تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۶، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰/ ص ۱۱۰-۸۷

ارزیابی تأثیر سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی ایران بر نرخ تورم کاربرد مدل MGARCH-BEEK *

DOI: 10.22059/JTE.2021.317962.1008423

عبد الامیر کاظمی‌زاده[۱]، داریوش حسنوند**[۲]، سید پرویز جلیلی کامجو[۳]، فرهاد ترحمی[۴]

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد الیگودرز، دانشگاه آزاد اسلامی، الیگودرز، am.kazemizadeh@gmail.com

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، مدرس گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی ، واحد الیگودرز، الیگودرز، hassanvand.d@lu.ac.ir

۳. استادیار علوم انسانی، گروه اقتصاد دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی، parviz.jalili@abru.ac.ir

۴. استادیار، علوم اقتصادی، دانشگاه الزهرا، f.tarahomi@alzahra.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۲۴

چکیده

بررسی روند تورم در ایران نشان می‌دهد این متغیر نوسانات پر افت‌وخیزی داشته است. بی‌ثباتی تورم بسیاری از متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تورم و بی‌ثباتی مرتبط با آن از متغیرهای اقتصادی مختلفی و ازجمله رفتار بانک مرکزی که قسمتی از آن ناشی از تغییر اجزای پایه پولی است، تأثیر می‌پذیرد. ازاین‌رو، هدف این مقاله بررسی سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران در طول دوره زمانی ۱۳۵۲:۱ تا ۱۳۹۵:۴ با استفاده از الگوی MGARCH-BEEK است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که شوک‌ها و نوسانات دوره قبل نرخ تورم، تأثیر مستقیم و معنادار بر نوسانات نرخ تورم دوره جاری دارد. همچنین تأثیر شوک‌های دوره قبل ذخایر ارزی بانک مرکزی، بر نوسانات دوره جاری ذخایر ارزی بانک مرکزی مستقیم است. اما شوک‌های دوره قبل نرخ تورم بر نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی تأثیری ندارد. افزون بر این نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های دوره قبل ذخایر ارزی بانک مرکزی تأثیر معنادار و مستقیم بر نوسانات نرخ تورم دارد، بدین معنی که سرریز نوسانات ذخایر ارزی بر نرخ تورم در اقتصاد ایران روی‌داده است و شوک‌های ناشی از ذخایر ارزی منجر به نا اطمینانی و تلاطم نرخ تورم می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C32، E31، E52، E58، F3

واژه‌های کلیدی: پایه پولی، ذخایر ارزی، عرضه پول، نقدینگی، MGARCH-BEEK

---

*. این مقاله از رساله دکتری عبدالامیر کاظمی‌زاده دانشجوی دانشگاه آزاد اسلامی واحد الیگودرز استخراج شده است.

**. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۶۶۳۱۸۶۰۱

۱- مقدمه

در چند دهه‌ی اخیر تورم و نوسانات آن‌یکی از مشکلات اصلی اقتصاد ایران بوده است. افزون بر این تورم تاریخی و وجود همواره، آن، سبب نوسان شدید نرخ تورم در سال‌های مختلف مشاهده شده است. در حقیقت، نوسانات نرخ تورم سبب تغییرات سطح مصرف و رفاه جامعه می‌باشد و برای برنامه‌ریزان و متولیان سیاست‌گذاری کشور بسیار با اهمیت است، ازاین‌رو، کنترل و کاهش نوسانات نرخ تورم نیازمند شناخت دقیق و درست از علل نوسانات و بی‌ثباتی نرخ تورم می‌باشد.

