: کل‌های پولی، مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ، نرخ ارز واقعی.
طبقه‌بندی JEL: B22, C22, E52, F41.

[۱] دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. ایمیل: bs.elhamamrollahi@iauyazd.ac.ir

[۲] استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). ایمیل: Kianikh@yahoo.com

[۳] استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. ایمیل: memarnejad@srbiau.ac.ir

[۴] استادیار، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. ایمیل: : abtahi@iauyazd.ac.ir

مقدمه

دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، افزایش سطح اشتغال، کنترل تورم و تعادل ترازپرداخت‌ها از مهم‌ترین اهداف برنامه‌ریزان اقتصادی و سیاست‌گذاران است. نرخ ارز همواره به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی توسط مقامات پولی در نظر گرفته شده است؛ لذا نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن می‌توانند در دستیابی به اهداف اقتصادی مهم باشند. به اعتقاد برخی از اقتصاددانان، نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه، مهم‌ترین متغیر قیمتی است و لنگر اسمی[۸] نامیده می‌شود (ادواردز[۹]، ۱۹۹۲؛ کنوای[۱۰]، ۲۰۱۲). از یک طرف نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی در بازارهای داخلی، قیمت کالاهای ساخت داخل در بازارهای خارجی و رقابت بین کشورها اثر می‌گذارد، از طرف دیگر عوامل بسیاری از جمله سیاسی، روانشناختی و اقتصادی نیز بر نرخ ارز مؤثر می‌باشند. از عوامل سیاسی و روانشناختی می‌توان به ثبات در سیاست خارجی و انتظارات عمومی از شرایط اقتصادی و سیاسی آینده اشاره کرد. درآمد ملی، سطح عمومی قیمت‌ها، صادرات، واردات و سیاست‌های پولی مانند نقدینگی و نرخ بهره، مهم‌ترین عوامل اقتصادی هستند که باعث تغییر نرخ ارز می‌شوند. سیاست پولی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر نرخ ارز، فرآیندی است که مقامات پولی یک کشور با هدف تنظیم نرخ بهره و جهت نیل به اهداف اقتصادی، عرضه پول را تغییر می‌دهند (رومر[۱۱]، ۲۰۰۶). سیاست پولی و تأثیر آن بر بازار دارایی موضوعی است که در دهه‌های اخیر توسط اقتصاددانان مورد بررسی قرار گرفته و بیشترین توجه در مباحث سیاست‌های پولی مربوط به نرخ ارز است؛ به همین دلیل، بانک‌های مرکزی باید توجه ویژه‌ای به نرخ ارز و ارزش پول داخلی کشور خود داشته باشند. سیاست پولی می‌تواند از طریق کانال‌های مختلف مانند نرخ بهره، نرخ ارز، قیمت دارایی و کانال اعتباری، متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد (نیاکراریو و نیامونگو[۱۲]، ۲۰۱۲).

با توجه به اهمیت تأثیر سیاست پولی بر نرخ ارز، نتایج مطالعه‌ی صباغ کرمانی و شقاقی شهری (۱۳۸۴) در پرتوی مدل خودرگرسیون برداری (VAR[۱۳]) نشان می‌دهد که حجم پول اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ ارز واقعی داشته است. نتیجه حاصل از مطالعه‌ی کازرونی و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن – جوسیلیوس حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار متغیر اختلاف حجم نقدینگی واقعی بر نرخ ارز اسمی است. با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL[۱۴]) ، هوشمند و همکاران (۱۳۹۱) و سپهوند و همکاران (۱۳۹۳) به تأثیر مثبت و معنی‌دار نقدینگی بر نرخ ارز اسمی و حسین‌زاده یوسف آباد و حقیقت (۱۳۹۲) به اثر مثبت و معنی‌دار نقدینگی بر نرخ ارز واقعی دست یافته‌اند. مروری بر مطالعات داخلی حاکی از آن است که محققان اثر متغیر نقدینگی و حجم پول را بر نرخ ارز مورد بررسی قرار داده‌اند؛ لذا یکی از وجوه تمایز مطالعه‌ی حاضر با مطالعات گذشته در این است که در این مطالعه متغیرهای پول، نقدینگی و پایه پولی به عنوان کل‌های پولی در نظر گرفته شده‌اند و اثر متغیرهای مذکور بر نرخ ارز واقعی ایران مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین با توجه به تغییر سیاست‌های ارزی، اقتصادی و بحران‌های سیاسی مانند انقلاب، شوک نفتی و تحریم، ممکن است در سری‌های زمانی مورد مطالعه شکست ساختاری وجود داشته باشد که مطالعات مذکور این موضوع را مورد توجه قرار نداده‌اند؛ لذا یکی دیگر از وجوه تمایز مطالعه‌ی حاضر با مطالعات گذشته در این است که نقاط شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب کل‌های پولی محاسبه شده است؛ سپس به بررسی اثر کل‌های پولی بر نرخ ارز واقعی ایران پرداخته شده است تا مشخص گردد کدام متغیر پولی بیشترین تأثیر را بر نرخ ارز واقعی ایران دارد. در ادامه، مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است؛ در بخش دوم، ادبیات نظری و تجربی پیرامون ارتباط سیاست پولی و نرخ ارز بیان شده است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه گردیده است؛ در ادامه و در بخش چهارم به برآورد مدل پرداخته شده و در نهایت در پخش پنجم، نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی لحاظ شده است.

۱- مبانی نظری و مروری بر مطالعات

۱-۱- سیاست پولی و نرخ ارز

نرخ ارز در مبحث سیاست پولی بیشترین توجه را به خود جلب کرده است. تغییرات نرخ ارز برای کشورهایی که قصد ثبات نرخ ارز به ارز کشور دیگر دارند، مهم می‌باشد. مشکل اصلی، تمرکز بر محدود کردن نرخ ارز است. هنگامی که یک کشور با شوک‌های واقعی مانند شوک نرخ ارز روبرو می‌شود، گاهی اوقات سیاست‌های اشتباهی انتخاب می‌کند؛ همانطور که در اواخر دهه‌ی ۱۹۹۰ در کشورهایی مانند نیوزلند و شیلی، این اتفاق افتاده است. ادبیات نشان می‌دهد که سیاست پولی از طریق سه کانال بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد (خرده‌فروش دیلمقانی و طهرانچیان[15]، ۲۰۱۵):

۱- تأثیر سیاست پولی با توجه به نوع سیستم ارزی

سیاست پولی می‌تواند براساس نوع سیستم ارزی، تأثیرات متفاوتی بر نرخ ارز داشته باشد. اگر بانک مرکزی سیاست پولی انبساطی را اجرا کند با افزایش عرضه پول داخلی، نرخ بهره کاهش می‌یابد و با فرض ثبات سایر شرایط، جریان خروج سرمایه رخ می‌دهد. خروج سرمایه باعث کاهش عرضه ارز و افزایش نرخ ارز می‌شود؛ در این شرایط اگر رژیم نرخ ارز ثابت باشد، بانک مرکزی در بازار ارز خارجی مداخله می‌کند و اجازه نمی‌دهد نرخ ارز افزایش یابد؛ به همین دلیل برخی از ذخایر بانک مرکزی وارد بازار می‌شود. با خرید ارز خارجی توسط مردم، اثر ابتدایی افزایش عرضه پول، کاهش می‌یابد و مقدار پول را خنثی می‌کند؛ بنابراین سیاست پولی در سیستم نرخ ارز ثابت کارایی ندارد. اگر سیستم ارزی، رژیم نرخ ارز شناور باشد با افزایش نرخ ارز، بانک مرکزی در بازار مداخله نمی‌کند و با افزایش نرخ ارز، صادرات افزایش و واردات کاهش می‌یابد.

۲- تأثیر سیاست پولی با توجه به سطح قیمت

اگر بانک مرکزی سیاست پولی انبساطی را اجرا کند با افزایش عرضه پول، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد. با افزایش قیمت کالاهای داخلی، کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی گران‌تر شده و رقابت‌پذیری صادرات در بازارهای جهانی کاهش می‌یابد. کاهش قدرت رقابت منجر به کاهش صادرات و افزایش واردات می‌شود و در نتیجه تقاضا برای ارز خارجی از سوی واردکنندگان افزایش می‌یابد و از طرف دیگر، عرضه ارز کاهش می‌یابد و باعث افزایش نرخ ارز می‌شود.