در ادبیات اقتصادی در مورد بی‌ثباتی تورم و عوامل ایجادکننده آن نظریه‌های مختلفی مطرح می‌باشد، که هرکدام از این نظریه‌ها علل تورم را مطابق با دیدگاه خود بیان می‌دارند، اما در تمام این نظریه‌ها، همبستگی بلندمدت قوی میان رشد پول و پیش‌بینی تورم بیان می‌شود. یک اعتقاد این است که رشد پیوسته و بالای حجم پول در اقتصاد، موجب افزایش تورم و به‌دنبال آن اختلال در نظام تخصیص قیمت‌ها و برهم خوردن توزیع درآمد در جامعه می‌شود (کاکویی و نقدی، ۱۳۹۳). از سوی دیگر، بی‌ثباتی و نوسانات تورم نیز موجب خدشه‌دار شدن اعتبار سیاست‌گذاران کلان اقتصادی به‌ویژه بانک مرکزی می‌شود و تداوم آن موارد حاد بی‌ثباتی سیاسی و اقتصادی کشور را به وجود می‌آورد (فرخی بالاجاده و همکاران، ۱۳۹۸). بر این اساس، کنترل حجم پول یکی از روش‌های اصلی سیاست‌های پولی بانک مرکزی به‌منظور کنترل تورم شناخته شده است، چراکه حجم پول از طریق پایه پول و ضریب فزاینده، تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

ازآنجاکه درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام از اصلی‌ترین منابع درآمدهای ارزی ایران می‌باشد، شوک‌های ناشی از درآمدهای نفتی و قیمت نفت، درآمدهای ارزی و ذخایر ارزی در ایران را دچار تغییر می‌کند. در حقیقت درآمدهای حاصل از فروش نفت به اقتصاد داخلی تزریق می‌شود که در کوتاه‌مدت منجر به افزایش هزینه‌های جاری و عمرانی دولت، مصرف و سرمایه‌گذاری شده و منجر به رونق اقتصادی می‌شود. افزایش درآمدهای ارزی و تزریق آن به اقتصاد که زیرساخت‌های لازم برای جذب نقدینگی حاصل از آن را ندارد، تورم پرشتابی را به وجود می‌آورد (طیبی و همکاران، ۱۳۹۳). همچنین، در ایران تحریک تقاضای کل جامعه که از طریق افزایش حجم نقدینگی

حاصل از فروش نفت خام و رشد خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و رشد پایه پولی ایجاد می‌شود، از دلایل انکارناپذیر تورم می‌باشد (جهانی‌راینی و همکاران، ۱۳۹۱).

به‌طورکلی می‌توان گفت نوسانات نرخ ارز یا ناشی از نوسانات دارایی خارجی بانک مرکزی و یا ناشی از ذخایر ارزی بانک مرکزی بوده است، همچنین نوسانات دارایی‌های خارجی بانک مرکزی ناشی از نوسانات ارزی نیست بلکه ناشی از تبدیل دلارهای نفتی دولت به ریال توسط بانک مرکزی بر اساس الزام قانون بودجه سالانه ناشی شده ازاین‌رو بحث نوسانات دارایی‌های خارجی بانک مرکزی خارج از کنترل بوده و عملاً برون‌زا است، بنابراین در این پژوهش نوسانات نرخ ارز ناشی از ذخایر ارزی بانک مرکزی مدنظر می‌باشد.

نتایج مطالعات تاکنون انجام گرفته، حاکی از مؤثر بودن متغیرهای کلان اقتصادی از جمله ذخایر ارزی، بر نرخ تورم است. تحقیق حاضر بیشتر بر سرریز ذخایر ارزی روی بی‌ثباتی و نوسانات نرخ تورم ایران تمرکز دارد، به این معنی که آثار مخرب بی‌ثباتی نرخ تورم از خود نرخ تورم بیشتر است و این امر ضرورت و اهمیت بررسی این امر را بیشتر بیان می‌کند.همچنین تحقیق حاضر از نظر روش اقتصادسنجی که موضوع را با روش MGARCH-BEKK بررسی می‌کند، از جنبه‌های نوآوری تحقیق حاضر به‌شمار می‌رود.

بنابراین این تحقیق به دنبال این مسئله می‌باشد که نوسانات و شوک‌های متقابل بین نوسانات نرخ تورم و ذخایر ارزی چگونه می‌باشد و آیا سرریز نوسانات و تلاطمات ذخایر ارزی بر نوسانات نرخ تورم اتفاق می‌افتد؟

۲- مبانی نظری

۲-۱- مفهوم تورم

تورم، وضعیتی را نشان می‌دهد که سطح عمومی قیمت‌ها به‌طور مستمر در طول زمان افزایش می‌یابد. (مهرآرا و قبادزاده، ۱۳۹۵).