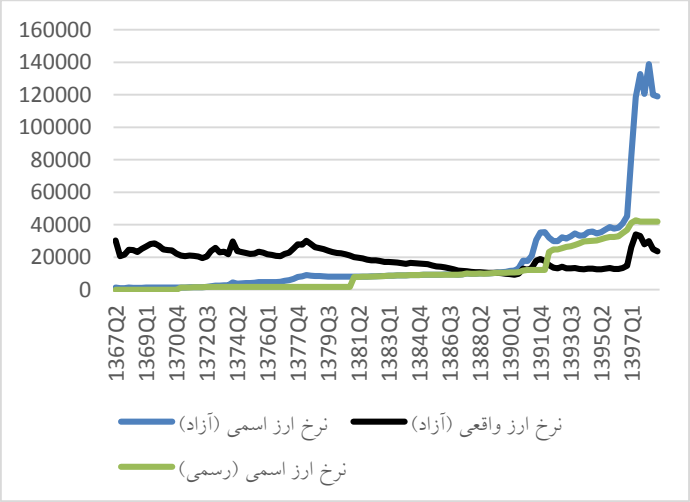
۳- تأثیر سیاست پولی با توجه به پرتفوی

بانک مرکزی با اجرای سیاست پولی انبساطی باعث افزایش عرضه پول و منجر به کاهش نرخ بهره می‌شود. کاهش نرخ بهره باعث می‌شود که سپرده‌گذاری در بانک‌ها از جذابیت کمتری برخوردار شده و مردم پول خود را از بانک‌ها خارج کرده و آن را در سایر بازارها از جمله بازار ارز سرمایه‌گذاری کنند. با فرض ثبات سایر شرایط، زمانی‌که نرخ بهره پایین است، بازده برخی دارایی‌ها مانند ارز افزایش می‌یابد و تقاضا برای آنها بالا می‌رود. افزایش تقاضا برای آنها باعث افزایش نرخ ارز خواهد شد.

۱-۲- نرخ ارز و کل‌های پولی در ایران

نرخ ارز در اقتصاد ایران در سیر تاریخی خود، تغییر و تحولات گسترده‌ای به خود دیده است. نرخ ارز اسمی در بازار آزاد در دوره‌ی پس از جنگ با یک سیر صعودی از محدوده حدود ۱۰۰۰ ریال در سال ۱۳۶۷ به فراتر از ۱۵۰۰۰ ریال در پاییز سال ۱۳۹۰ یعنی حدود ۱۵ برابر رسیده است. در همین دوره نرخ ارز رسمی دو بار در سال‌های ۱۳۷۱ و ۱۳۸۱ به صورت جهشی تعدیل شده است به نحوی که هر بار شکاف گسترده بین نرخ ارز رسمی و غیررسمی را پر نموده است اما از سال ۱۳۸۱ نظام ارزی به یک نظام ارزی تک نرخی شناور مدیریت شده تبدیل می‌شود، بطوریکه اختلاف میان نرخ ارز رسمی و غیررسمی تقریباً ناچیز است. مانند عموم متغیرهای اقتصادی که میزان واقعی آنها از اهمیت برخوردار است، در مورد ارز نیز مسأله اصلی، نرخ ارز واقعی است. از آنجا که در دوره‌ی پس از جنگ، نرخ تورم داخلی عموماً بسیار بیشتر از نرخ تورم خارجی بوده است، روند نرخ ارز واقعی از روند نرخ ارز اسمی کاملاً متفاوت بوده است. با پایان جنگ و بهبود درآمدهای نفتی، نرخ ارز واقعی در بازار آزاد از سال ۱۳۶۷ تا اواسط سال ۱۳۶۹ طی یک روند صعودی از محدوده ۶۵۰۰ ریال (به قیمت‌های سال ۱۳۷۸) به ۸۵۰۰ ریال افزایش می‌یابد. از نیمه دوم سال ۱۳۶۹ تا نیمه دوم ۱۳۷۲ طی یک روند نزولی، نرخ ارز واقعی به حدود ۶۰۰۰ ریال کاهش می‌یابد. پس از آن با توجه به پیامدهای منفی سیاست‌های تعدیل

اقتصادی، نرخ ارز با نوسانات ناگهانی و موقتی مواجه می‌شود و در ابتدای سال ۱۳۷۴ به حدود ۹۰۰۰ ریال جهش می‌نماید. پس از آن نرخ ارز ابتدا طی یک روند کاهشی به محدوده ۶۰۰۰ ریال در اواخر سال ۱۳۷۶ می‌رسد و بعد از آن مجدداً روند صعودی به خود گرفته و در اواسط سال ۱۳۷۸ از مرز ۹۰۰۰ ریال نیز عبور می‌کند و بالاترین مقادیر تاریخی نرخ ارز واقعی را ثبت می‌نماید اما از نیمه دوم سال ۱۳۷۸ نرخ ارز واقعی روند نزولی خود را آغاز کرده و با کاهش پیوسته و مداوم از ۹۰۰۰ ریال به کمتر از ۳۰۰۰ ریال در پایان سال ۱۳۸۹ می‌رسد. در واقع نرخ ارز واقعی در پایان سال ۱۳۹۰ کمترین مقدار نرخ ارز واقعی در دوران پس از جنگ است. در مجموع در طول بیش از یک دهه از سال ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ با وجود افزایش حدود ۱۲ درصدی نرخ ارز اسمی به صورت تدریجی، نرخ ارز واقعی با کاهش بیش از ۶۵ درصدی به صورت تدریجی مواجه شده است اما از سال ۱۳۹۰ با توجه به جهش نرخ ارز اسمی در بازار، نرخ ارز واقعی نیز با افزایش مواجه شده و به حدود ۳۶۰۰ ریال در پاییز ۱۳۹۰ رسیده است. در سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ افزایش حجم نقدینگی و البته تحریم‌های بی‌سابقه علیه کشور از عوامل اصلی افزایش نرخ ارز و بروز شوک ارزی بوده است (زمان‌زاده، ۱۳۹۱). در سال ۱۳۹۵ و بعد از اینکه مشخص شد تحریم‌های آمریکا در پسابرجام همچنان پابرجا مانده و گشایش در روابط بانکی ایران ناچیز است، نرخ ارز اسمی روند افزایشی پیدا کرد و از ۳۰۰۰۰ ریال ابتدای سال ۱۳۹۵ به بیش از ۴۰۰۰۰ ریال در انتهای سال ۱۳۹۶ رسید. با توجه به وعده‌ی ترامپ برای بازگرداندن تحریم‌های یک‌جانبه‌ی آمریکا در اردیبهشت ۱۳۹۷، انتظارات روانی به افزایش تقاضا و نرخ ارز دامن زد. بانک مرکزی در اقدامی عجیب و احتمالاً ناشی از کمبود ذخایر ارزی نقدشونده، مداخله‌ی ارزی در بازار را از ابتدای سال ۱۳۹۷ متوقف کرد و در واقع فرمان تعیین نرخ ارز را در اختیار سفته‌بازان قرار داد. نرخ ارز از ابتدای سال ۱۳۹۷ به سرعت افزایش یافت و در فروردین ماه، نرخ ارز اسمی به ۶۰۰۰۰ ریال رسید؛ در این شرایط، دولت به یکباره سیاست ارزی جدیدی وضع کرد که در این بسته‌ی جدید سیاستی، نرخ ارز بر روی نرخ ۴۲۰۰۰ ریال یکسان شد. به دلیل شکاف زیاد نرخ ارز رسمی و بازار آزاد، سود سرسام‌آور در بهره‌مندی از ارز دولتی موجب تشدید تقاضا برای ارز شد. در مقابل صادرکنندگان غیرنفتی نیز تمایلی به عرضه در نرخ‌های کمتر از بازار نداشتند و عملاً این سیاست در جانب عرضه هم پذیرش نداشت و موجب کاهش آن گردید. کاهش عرضه و افزایش تقاضای ارز و انفعال و کناره‌گیری بانک مرکزی از مدیریت بازار ارز، باعث شد تا نرخ ارز در فضای روانی بازگشت تحریم‌ها به مسیر صعودی ادامه دهد. مسیر صعودی ارز بعد از خروج آمریکا از برجام در تاریخ ۱۹ اردیبهشت ادامه یافت و در تیرماه به ۹۰۰۰۰ ریال رسید؛ اما روند تصاعدی ارز ادامه یافت، بطوری‌که در مهر ماه قیمت دلار به بیش از ۱۹۰۰۰۰ ریال رسید. در نهایت انفعال در بانک مرکزی نسبت به بازار ارز تمام شد و با تغییر در محدودیت‌های وضع شده برای واردات ارز و صدور مجوز در این رابطه و با بازگشت بانک مرکزی به فرآیند مداخله‌ی ارزی، قیمت ارز به ۱۰۰۰۰۰ ریال رسید. متأسفانه سقوط بیشتر ارز نیز به دلیل دستور بانک مرکزی به بانک‌ها برای خرید گسترده‌ی آن در این نرخ واقع نشد و عملاً نرخ ارز بیش از ۱۰۰۰۰۰ ریال، به عنوان نرخ مدنظر بانک مرکزی پیاده‌سازی شد. بنابراین علاوه بر اینکه افزایش نقدینگی مهم‌ترین عامل زمینه‌ای و بسترساز در افزایش نرخ ارز در سال ۱۳۹۷ بوده است، بحران ارزی سال ۱۳۹۷ بر بستر فضای روانی ناشی از تحریم آغاز شد و در طول ۱۸۰ روز انفعال بانک مرکزی از فرآیند مداخله‌ی ارزی و البته اجرای محدودیت‌های FATF برای فعالیت و ورود اسکناس توسط صرافی‌ها، تشدید شد (علوی رضوی و همکاران، ۱۳۹۹).



نمودار ۱- سیر تاریخی نرخ ارز در اقتصاد ایران

اقتصاد ایران به دلیل نداشتن بازارهای عمیق و رقابتی پولی و مالی نسبت به اقتصادهای توسعه‌یافته از کلیت‌های پولی محدودتری برخوردار است. در اقتصاد ایران حجم پول در جریان، معادل با اسکناس و مسکوک در دست مردم به اضافه سپرده‌های دیداری مردم نزد بانک‌ها است و نقدینگی شامل مجموع اسکناس و مسکوک در دست مردم، سپرده‌های دیداری مردم نزد بانک‌ها و سپرده‌های پس‌اندازی و مدت‌دار نزد بانک‌ها است. پایه پولی نیز به وجوهی گفته می‌شود که از سوی بانک مرکزی به اقتصاد وارد می‌شود و از قدرت خلق اعتبار و تکثیر برخوردار می‌باشد، بطوری‌که در یک فرآیند خلق بدهی به چند برابر مقدار اولیه پول و اعتبار تبدیل می‌گردد؛ به پایه پولی "پول پرقدرت[۱۶]" نیز اطلاق می‌شود. پایه پولی ماهیتاً یک متغیر انباره و مقدار آن در هر مقطع زمانی برابر با مانده‌ی ترازنامه‌ی بانک مرکزی است. مانده‌ی طرف دارایی‌های ترازنامه‌ی مذکور معادل جمع منابع پایه پولی و مانده‌ی طرف بستانکار آن معادل جمع مصارف پایه پولی است. برای ارزیابی و تحلیل روند رشد نقدینگی باید اجزای پایه پولی در طرف دارایی‌های بانک مرکزی که شامل ذخایر طلا و ارزهای خارجی بانک مرکزی، بدهی دولت به بانک مرکزی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی است، مورد بررسی قرار گیرد زیرا اقلام مذکور همان منابع رشد پایه پولی، رشد پول و رشد نقدینگی هستند (شاکری، ۱۳۸۷). در راستای سیاست‌های کلی برنامه سوم، چهارم، پنجم و ششم توسعه مبنی بر تأمین نقدینگی موردنیاز بخش‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری با رعایت الزامات مربوطه از قبیل جلوگیری از انبساط پولی نامتناسب با اهداف نقدینگی و تورم، اطلاعات مربوط به کل‌های پولی توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰[۱۷] انتشار یافته است.

جدول ۱- خلاصه وضعیت کل‌های پولی

برنامه‌های توسعه	برنامه سوم توسعه				برنامه چهارم توسعه					
سال	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹
رشد نقدینگی	۲۸/۸	۳۰/۱	۲۶/۱	۳۰/۲	۳۴/۳	۳۹/۴	۲۷/۷	۱۵/۹	۲۳/۹	۲۵/۲
علت رشد نقدینگی	مطالبات از بخش غیردولتی				مطالبات از بخش غیردولتی					
رشد پول	۲۴/۹	۲۷/۷	۱۹	۱۶/۳	۲۵/۷	۳۰/۳	۲۹/۲	-۱/۹	۱۴/۵	۲۶
رشد پایه پولی	۱۵/۲	۲۳/۱	۷/۶	۱۷/۵	۴۵/۹	۲۶/۹	۳۰/۵	۴۷/۶	۱۱/۹	۱۳/۷
علت رشد پایه	**	*			*		***		*	***

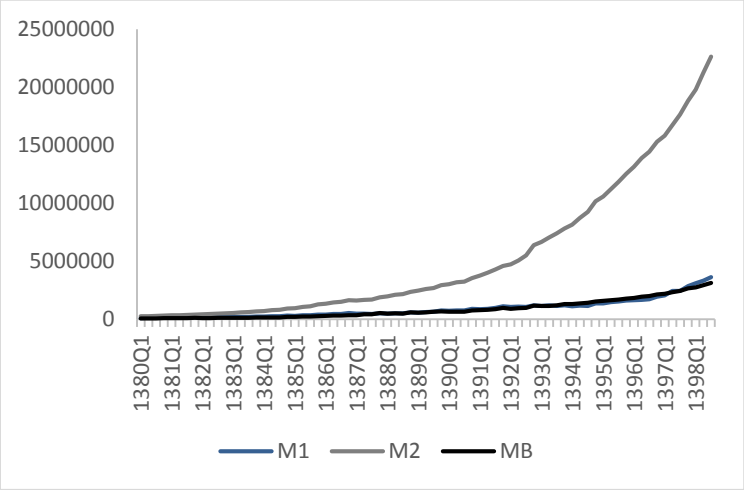
پولی									
برنامه‌های توسعه	برنامه پنجم توسعه					برنامه ششم توسعه			
سال	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸
رشد نقدینگی	۲۰/۱	۳۰	۳۸/۸	۲۲/۳	۳۰	۲۳/۲	۲۲/۱	۲۳/۱	۳۱/۳
علت رشد نقدینگی	مطالبات از بخش غیردولتی						مطالبات از بخش غیردولتی		
رشد پول	۱۸/۳	۲۶/۶	۵/۲	۰/۹۶	۱۳/۲	۱۹/۲	۱۹/۴	۴۶/۵	۴۹/۸
رشد پایه پولی	۱۱/۴	۲۷/۶	۲۱/۴	۱۰/۷	۱۶/۹	۱۷/۳	۱۹	۲۴/۲	۳۲/۸
علت رشد پایه پولی	*	**	***		*	***	***	**	*

علت رشد پایه پولی:

- خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی
- خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی
- بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی

منبع: خلاصه تحولات اقتصادی کشور- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

همان‌طور که در جدول (۱) و نمودار (۱) ملاحظه می‌گردد، اقتصاد ایران در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸، نرخ رشد بالا و بی‌ثباتی را در متغیرهای پولی تجربه نموده است. علت رشد نقدینگی در برنامه سوم، چهارم، پنجم و ششم توسعه، مطالبات از بخش غیردولتی بوده است. همچنین پول به عنوان یکی از اجزای نقدینگی روندی صعودی داشته است. پایه پولی نیز در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸، به علت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی در معرض افزایش‌های بیشتر و بیشتر بوده و تغییرات نرخ رشد پایه پولی عامل مسلط در تغییرات نرخ رشد حجم پول و رشد نقدینگی بوده است.