۲-۲- نظریه پولی تورم

نظریه مقداری پول: اقتصاددانان کلاسیک برای اولین بار نظریه پولی تورم را مطرح کرده و بر این باور بوده‌اند که عوامل پولی قادر به تبیین کامل تورم می‌باشند. نظریه آن‌ها در ادبیات اقتصادی به نظریه مقداری پول معروف می‌باشد. فیشر از طریق معادله

مبادله[1]، به تبیین پولی تورم و مارشال از دیدگاه مکتب کمبریج به نظریه مقداری پول پرداخته است.

روش موجودی نقدی کمبریج: این روش شکل دیگری از نظریه مقداری پول می‌باشد و توسط اقتصاددانان دانشگاه کمبریج فرمول‌بندی شده است.

نظریه پولی پول‌گرایان: فریدمن (۱۹۷۰)، تفسیر خودش از نظریه مقداری پول را به‌صورت نظریه تقاضای پول بیان کرد. او بر این عقیده بوده است که با افزایش عرضه پول، ابتدا تقاضا برای تراز حقیقی پول ثابت مانده و نرخ بازدهی آن از دیگر دارایی‌های کمتر می‌شود. لذا افراد برای تعدیل سبد دارایی خود، دارایی‌های با نرخ بازدهی بالاتر را خریداری و سعی می‌کنند تراز اسمی خود را کاهش دهند.

نظریه تورمی فشار تقاضای کینز: بر اساس این نظریه، تورم به دلیل افزایش تقاضای کل نسبت به عرضه کل در شرایط اشتغال کامل اتفاق می‌افتد (تفضلی، ۱۳۷۹).

نظریه تورمی فشار هزینه: طبق این نظریه افزایش دستمزدها به نسبتی بیشتر از افزایش بهره‌وری نیروی کار، سبب بروز تورم می‌شود و در بخش‌هایی که چنین وضعیتی اتفاق می‌افتد، هزینه‌های تولید افزایش‌یافته و لذا بنگاه‌ها ناگزیر هستند برای حفظ حاشیه سود خود، قیمت محصولاتشان را افزایش دهند. (عطرکار روشن و قرهی، ۱۳۹۱).

نظریه ساختاری تورم: بر اساس این نظریه، ریشه‌های بنیانی تورم در ساختار اقتصادی جامعه نهفته می‌باشد. (عطرکار روشن و قرهی، ۱۳۹۱).

۲-۳- مروری بر روند تورم، پایه پولی و نرخ ارز

یکی از مباحث عمده اقتصاد، اثر نوسانات مختلف نرخ ارز بر شاخص قیمت‌ها و تورم می‌باشد. از آنجا که قیمت‌های داخلی با نرخ ارز تعدیل می‌شوند، این مسئله که آیا نوسانات نرخ ارز در کشورمان تورم‌زا می‌باشد یا خیر، مطرح می‌گردد. نوسانات غیرعادی نرخ ارز موجب کاهش نسبی قدرت خرید در قیاس با موازنه‌های بین‌المللی می‌شود. همچنین این امکان وجود دارد که بین نرخ ارز و تورم یک رابطه علی و معلولی وجود داشته باشد، یعنی با افزایش نرخ ارز و قیمت کالاهای وارداتی، تورم ایجاد شده و خود این تورم موجب افزایش دوباره در نرخ ارز شود، بنابراین به‌دلیل ترس از اثرگذاری نرخ

1. Transaction Equation

ارز بر تورم، تمایل عمومی در جهت ثابت نگهداشتن این نرخ می‌باشد. در حقیقت اهمیت نرخ ارز به دلیل نسبی بودن آن، به‌عنوان قیمت می‌باشد. یعنی نرخ ارز قیمت نسبی پول خارجی به پول داخلی است و بنابراین افزایش آن موجب ارزان شدن کالاهای صادراتی و گرانی کالاهای وارداتی می‌شود و بالعکس (توکلی و همکاران، ۱۳۹۴).