نمودار ۲- کل‌های پولی در اقتصاد ایران

اگر حجم پول به عنوان یک سیاست پولی انبساطی افزایش یابد، ابتدا نرخ بهره کاهش می‌یابد که باعث افزایش تقاضای کل می‌شود و نرخ تورم که ناشی از همین افزایش تقاضا است، افزایش می‌یابد؛ با افزایش نرخ تورم، تقاضا برای کالای داخلی کاهش و رقابت‌پذیری کالاها و خدمات در بازار جهانی کاهش می‌یابد و سبب کاهش صادرات و افزایش واردات می‌گردد؛ توأم با این فرآیند، تقاضای ارز نیز افزایش می‌یابد که منجر به افزایش نرخ ارز و تضعیف ارزش پول ملی می‌شود که این یکی از کانال‌های اثرگذاری بر نرخ ارز می‌باشد. کانال دیگر این است که زمانی که حجم پول افزایش می‌یابد، به عبارت دیگر زمانی که یک شوک افزایشی در عرضه پول اتفاق

می‌افتد، نرخ بهره داخلی کاهش و در نتیجه هزینه‌ی فرصت نگهداری پول کاهش می‌یابد که باعث تغییر سرمایه‌گذاری از اوراق قرضه‌ی داخلی به سمت اوراق قرضه‌ی خارجی می‌شود و این امر باعث افزایش تقاضا برای ارز خارجی می‌گردد و نرخ ارز افزایش می‌یابد و ارزش پول ملی تضعیف می‌شود. رشد نقدینگی نیز به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر نرخ ارز موثر است. اثر مستقیم این است که با افزایش رشد نقدینگی، ریالی که در دسترس آحاد جامعه قرار دارد، افزایش یافته و پتانسیل حملات سفته‌بازانه به بازار ارز افزایش می‌یابد. اثر غیرمستقیم این متغیر نیز از کانال نرخ تورم است؛ در واقع با افزایش رشد نقدینگی، تورم افزایش می‌یابد که منجر به افزایش نرخ ارز می‌شود.

۱-۳- مروری بر مطالعات

۱-۳-۱- مروری بر مطالعات داخلی

صباغ‌کرمانی و شقاقی‌شهری (۱۳۸۴) با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری (VAR) و در بازه زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸ عوامل مؤثر بر نرخ ارز ایران را در بلندمدت و کوتاه‌مدت بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که افزایش کسری بودجه دولت، رابطه‌ی مبادله و حجم پول سبب افزایش نرخ ارز واقعی در اقتصاد ایران شده است و بالعکس؛ همچنین افزایش در متغیرهای مالیات بر واردات، خالص دارایی‌های خارجی و نیز قیمت‌های نفتی از عوامل کاهنده نرخ ارز بشمار می‌روند. هوشمند و همکاران (۱۳۹۱) ارتباط و میزان تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر نرخ ارز ایران را در بازه زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار داده‌اند. براساس نتایج مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، متغیر سیاست پولی در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌دار و درآمد ملی تأثیری منفی و معنی‌دار بر نرخ ارز داشته است. تأثیر متغیرهای نوسانات ناپایدار نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف کننده بر نرخ ارز از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. در کوتاه‌مدت سیاست پولی با یک وقفه و جزء نوسانات ناپایدار نرخ ارز تأثیری مثبت و معنی‌دار و درآمد ملی و شاخص قیمت مصرف‌کننده تأثیر منفی و معنی‌دار بر نرخ ارز داشته‌اند. اثر سیاست پولی بر نرخ ارز واقعی ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۱ با بهره‌گیری از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) توسط حسین‌زاده یوسف‌آباد و حقیقت (۱۳۹۲) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از تحقیق نشان‌دهنده‌ی اثر مثبت و معنی‌دار متغیرهای عرضه پول داخلی و قیمت داخلی بر نرخ ارز واقعی و اثر منفی و معنی‌دار درآمد ملی بر نرخ ارز واقعی، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت است. جزء ناپایدار نرخ ارز واقعی نیز در کوتاه‌مدت اثر منفی و معنی‌داری بر نرخ ارز واقعی دارد اما تأثیر این متغیر در بلندمدت بی‌معنی می‌باشد. سپهوند و همکاران (۱۳۹۳) با بهره‌گیری از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به تعیین عوامل مؤثر بر نرخ ارز در ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۷ پرداخته‌اند. نتایج مؤید آن است که در بلندمدت تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی، حجم نقدینگی و واردات تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ ارز دارند.

۲-۳-۱- مروری بر مطالعات خارجی

کیا[18] (۲۰۱۳) به بررسی عوامل تعیین‌کننده‌ی نرخ ارز واقعی در کشور کانادا طی بازه زمانی ۲۰۱۰:۰۳ – ۱۹۷۲:۰۱ پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری (ECM[19]) حاکی از آن است که به جزء عرضه پول واقعی، نرخ بهره داخلی، نرخ بهره خارجی و بدهی‌های داخلی با تأمین مالی خارجی اثر معنی‌داری بر نرخ ارز واقعی دارند. در کوتاه‌مدت، متغیرهای مالی داخلی تأثیری بر نرخ ارز واقعی ندارند اما تغییر نرخ بهره، رشد عرضه پول، قیمت کالا و بدهی آمریکا به ازای تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر رشد نرخ ارز واقعی در کوتاه‌مدت دارند. کیم و لیم[20] (۲۰۱۸) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری و توابع ضربه واکنش به بررسی اثرات شوک‌های سیاست پولی بر نرخ ارز در چهار اقتصاد باز کوچک (انگلستان، کانادا، سوئد و استرالیا) پرداخته‌اند و نتایج حاکی از آن است که سیاست پولی انقباضی منجر به افزایش قابل توجه نرخ ارز می‌شود. اثر سیاست پولی چین بر نرخ ارز کره با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (ECM) توسط هی[21] (۲۰۱۸) مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج حاکی از آن است که در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۸۰ سیاست پولی چین در بلندمدت یا کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر نرخ ارز کره جنوبی

دارد. سوزا و همکاران[۲۲] (۲۰۲۱) به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که چگونه عوامل ساختاری و مالی بر رابطه‌ی بین قیمت کالاهای جهانی و نرخ ارز واقعی برزیل در طول رژیم نرخ ارز شناور تأثیر می‌گذارند. نتایج نشان می‌دهد که قدرت واکنش نرخ ارز واقعی به نوسانات قیمت واقعی کالا و باز بودن تجاری در بلندمدت و به ریسک کشور در کوتاه‌مدت بستگی دارد. ایدریس[۲۳] (۲۰۲۱) با بهره‌گیری از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و روش تصحیح خطای برداری (ECM) به بررسی عوامل تعیین‌کننده‌ی نرخ ارز واقعی نیجریه طی بازه زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۱ پرداخته است و نتایج حاکی از آن است که نرخ ارز اسمی و تولید ناخالص داخلی واقعی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ ارز واقعی دارند؛ در حالی‌که عرضه پول، ذخایر خارجی و بدهی خارجی تأثیر منفی و معنی‌داری بر نرخ ارز واقعی دارند.

مروری بر مطالعات داخلی و خارجی مؤید آن است که در این مطالعات تنها یکی از متغیرهای پولی یعنی حجم پول و یا نقدینگی در نظر گرفته شده‌اند و در قالب مدل‌های خطی اثر متغیرهای مذکور بر نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفته است لذا در مطالعه‌ی حاضر با بهره‌گیری از یک رویکرد غیرخطی اثر هر کدام از متغیرهای حجم پول، نقدینگی و پایه پولی به صورت مجزا بر نرخ ارز واقعی بررسی شده است.

۲- روش‌شناسی تحقیق

۲-۱- مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ

با در نظر گرفتن y_t به عنوان لگاریتم نرخ ارز واقعی، مدل GARCH(1,1) به صورت زیر نوشته می‌شود:

(۱

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \theta\, X_t + u_t$$

(۲

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1)$$

(۳

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

با استفاده از معادلات (۱) تا (۳) میانگین شرطی و واریانس شرطی y_t بدست می‌آید. X_t متغیر برونزا یا درونزا در معادله‌ی میانگین شرطی است. با توجه به رویکرد گری[۲۴] (۱۹۹۶) و دیوکر[۲۵] (۱۹۹۷)، معادلات (۱) تا (۳) می‌توانند به صورت زیر نوشته شوند:

(۴

$$y_t = \mu^{(i)} + \sum_{i=1}^{k} \theta^{(i)}\, X_t{}^{(i)} + u_t$$

(۵

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1)$$

(۶

$$\sigma_t^2(S_t, S_{t-1}, \dots, S_0) = \omega(S_t) + \alpha(S_{t-1})u_{t-1}^2 + \beta(S_{t-1})\sigma_{t-1}^2(S_{t-1}, \dots, S_0)$$

مقدار ثابت $\mu^{(i)}$ در معادله‌ی میانگین شرطی بین دو رژیم چرخش می‌کند:

(۷

$$\mu_t = \mu_1 S_t + \mu_0(1 - S_t)$$

(۸

$$S_t \in \{0,1\}, \quad \forall t$$

(۹

$$\Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = p$$

(۱۰

$$\Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = q$$

S_t زنجیره‌ی پنهان مارکوف از مرتبه‌ی یک می‌باشد. واریانس شرطی σ_t^2 تابعی از متغیر وضعیت است زیرا پارامتر خودرگرسیونی S_{t-1} در معادله واریانس شرطی است (دیوکر، ۱۹۹۷؛ کای[۲۶]، ۱۹۹۴؛ همیلتون و ساسمل[۲۷]، ۱۹۹۴). بطور واضح و مشخص، محاسبه‌ی تمام مقادیر گذشته‌ی متغیر وضعیت دشوار است. برونتی و همکاران[۲۸] (۲۰۰۸)، مطابق با نظر دیوکر (۱۹۹۷)، یک روش تقریبی را اتخاذ کرده‌اند تا مشکلی در ارزیابی تابع درست‌نمایی ایجاد نشود. این فرآیند دلالت بر این دارد که واریانس شرطی، تابعی از جدیدترین مقادیر متغیر وضعیت است. دیوکر (۱۹۹۷) نشان می‌دهد که در یک مدل GARCH(1,1) فقط باید دو مقدار از جدیدترین متغیر وضعیت در نظر گرفته شود. بنابراین واریانس شرطی σ_t^2 تابعی از S_t و S_{t-1} می‌باشد: $\sigma_t^2(i,j) = \sigma_t^2(S_t = i, S_{t-1} = j)$. با ادغام S_{t-1}، واریانس شرطی می‌تواند به صورت زیر باشد:

(۱۱

$$\sigma_t^2(i,j) = \omega(S_t = i) + \alpha[u_{t-1}^2] + \beta[\sigma_{t-1}^2(j)]$$

که $u_{t-1}(j)$ به خطا در زمان $t-1$ در رژیم j اشاره دارد و بطور مشابه $\sigma_{t-1}^2(j)$، واریانس شرطی در زمان $t-1$ در رژیم j می‌باشد.

معادله‌ی (۱۱) دلالت بر این امر دارد که مقدار ثابت در معادله‌ی واریانس شرطی می‌تواند چرخش کند. در مدل GARCH(1,1) واریانس غیرشرطی به صورت $\frac{\omega}{1-\alpha-\beta}$ محاسبه می‌شود.

۲-۲- الگوی تحقیق

هنات کوسکا و همکاران[۲۹] (۲۰۱۶) با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون‌برداری (VAR) به بررسی اثر شوک‌های پولی بر نرخ ارز پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل حاکی از آن است که نوآوری مثبت در سیاست پولی با افزایش ارزش ارز در اقتصادهای توسعه‌یافته و کاهش قابل توجه ارزش ارز در کشورهای در حال توسعه همراه بوده است؛ وجود ناسازگاری در نتایج تحقیق به این علت است که محققان از طریق تفاضل‌گیری به پایایی دست یافته‌اند که این امر باعث از دست رفتن اطلاعات ارزشمند متغیرهای پولی شده است. با توجه به مطالعات اخیر، زمانی‌که فرآیند تولید داده (DGP[۳۰])، روند شکست پایا[۳۱] است، آزمون سنتی دیکی- فولر تعمیم‌یافته تمایلی به رد فرضیه صفر ندارد (سن[۳۲]، ۲۰۰۳؛ لی و استرازیسیچ[۳۳]، ۲۰۰۳؛ داوسون و همکاران[۳۴]، ۲۰۰۷)؛ در حالی‌که روش‌های مختلف روندزدایی[۳۵]، جهت بررسی پایایی سری‌های زمانی ارائه شده‌اند اما ممکن است موجب از دست رفتن اطلاعات ارزشمند نقاط شکست ساختاری گردند؛ لذا باید نقاط شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب متغیرهای پولی و نرخ ارز واقعی مشخص شوند (اجد و لام[۳۶]، ۲۰۱۷). بنابراین در مطالعه‌ی حاضر، نقاط شکست ساختاری از طریق آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) که بر پایه‌ی آزمون حداقل ضریب لاگرانژ (LM[۳۷]) است، استخراج شده‌اند و سپس سری‌های زمانی با استفاده از رویکرد پیشنهاد شده توسط لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) روندزدایی شده‌اند. در این رویکرد، هر کدام از متغیرهای لگاریتم نرخ ارز واقعی و لگاریتم کل‌های پولی به صورت مجزا در سیستم معادله (۱۲) تصریح شده‌اند:

(۱۲

$$j = f\left[Constant, TB_i^j, DT\left(TB_i^j, time\ trend, e_t^j\right)\right.$$

براساس معادله‌ی (۱۲)، TB_i^j و $DT(TB_i^j)$ به ترتیب نشان‌دهنده‌ی متغیرهای دامی در عرض از مبدأ و شیب می‌باشند که تا قبل از نقطه‌ی شکست ساختاری مقدار صفر و بعد از آن مقدار یک می‌گیرند. $TB_i^j i =$ (1,2) نشان‌دهنده‌ی نقاط شکست ساختاری $j =$ [LREXR, LM1, LM2, LMB] و e_t^j پسماندهای استخراج شده برای هر j می‌باشند.

از طرف دیگر جهت مدل‌سازی لگاریتم نرخ ارز واقعی از مدل‌های خانواده‌ی خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (GARCH[۳۸]) بهره گرفته می‌شود اما یکی از نقاط ضعف مدل‌های مذکور این است که تغییر وضعیت را در نظر نمی‌گیرند؛ عدم لحاظ این تغییرات منجر به تصریح ضعیف واریانس شرطی می‌شود؛ بنابراین برای لحاظ نمودن این تغییر وضعیت در فرآیند مدل‌سازی اقتصادی می‌توان از مدل‌های رگرسیونی تغییر رژیم مارکوف استفاده نمود که متناسب با مدل‌های رگرسیونی پویا می‌باشند و پویایی‌های مختلف را از طریق حالت‌های غیرقابل مشاهده با استفاده از پارامترهای وابسته به وضعیت، جهت تعیین دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری نشان می‌دهند. لذا جهت بررسی اثر کل‌های پولی بر نرخ ارز واقعی از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ بهره گرفته شده است. اگر کل‌های پولی یعنی حجم پول، نقدینگی و پایه پولی به صورت همزمان در مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ تصریح شوند، همخطی چندگانه به وجود می‌آید؛ لذا به جهت جلوگیری از بروز هم‌خطی چندگانه، هر یک از متغیرهای پولی به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی وارد شده و مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ در قالب روابط (۱۳) تا (۱۵) تصریح شده است:

(۱۳

$$LREXR_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)}\, DET - LMaggregate_t^{(i)} + u_t \ , \quad i = 0,1 \qquad (۱۴$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t \ , \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1) \qquad (۱۵$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2$$

در معادله‌ی میانگین شرطی، مقدار ثابت μ بین رژیم پایین نرخ ارز واقعی و رژیم بالای نرخ ارز واقعی چرخش می‌کند. $DET - LMaggregate_t$ برداری از کل‌های پولی می‌باشد.

۳- برآورد مدل

۳-۱- متغیرهای تحقیق

در این مطالعه ابتدا به پیروی از مطالعه‌ی اجد و لام (۲۰۱۷)، داده‌های فصلی متغیرهای نرخ ارز غیررسمی (EXR)، حجم پول (M1)، نقدینگی (M2)، پایه پولی (MB)، شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به قیمت پایه سال ۲۰۱۰ (CPI_{IRI}) و شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا به قیمت پایه سال ۲۰۱۰ (CPI_{US}) طی بازه زمانی ۱۳۹۸:۰۳-۱۳۶۹:۰۱ با بهره‌گیری از پایگاه آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و صندوق بین‌المللی پول (IMF)، استخراج شده‌اند.