تغییرات نرخ ارز نتایجی را نشان می‌دهد که دقیقاً در نقطه مقابل نتایج حاصل از تغییرات قیمت جهانی است که با افزایش قیمت‌های داخلی و کاهش نرخ ارز، می‌تواند از افزایش قیمت‌های جهانی ناشی شود. کاهش ارزش پول داخلی و کاهش آن می‌تواند سطح قیمت‌های داخلی یک کشور کوچک را افزایش و سطح محصول آنها را کاهش دهد. در مقابل، افزایش ارزش پول داخلی نتیجه عکس درپی خواهد داشت. مزیت نسبی سیاست مالی در تأثیری گذاری آن بر تولید داخلی مشخص می‌شود و سیاست پولی نیز در زمینه تغییر دادن نرخ ارز دارای مزیت نسبی است. در مورد کشورهای کوچک، این نتایج به ما گوشزد می‌کند که وقتی سطح قیمت‌ها و نرخ تورم هدف سیاست‌گذاران باشد باید سیاست پولی را اعمال کرد و وقتی‌که هدف، میزان محصول منظور باشد، باید سیاست مالی اجرا شود (فرزین و اصغر پور، ۱۳۸۶).

- پایه پولی و ارتباط آن با تورم

پایه پولی یا پول پرقدرت که بر اساس ترازنامه بانک مرکزی تهیه می‌شود یکی از متغیرهای بسیار مهم پولی است. پایه پولی برابر است با مجموع اسکناس و مسکوک در جریان (اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی) و سپرده‌های بانک‌ها نزد بانک مرکزی (سپرده‌های دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی+ سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی) بنابراین:

(E) ذخایر اضافی + (R) سپرده‌های ذخایر قانونی + (C) اسکناس و مسکوک در دست اشخاص =پایه پولی

$$M_0 = C + E + R \qquad (1)$$

بر اساس ترازنامه بانک مرکزی، پایه پول از دو روش مصارف و منابع محاسبه می‌شود. بدیهی است که هر دو روش به نتایج یکسانی منجر می‌شوند (آلودری و همکاران، ۱۳۹۵). مصارف پایه پولی شامل سه بخش، اسکناس و مسکوک در دست مردم، اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و سپرده‌های قانونی و ذخایر آزاد بانک‌ها نزد بانک مرکزی است. منابع پایه پولی شامل خالص دارایی‌های خارجی، خالص بدهی‌های

بخش دولتی، خالص بدهی‌های بانک‌ها به بانک مرکزی و خالص سایر دارایی‌های بانک مرکزی می‌باشد (حسن‌زاده و مجتهد، ۱۳۸۸). ازآنجاکه تغییر هرکدام از اجزای مصارف و یا منابع، پایه پولی را دچار تغییر می‌کند و به دنبال آن از طریق ضریب فزاینده بر حجم پول تأثیرگذار می‌باشد، به دنبال آن تغییر حجم پول نیز از طریق رابطه مبادله نظریه مقداری پول، منجر به تغییر سطح قیمت‌ها می‌شود (میشکین، ۱۳۸۸). در حقیقت نوسانات هرکدام از عناصر پایه پولی منجر به بروز نوساناتی در حجم پول و سطح قیمت‌ها می‌گردد. بر این اساس در ادامه به بررسی چگونگی تأثیر ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم، پرداخته می‌شود.

- ذخایر ارزی و اهمیت آن

اینکه به چه میزان تغییرات نرخ ارز منجر به تغییر شاخص قیمت‌ها می‌شود، همواره یکی از موضوعات مورد علاقه اقتصاددانان بوده است. این علاقه‌مندی در دهه ۱۹۷۰ به‌واسطهٔ وجود تورم فزاینده به همراه به‌کارگیری نظام‌های ارزی انعطاف‌پذیرتر در بسیاری از کشورها، به‌ویژه کشورهای توسعه یافته، پس از فروپاشی نظام ارزی برتون وودز بیشتر شد. درآن دوره وجود محیط بسیار تورمی موجب شد تا بسیاری از بانک‌های مرکزی در مورد اثرات بالقوه تغییرات ارزش پول‌های ملّی بر تورم نگران شوند؛ بیشتر نگرانی‌ها ارتباط با چرخه معیوبی بود که از تضعیف نرخ‌های ارز می‌توانست به وجود آید، به این صورت که تضعیف شدید ارزش پول ملّی می‌تواند منجر به تورم شده و انتظارات تورمی را افزایش می‌دهد (خوشبخت و اخباری، ۱۳۸۶).

ذخایر ارزی به‌عنوان ابزاری در حوزه سیاست‌های پولی و ارزی (یکی از منابع پایه پولی) برای حمایت از پول ملی تلقی می‌شود. ذخایر ارزی می‌تواند در جهت ارتقای اعتبار بین‌المللی کشورها در بازارهای مالی خارجی و حفظ اعتماد و اطمینان در زمینه اعمال سیاست‌های پولی و ارزی آن‌ها تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای داشته باشد. در حقیقت بانک مرکزی در ازای به‌دست آوردن آن مقدار ارز خارجی، معادل ریالی آن، پول داخلی را به بیرون انتشار می‌دهد. تغییرات مانده ذخایر ارزی در ترازنامه بانک مرکزی با توجه به نظام‌های ارزی متفاوت می‌باشد. مقدار ذخایر ارزی در نظام نرخ ارز ثابت به‌صورت درون زا بوده و با تغییر کسری و یا مازاد تراز تجاری یا تراز پرداخت‌ها به‌صورت درون‌زا تغییر می‌کند و پایه پولی را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد، اما در نظام نرخ ارز شناور، ذخایر ارزی حالت برون‌زا و تثبیت‌شده دارد (برزانی و همکاران، ۱۳۹۳).

- ارتباط ذخایر ارزی و نرخ تورم

با توجه به اهمیت موضوع نرخ ارز و ساز و کار انتقال آن به سطح عمومی قیمت‌ها و شاخص قیمت‌ها، توجه و تمرکز بیشتری بر ساز و کار انتقال نوسانات نرخ ارز به شاخص قیمت‌ها صورت می‌گیرد. در ارتباط با نحوهٔ انتقال تغییرات نرخ ارز به شاخص قیمت‌ها، قابل ذکر است که اولین بار دورنبوش (۱۹۸۷)، به‌طور دقیق و با استفاده از مدل به این موضوع پرداخته است؛ به عبارتی مطالعه دورنبوش بنیان گذار سایر مطالعات دربارهٔ نحوه انتقال نوسانات نرخ ارز بر قیمت‌ها بوده است. وی در مطالعه خود رابطهٔ نرخ ارز و قیمت‌های داخلی را بر حسب میزان تمرکز بازار، میزان واردات، جانشینی واردات و تولیدات داخلی مورد بررسی قرار داده است.

تحلیل و بررسی ماندگاری تورم جهت تصمیم سازی و سیاست‌گذاری مناسب بسیار با اهمیت است. تورم، یکی از معضل‌های مهم اقتصادی ایران در سه دهه گذشته می‌باشد. ارزیابی آمار نرخ تورم بر مبنای شاخص کالاها و خدمات مصرفی طی ۳۴ سال گذشته نشان می‌دهد در بیشتر سال‌ها کشور با تورم دو رقمی مواجه بوده است. امروزه پویایی تورم و رفتار این متغیر در بسیاری از مطالعات اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است و در این حوزه مطالعه ماندگاری تورم از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹). از آنجا که نرخ ارز عاملی است که اقتصاد داخلی را با جهان خارج متصل می‌کند، هر کشوری در جستجوی تعیین نرخ ارز تعادلی یا هدایت نرخ ارز به سطح مطلوب آن، طبق اهداف پیش‌بینی شده، می‌باشد. در این رابطه یک دیدگاه مشهور اقتصاد بین‌الملل بیان می‌کند انحراف نرخ ارز از مقدار تعادلی آن هزینه‌هایی برای اقتصاد داخلی ایجاد می‌کند (جانلیس و کوکوریتاکیس[1]، ۲۰۱۳). انحراف‌های نرخ ارز موجب ایجاد نوسان در سطح قیمت‌ها شده و هر چه نوسانات نرخ ارز بیشتر باشد، به دنبال آن نوسان‌های سطح قیمت‌ها بیشتر می‌شود و نوسان سطح قیمت‌ها به نوبه خود هزینه‌هایی دارد؛ مانند آنکه ارزش اسمی پول ملی کاهش یافته و افراد به دنبال دارایی‌هایی خواهند بود که ارزش واقعی آن‌ها باثبات‌تر باشد (دی،[2] ۱۹۸۳). ادواردز (۱۹۸۸)، بیان می‌کند تنظیم نامناسب نرخ ارز می‌تواند منجر به کاهش کارایی، تخصیص نامناسب منابع اقتصادی، از دست‌دادن ذخایر بین‌المللی، تضعیف انگیزه‌های تولید در بخش‌های مختلف و عدم تعادل کلان اقتصادی گردد؛ که هر یک از