با استفاده از رابطه‌ی (۱۶)، نرخ ارز واقعی که شاخص مناسبی برای اندازه‌گیری میزان رقابت‌پذیری است، استخراج می‌شود:

$$\mathrm{REXR} = \frac{\mathrm{P}^* \times \mathrm{EXR}}{\mathrm{P}} \qquad (۱۶$$

در رابطه‌ی (۱۶)، REXR بیانگر نرخ ارز واقعی، P^* سطح عمومی قیمت‌های خارجی، P سطح عمومی قیمت‌های داخلی و EXR نشان‌دهنده‌ی نرخ ارز غیررسمی می‌باشد. متغیرهای کل‌های پولی و نرخ ارز واقعی به فرم لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

۳-۲- آزمون ریشه واحد درون‌زای ضریب لاگرانژ

به دلیل تغییر سیاست‌های اقتصادی، بحران‌های سیاسی و شوک‌های نفتی، ممکن است در سری‌های زمانی مورد مطالعه، شکست‌های ساختاری متعددی وجود داشته باشد و به دلیل عدم لحاظ شکست ساختاری در روند متغیرها، متغیرهای موردنظر دارای ریشه واحد باشند؛ بدین منظور جهت بررسی دقیق پایایی متغیرهای تحقیق از آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ (LM) که توسط لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) ارائه شده، بهره گرفته شده است. مزیت استفاده از این روش این است که به نظر نمی‌رسد منجر به رد جعلی فرضیه صفر ریشه واحد شود. فرضیه صفر آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) این است که سری زمانی موردنظر دارای ریشه‌ی واحد با یک شکست ساختاری است (اجد و لام، ۲۰۱۷). نتایج آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲- آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ

متغیرها	K	TB	آماره
LREXR	۲۹	۱۳۸۲:۰۱	-۴/۰۸*
LM1	۸	۱۳۸۶:۰۲	-۴/۵۸**
LM2	۸	۱۳۸۳:۰۴	-۵/۳۳**
LMB	۸	۱۳۹۰:۰۴	-۵/۰۴**

K حداکثر تعداد وقفه‌های بهینه و TB نقطه شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب است.

** به ترتیب نشان دهنده سطح معنی‌داری ٪۱۰، ٪۵

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۲) حاکی از آن است که لگاریتم کل‌های پولی و لگاریتم نرخ ارز واقعی روند شکست پایا می‌باشند.

پس از تأیید وجود شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب سری‌های زمانی مورد مطالعه، سری‌های زمانی به با توجه به سیستم معادله‌ی (۱۲) روندزدایی شده‌اند و سپس آزمون ریشه واحد دیکی– فولر تعمیم‌یافته برای پسماندهای استخراج شده، انجام شده و نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳- آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته

متغیرها	آماره	مقادیر بحرانی
DETLREXR	-۷/۶	-۳/۴۴
DETLM1	-۲/۸۹	-۲/۸۸
DETLM2	-۴/۴۹	-۳/۴۵
DETLMB	-۴/۸۳	-۳/۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، مقادیر آماره آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته بزرگتر از مقادیر بحرانی جدول در سطح پنج درصد می‌باشند لذا پسماندهای سری‌های زمانی مورد مطالعه در سطح پایا می‌باشند.

۳-۳- برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ

در این قسمت ابتدا به این سؤال پاسخ داده شده است که آیا مدل MSGARCH(1,1) نسبت به مدل GARCH(1,1) تصریح برتری از داده‌ها را ارائه می‌دهد یا خیر. تشخیص تعداد رژیم‌های مدل مارکوف سوئیچینگ از طریق آزمون نسبت درست‌نمایی عمومی[۳۹] یا آزمون والد[۴۰] به دلیل اینکه توزیع مجانبی[۴۱] آنها غیراستاندارد است، امکان‌پذیر نیست، لذا جهت فائق آمدن بر این مشکل از آزمون نسبت درست‌نمایی گارسیا و پرون[۴۲] (۱۹۹۶) استفاده شده است. بر این اساس، یک مدل GARCH(1,1) (یک رژیمی) در مقابل یک مدل MSGARCH(1,1) (دو رژیمی) مورد آزمون قرار گرفته است. آماره آزمون نسبت درست‌نمایی گارسیا و پرون (LR_{PG}) با استفاده از رابطه‌ی $LR_{PG} = 2\,|\ln L_{MSGARCH} - \ln L_{GARCH}|$ تعیین شده و ارزش بحرانی مبتنی بر ارزش P داویس است.

براساس نتایج جدول (۴) آماره آزمون نسبت درست‌نمایی مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ بالاتر از مدل گارچ است؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم تغییر رژیم در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد شده و در نتیجه مدل MSGARCH(1,1) دو رژیمی تصریح بهتری از نرخ ارز واقعی را ارائه می‌کند. در مدل MSGARCH(1,1) تمام پارامترها در توابع میانگین شرطی و واریانس شرطی وابسته به رژیم بوده و بین دو رژیم چرخش می‌کنند.

جدول ۴- آزمون نسبت درست‌نمایی گارسیا و پرون (۱۹۹۶)

مدل	Ln L	LR
GARCH(1,1)	۱۴۷/۰۵۵	۴۰/۰۱۸**
MSGARCH(1,1)	۱۶۷/۰۶۴	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به هدف مطالعه‌ی حاضر، متغیرهای پولی (DETLM1، DETLM2، DETLMB) هر کدام به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی وارد شده‌اند و سه مدل MSGARCH(1,1) برآورد شده است و نتایج حاصل از برآورد در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵- نتایج برآورد مدل

MSGARCH(1,1) –(۱)		MSGARCH(1,1) –(۲)		MSGARCH(1,1) –(۳)	
$\mu^{(0)}$	۰/۰۸** (۰/۰۴)	$\mu^{(0)}$	۰/۰۵*** (۰/۰۲)	$\mu^{(0)}$	۰/۰۴** (۰/۰۲)
$\mu^{(1)}$	۰/۰۴*** (۰/۰۲)	$\mu^{(1)}$	۰/۰۰۴*** (۰/۰۰۰۲)	$\mu^{(1)}$	۰/۰۰۴*** (۰/۰۰۰۲)
$DETLM1_t^{(0)}$	۰/۱۲*** (۰/۰۴)	$DETLM2_t^{(0)}$	۰/۶۹*** (۰/۰۶)	$DETLMB_t^{(0)}$	۰/۲۷*** (۰/۰۳)
$DETLM1_t^{(1)}$	۰/۰۱***	$DETLM2_t^{(1)}$	۰/۰۶***	$DETLMB_t^{(1)}$	۰/۰۲***

		(۰/۰۰۲)		(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۲)
$\omega^{(0)}$	$\omega^{(0)}$	۰/۰۴*** (۰/۰۰۶)	$\omega^{(0)}$	۰/۰۴*** (۰/۰۱)	۰/۰۴*** (۰/۰۱)
$\omega^{(1)}$	$\omega^{(1)}$	۰/۰۰۸*** (۰/۰۰۰۵)	$\omega^{(1)}$	۰/۰۰۸*** (۰/۰۰۴)	۰/۰۰۸*** (۰/۰۰۳)
$\alpha^{(0)}$	$\alpha^{(0)}$	۰/۱۶*** (۰/۰۳)	$\alpha^{(0)}$	۰/۱۵*** (۰/۰۷)	۰/۱۵*** (۰/۰۷)
$\alpha^{(1)}$	$\alpha^{(1)}$	۰/۶*** (۰/۲۴)	$\alpha^{(1)}$	۰/۶۶*** (۰/۲۲)	۰/۶۸*** (۰/۲۱)
$\beta^{(0)}$	$\beta^{(0)}$	۰/۷۱*** (۰/۰۴)	$\beta^{(0)}$	۰/۷۳*** (۰/۰۴)	۰/۷۵*** (۰/۰۴)
$\beta^{(1)}$	$\beta^{(1)}$	۰/۲۹*** (۰/۱۱)	$\beta^{(1)}$	۰/۲۷*** (۰/۱)	۰/۲۴*** (۰/۰۹)
Log likelihood	Log likelihood	۱۷۴/۰۴	Log likelihood	۱۷۵/۶۸	۱۷۵/۷۳
AIC	AIC	-۲/۷۴	AIC	-۲/۷۷	-۲/۷۷
SC	SC	-۲/۴۶	SC	-۲/۴۹	-۲/۴۹
Normality test	Normality test	χ^2_2 =۲/۶۴ [۰/۲۶]	Normality test	χ^2_2 =۳/۳۷ [۰/۱۸]	χ^2_2 =۳/۰۵ [۰/۲۱]
ARCH test	ARCH test	F(۱,۱۰۴) =۰/۵۶ [۰/۴۵]	ARCH test	F(۱,۱۰۴) =۰/۵۳ [۰/۴۶]	F(۱,۱۰۴) =۰/۷۲ [۰/۳۹]

اعداد داخل () و [] به ترتیب نشان‌دهنده‌ی انحراف معیار و ارزش احتمال است.