1. Giannellis and Koukouritakis
2. Dee

این نتایج به تنهایی می‌تواند برنامه‌های توسعه اقتصادی کشورها را دچار اختلال کند. بخشی از هزینه‌های انحرافات نرخ ارز را می‌توان به این صورت بیان کرد که قراردادن ارزش پولی در سطح بالاتر از مقدار تعادلی آن (بسته به کشش کالاها و سایر شرایط بازار) ممکن است منجر به کاهش رقابت در حوزه تجارت بین‌الملل شود، درحالی‌که نگه‌داشتن ارزش پول ملی در سطح پایین‌تر از مقدار تعادلی آن نیز به نوبه خود ممکن است منجر به ایجاد فشار تورمی شود (جانلیس و کوکوریتاکیس، ۲۰۱۳).

براساس گزارش صندوق بین‌المللی پول[1]، میزان ذخایر ارزی کشورهای منطقه خاورمیانه در سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۷ بیش از چهار برابر افزایش داشته و در پایان سال ۲۰۰۷ به بیش از ۷۹۰ میلیارد دلار رسیده که این رقم ۱۶۰ میلیارد دلار بیشتر از سال ۲۰۰۶ بوده است. ذخایر ارزی کشورهای صادر کننده نفت منطقه در پایان سال ۲۰۰۷ بیش از ۶۷۵ میلیارد دلار برآورده شده است. همچنین، ذخایر ارزی بانک‌های مرکزی جهان در پایان سه ماهه نخست ۲۰۱۳، با رشد ۶ درصدی نسبت به مدت مشابه سال قبل به ۱۱/۰۸ هزار میلیارد دلار رسید. بر اساس این گزارش، ذخایر ارزی کشورهای در حال توسعه حدود ۲ برابر کشورهای توسعه یافته است؛ درحالی‌که کشورهای توسعه یافته در پایان سه ماهه نخست سال ۲۰۱۳، ۳/۶۷۲ هزار میلیارد دلار ذخیره ارزی داشته‌اند، این رقم برای کشورهای در حال توسعه ۷/۴۱۵ هزار میلیارد دلار اعلام شده است. ذخایر ارزی کشورهای توسعه‌یافته در پایان سه ماهه نخست ۲۰۱۳ با رشد ۷ درصدی نسبت به مدت مشابه سال قبل مواجه شده و رشد ذخایر ارزی کشورهای در حال توسعه در این مدت ۶ درصد بوده است.

با توجه به آمارهای پیش گفته، تراکم کنونی ذخایر ارزی بانک‌های مرکزی یکی از مباحث مهم اقتصاد بین‌الملل است. به هر حال یکی از نتایج محتمل افزایش حجم ذخایر ارزی اثر آن بر سطح قیمت‌هاست. افزایش در ذخایر ارزی، پایه پولی[2] یا پول پر قدرت را به‌شرطی که کاملاً خنثی نشود، افزایش می‌دهد. افزایش پایه پولی از طریق عملکرد ضریب فزاینده پول به انبساط پولی منجر شده و در نهایت، رشد پول افزایش سطح عمومی قیمت‌ها با اندکی تأخیر را سبب می‌شود. این استدلال توسط هلر[3] در سال ۱۹۷۶ بیان و در سال ۱۹۷۹ توسط خان[4] تأیید شده است.