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.

منبع: یافته‌های پژوهش

جهت بررسی اثر حجم پول بر نرخ ارز واقعی، مدل (۱)-MSGARCH(1,1) به صورت زیر برآورد شده است:

$$\mathrm{LREXR}_t^{(0)} = ۰/۰۸ + ۰/۱۲\ \mathrm{DETLM1}_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = ۰/۰۴ + ۰/۱۶\ u_{t-1}^{2(0)} + ۰/۷۱\ \sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$\mathrm{LREXR}_t^{(1)} = ۰/۰۴ + ۰/۰۱\ \mathrm{DETLM1}_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = ۰/۰۰۸ + ۰/۶\ u_{t-1}^{2(1)} + ۰/۲۹\ \sigma_{t-1}^{2(1)}$$

با توجه به نتایج، عرض از مبدأ معادله‌ی واریانس شرطی در دو رژیم به ترتیب ۰/۰۴ و ۰/۰۰۸ می‌باشد؛ لذا رژیم صفر، رژیم بالای نرخ ارز واقعی محسوب می‌شود.

در هر دو رژیم پایین و بالای نرخ ارز واقعی، حجم پول به ترتیب با ضریب ۰/۰۱ و ۰/۱۲ اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ ارز واقعی دارد. با توجه به اینکه ضریب $\mathrm{DETLM1}_t^{(0)}$ بزرگتر از ضریب $\mathrm{DETLM1}_t^{(1)}$ است، لذا حجم پول اثر نامتقارنی بر نرخ ارز واقعی دارد.

معادلات میانگین شرطی و واریانس شرطی مدل (۲)- MSGARCH(1,1)، به منظور بررسی اثر نقدینگی بر نرخ ارز واقعی به صورت زیر برآورد شده است:

$$\mathrm{LREXR}_t^{(0)} = ۰/۰۵ + ۰/۶۹\ \mathrm{DETLM2}_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = ۰/۰۴ + ۰/۱۵\ u_{t-1}^{2(0)} + ۰/۷۳\ \sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$\mathrm{LREXR}_t^{(1)} = ۰/۰۰۴ + ۰/۰۶\ \mathrm{DETLM2}_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = ۰/۰۰۸ + ۰/۶۶\ u_{t-1}^{2(1)} + ۰/۲۷\ \sigma_{t-1}^{2(1)}$$

عرض از مبدأ معادله‌ی واریانس شرطی در دو رژیم صفر و یک به ترتیب برابر ۰/۰۴ و ۰/۰۰۸ می‌باشد، لذا رژیم صفر، رژیم بالای نرخ ارز واقعی محسوب می‌گردد. متغیر نقدینگی در هر دو رژیم اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ ارز واقعی دارد بطوری‌که در رژیم صفر ۰/۶۹ درصد و در رژیم یک ۰/۰۶ درصد نرخ ارز واقعی را افزایش می‌دهد. از آنجا که اثر نقدینگی بر نرخ ارز واقعی در هر دو رژیم متفاوت می‌باشد لذا نقدینگی اثر نامتقارنی بر نرخ ارز واقعی دارد.

یکی دیگر از اجزای کل‌های پولی که بر نرخ ارز واقعی تأثیرگذار است، متغیر پایه پولی می‌باشد که در پرتو مدل MSGARCH(1,1) -(۳) به صورت زیر برآورد شده است:

$$\mathrm{LREXR}_t^{(0)} = \text{۰/۰۴} + \text{۰/۲۷}\ \mathrm{DETLMB}_t^{(0)}$$
$$\sigma_t^{2(0)} = \text{۰/۰۴} + \text{۰/۱۵}\ u_{t-1}^{2(0)} + \text{۰/۷۵}\ \sigma_{t-1}^{2(0)}$$

$$\mathrm{LREXR}_t^{(1)} = \text{۰/۰۰۴} + \text{۰/۰۲}\ \mathrm{DETLM2}_t^{(1)}$$
$$\sigma_t^{2(1)} = \text{۰/۰۰۸} + \text{۰/۶۸}\ u_{t-1}^{2(1)} + \text{۰/۲۴}\ \sigma_{t-1}^{2(1)}$$

با توجه به اینکه عرض از مبدأ معادله واریانس شرطی در رژیم صفر بیشتر از مقدار آن در رژیم یک است بنابراین رژیم صفر، رژیم بالای نرخ ارز واقعی قلمداد می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل بیانگر آن است که اگر پایه پولی یک درصد افزایش یابد، در رژیم بالای نرخ ارز واقعی، ۰/۲۷ درصد و در رژیم پایین آن، ۰/۰۲ درصد نرخ ارز واقعی را افزایش می‌دهد. با توجه به اینکه ضریب $\mathrm{LMB}_t^{(0)}$ بزرگتر از ضریب $\mathrm{LMB}_t^{(1)}$ می باشد لذا پایه پولی اثر نامتقارنی بر نرخ ارز واقعی دارد.

آزمون‌های عارضه‌یابی سه مدل تصریح شده‌ی (۱)-MSGARCH(1,1)، (۲)-MSGARCH(1,1) و (۳)-MSGARCH(1,1) در انتهای جدول (۵) نشان داده شده است. نتایج حاکی از آن است که فرضیه‌ی صفر آزمون نرمال بودن رد نمی‌شود و اجزاء اخلال مدل‌های برآورد شده نرمال می‌باشند؛ همچنین نتایج حاصل از آزمون واریانس ناهمسانی حاکی از آن است که اجزاء اخلال مدل‌های برآورد شده دارای واریانس همسانی هستند.

با توجه به اینکه یکی از اهداف مطالعه‌ی حاضر، بررسی تأثیر کل‌های پولی بر نرخ ارز واقعی است، لذا نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها حاکی از آن است که متغیرهای پولی در رژیم پایین و بالای نرخ ارز واقعی اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ ارز واقعی دارند و بنابراین هدف مطالعه محقق گردیده است.

یکی دیگر از اهداف مطالعه‌ی حاضر بررسی این موضوع است که کدام یک از متغیرهای پولی بیشترین تأثیر را بر نرخ ارز واقعی دارند؛ نتایج حاصل از برآورد هر سه مدل حاکی از آن است که در رژیم پایین نرخ ارز واقعی، متغیر نقدینگی با ضریب ۰/۰۶ بیشترین اثر را بر نرخ ارز واقعی ایران دارد و پس از آن متغیرهای پایه پولی و حجم پول به ترتیب با ضرایب ۰/۰۲ و ۰/۰۱ بر نرخ ارز واقعی تأثیر می‌گذارند. در رژیم بالای نرخ ارز واقعی نیز به ترتیب متغیرهای نقدینگی، پایه پولی و حجم پول با ضرایب ۰/۶۹، ۰/۲۷ و ۰/۱۲ بر نرخ ارز واقعی ایران تأثیر می‌گذارند.

۴- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

امروزه نقش متغیرهای پولی و مالی در شرایط اقتصادی کشور بسیار با اهمیت است. در این مطالعه کل‌های پولی یعنی حجم پول، نقدینگی و پایه پولی به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شده و به بررسی اثر متغیرهای مذکور بر نرخ ارز واقعی کشور ایران در بازه زمانی ۱۳۶۹:۰۱-۱۳۹۸:۰۳ پرداخته شده است. بدین منظور با بهره‌گیری از پایگاه آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌های مربوط به متغیرهای حجم پول، نقدینگی، پایه پولی و نرخ ارز غیررسمی و از طریق پایگاه آماری صندوق بین‌المللی پول (IMF)، شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به قیمت پایه سال ۲۰۱۰ و شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا به قیمت پایه سال ۲۰۱۰ استخراج شده‌اند. با توجه به اینکه ممکن است در سری‌های زمانی مورد مطالعه، شکست ساختاری وجود داشته باشد؛ لذا با استفاده از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ که یک شکست ساختاری را در عرض از مبدأ و شیب سری‌های زمانی لحاظ می‌کند، مشخص شد که سری‌های زمانی مورد مطالعه روند شکست پایا هستند و با توجه به روش پیشنهادی لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)، پسماندهای متغیرها استخراج شده است. جهت جلوگیری از بروز همخطی چندگانه، پسماند متغیرهای پولی به صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی تصریح شده‌اند و سه مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ (MSGARCH(1,1)) برآورد شده است. یافته‌های مطالعه حاکی از آن است که در هر دو رژیم پایین و بالای نرخ ارز واقعی، کل‌های پولی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ ارز واقعی دارند و اثر کل‌های پولی در رژیم پایین نرخ ارز واقعی با رژیم بالای آن متفاوت است لذا متغیرهای پولی اثر نامتقارنی بر نرخ ارز واقعی دارند. علاوه بر این در هر دو رژیم پایین و بالای نرخ ارز واقعی، نقدینگی نسبت به سایر اجزای کل‌های پولی تأثیر بیشتری بر نرخ ارز

واقعی داشته است که مطابق با نتایج مطالعات هوشمند و همکاران (۱۳۹۱)، یوسف‌آباد و حقیقت (۱۳۹۲) و سپهوند و همکاران (۱۳۹۳) می‌باشد. بنابراین به منظور جلوگیری از افزایش نرخ ارز واقعی، دولت باید به صورت بهینه نقدینگی را کنترل کند. دولت‌ها می‌توانند با هدایت نقدینگی به سمت تولید و سرمایه‌گذاری، در بلندمدت ثبات نرخ ارز و سایر دارایی‌های مالی را حفظ کنند. در این راستا باید حداقل سه اقدام کاهش ریسک سرمایه‌گذاری‌های مولد، کم شدن زمان اجرای پروژه‌های سرمایه‌گذاری مولد و افزایش بازدهی بخش تولید صورت پذیرد تا بتوان افراد سرمایه‌گذار را ترغیب کرد که در بخش‌های مولد اقتصادی، سرمایه‌گذاری کنند تا رشد اقتصادی پایدار شکل گیرد، در غیر این صورت، نقدینگی به صورت لجام گسیخته به بازارهای مختلف از جمله بازار ارز هجوم می‌آورد و آنها را به هم می‌ریزد.

منابع

حسین‌زاده یوسف آباد، سید مجتبی. حقیقت، علی (۱۳۹۲). اثر سیاست پولی بر نرخ ارز در ایران با استفاده از الگوی خودهمبسته با وقفه توزیع شده، فصلنامه علوم اقتصادی. سال ۷. شماره ۲۵.

زمان‌زاده، حمید (۱۳۹۱). مدیریت نرخ ارز در اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی پرتال جامع علوم انسانی.

سپهوند، احسان. نیرومند، روح‌الله، زارع مهرجردی، محمدرضا (۱۳۹۳). تعیین عوامل مؤثر بر نرخ ارز در ایران، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی. شماره ۱۶.

شاکری، عباس (۱۳۸۷). تغییرات رشد نقدینگی در اقتصاد ایران (روند و علل. اول پاییز ۱۳۸۷، تهران، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

صباغ کرمانی، مجید، شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۴). عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی در ایران (رهیافت خودرگرسیون برداری)، پژوهشنامه اقتصادی.

علوی رضوی، سیدیحیی، شهبازی، نجف‌علی، احدی، محمدحسین (۱۳۹۹). واکاوی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر بحران ارزی سال ۱۳۹۷، نشریه علمی آفاق امنیت.

کازرونی، سیدعلیرضا، علی، رضازاده، فشاری، مجید (۱۳۸۹). رهیافت پولی نسبت به نرخ ارز اسمی: مطالعه موردی ایران، پژوهشنامه اقتصاد کلان (پژوهشنامه علوم اقتصادی).

هوشمند، محمود، دانش‌نیا، محمد، شهریور، صالح، قزلباش، اعظم، اسکندری‌پور، زهره (۱۳۹۱). رابطه بین سیاست‌های پولی و نرخ ارز در ایران، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره ۹. شماره۲.

Brunetti, C, Scotti, Ch, Mariano, R.S & Tan, A.H.H (2008). Markov switching GARCH models of currency turmoil in Southeast Asia. Emerging Markets Review..

Cai, J (1994). A Markov model of switching-regime ARCH. Journal of Business & Economic Statistics.

Conway, P (2012). The exchange rate as nominal anchor: A test for Ukraine. Journal of Comparative Economics.

Dawson, J, Millsaps, S & Strazicich, M (2007). Trend Breaks and Non-Stationarity in the Yugoslav Black Market for Dollars, 1974-1987. Applied Economics.

Dueker, M.J (1997). Markov switching in GARCH processes and mean-reverting stock-market volatility. Journal of Business and Economic Statistics.

Edwards, S (1992). Exchange Rates as Nominal Anchors. Review of World Economics.

Gray, S.F (1996). Modeling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process. Journal of Econometrics.

Garcia, R & Perron, P (1996). An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts. Review of Economics and Statistics.

Hamilton, J.D & Susmel, R (1994). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime. Journal of Econometrics. Hnatkovska, V, Lahiri, A & Vegh, C.A (2016). The Exchange Rate Response to Monetary Policy Innovations. American Economic Journal: Macroeconomics 8(2):137-181.

Idris, Y (2021). An econometrics analysis of the real exchange rate in Nigeria. Department of Economics.

Khordehfrosh Dilmaghani, A & Tehranchian, A. M (2015). The Impact of

changes in monetary aggregates on exchange rate volatility in a developing country: Do structural breaks matter? Economics Letters.

Romer, D (2006). Advanced Macroeconomics. New York: McGraw-Hill Irwin.

Sen, A (2003). On Unit-Root Tests When the Alternative Is a Trend-Break Stationary Process. Journal of Business and Economic Statistics.

Souza, R.D.S & Mattos, L.B & Lima, J.E (2021). Commodity prices and the Brazilian real exchange rate. International Journal of Finance & Economics.

He, Y (2018). A Study on the Impact of China's Monetary Policy on South Korea's Exchange Rate. The Journal of Industrial Distribution & Business.

Monetary Policies on the Exchange Rate: A GMM Approach. Iran. Econ. Rev.

Kia, A (2013). Determinants of the real exchange rate in a small open economy: Evidence from Canada. Journal of International Financial Markets. Institutions & Money.

Kim, S and Lim, K (2018). Effects of monetary policy shocks on exchange rate in small open Economies. Journal of Macroeconomics. Lee, J and Strazicich, MC (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. Review of Economics and Statistics 85.

Nyakerario, M and Nyamongo, S (2012). Asset Prices and Monetary Policy in Kenya. Journal of Economic Studies.

Ojede, A & Lam, E (2017). The impact of

یادداشت

[۱]مقاله مستخرج از رساله دکتری الهام امراللهی بیوکی با راهنمایی دکتر کامبیز هژبر کیانی و مشاوره دکتر عباس معمارنژاد و دکتر سیدیحیی ابطحی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران می‌باشد.

[۲]Monetary Aggregates

[۳]Money

[۴]Liquidity

[۵]Monetary Base

[۶]Multicollinearity

[۷]Markov Switching Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

[۸]nominal anchor

[۹]Edwards (1992)

[۱۰]Conway (2012)

[۱۱]Romer (2006)

[۱۲]Nyakerario and Nyamongo (2012)

[۱۳]Vector Autoregressive Model

[۱۴]Autoregressive Distributed Lag Model

[۱۵]Khordehfrosh Dilmaghani and Tehranchian (2015)

[۱۶]Money Power

[۱۷]با توجه به اینکه برنامه‌های اول و دوم توسعه به صورت رسمی در خلاصه تحولات اقتصادی کشور در بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران انتشار نیافته است لذا در جدول خلاصه وضعیت کل‌های پولی، اطلاعات مربوط به برنامه‌های اول و دوم توسعه ارائه نگردیده است.

[۱۸]Kia (2013)

[۱۹]Error Correction Model

[۲۰]Kim and Lim (2018)

[۲۱]He (2018)

[۲۲]Souza and et al. (2021)

[۲۳]Idris (2021)

[۲۴]Gray (1996)

[۲۵]Dueker (1997)

[۲۶]Cai (1994)

[۲۷]Hamilton and Susmel (1994)

[۲۸]Brunetti et al. (2008)

[۲۹]Hnatkovska et al. (2016)

[۳۰]Data Generating Process

[۳۱]Trend Break Stationary

[۳۲]Sen (2003)

[۳۳]Lee and Strazicich (2003)

[۳۴]Dawson et al. (2007)

[۳۵]Detrending

[۳۶]Ojede and Lam (2017)

[۳۷]minimum Lagrange Multiplier

[۳۸]Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

[۳۹]Usual Likelihood Ratio

[۴۰]Wald Test

[۴۱] Asymptotic Distribution

[۴۲] Garcia and Perron (1996)