1. International Monetary Fund (IMF)
2. Money Base
3. Heller
4. Khan

یک استدلال دیگر نیز وجود دارد؛ سیاست پولی در نظام ارزی ثابت، ممکن است به دلیل کمبود ذخایر محدود شود. اگر تمام کشورها ذخایر بیشتری داشته باشند، ممکن است آن‌ها سیاست‌های انبساطی بیشتری را برگزینند[1]. از آن جا که در مقاله‌های اولیه به ارتباط میان ذخایر و تورم پرداخته نشده است؛ هر چند خطر انباشته شدن ذخایر برای سیاست‌های پولی شناخته شده باشد، یک مطالعه عمیق نظری و تجربی روی این موضوع لازم است. افزون بر این، پس از مطالعات هلر و خان، نظام مالی بین‌الملل به‌طور اساسی تغییر کرده و نتایج آنها از دوره نظام برتون وودز[2] در یک نظام مالی با نرخ ارز انعطاف‌پذیر و درجه بالایی از نقل و انتقال (تحرک) سرمایه[3] معتبر نیست، ازاین‌رو این مسئله که انباشت ذخایر چه تأثیری بر تورم دارد، نیاز به تجدید نظر دارد (کیم و رسیگنو[4]، ۲۰۱۷).

اهمیت این مسئله با توجه به پیامدهای تورمی ذخایر رو به افزایش و این موضوع که مطالعات تجربی اخیر در ارزیابی اندازه خنثی سازی[5] اثر تورمی ذخایر مغایرت دارند، بیشتر آشکار می‌شود، درحالی‌که آزینمن و گلیک[6] دریافته‌اند که اندازه خنثی‌سازی پس از بحران‌های مالی آسیا افزایش یافته است. رینهارت و رینهارت[7] نشان داده‌اند، انباشته شدن ذخایر کاملاً خنثی نشده است و انتظار می‌رود نرخ تورم در بسیاری از کشورهای نوظهور و در حال توسعه در آینده نزدیک افزایش یابد، ازاین‌رو بانک‌های مرکزی باید در سیاست‌های خنثی سازی خود تجدید نظر کنند؛ زیرا اهداف ثبات قیمت‌ها و ممانعت از بحران‌های ارزی از طریق انباشت ذخایر تنها می‌توانند در شرایطی در یک زمان قابل دستیابی باشند که اثرات بر پایه پولی خنثی شده باشد (میلانی، ۲۰۱۷).

۳- سابقه پژوهش

طیبی و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی اثرات ذخایر ارزی بر نرخ تورم در اقتصاد ایران در طول دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۰، با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری پرداخته‌اند و نشان داده‌اند که تکانه‌های انباشت ذخایر ارزی تأثیر مستقیم و معنادار بر نرخ تورم و نرخ ارز در ایران دارد.

---

1. Steiner
2. Bretton Woods
3. Capital Mobility
4. Kim & Rescigno
5. Sterilization
6. Aizenman & Glick
7. Reinhart & Reinhart

برزانی و همکاران (۱۳۹۳)، به بررسی تأثیر ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم در کشورهای منتخب نفتی خاورمیانه در طول دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۲، با استفاده از روش کمترین مربعات جزئی[1] پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رشد ذخایر ارزی جهان، نرخ تورم جهانی را با وقفه دوساله به‌صورت معناداری افزایش می‌دهد. همچنین با افزایش نرخ ارز، ذخایر ارزی دلاری ثابت افزایش‌یافته و در این مواقع نرخ تورم، زمانی افزایش می‌یابد که اثر نرخ ارز قوی‌تر از اثر غیرمنتظره پولی باشد.

غفاری و نعیم‌پژوه (۱۳۹۱)، آثار تکانه‌های داخلی (رشد تولید و رشد نقدینگی) و خارجی (رشد نرخ ارز و رشد شاخص بهای کالاهای وارداتی) بر تورم ایران را با به‌کارگیری الگوی VAR طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۲ بررسی کرده و نشان داده‌اند که رابطه بین رشد تولید و تورم، منفی و رابطه بین رشد نقدینگی و رشد نرخ ارز و رشد شاخص بهای کالاها و خدمات وارداتی با تورم مثبت است، لذا افزایش نقدینگی اثری مثبت روی افزایش تورم بر جای می‌گذارد.

پونامارنکو[2] (۲۰۱۹)، به بررسی اثرات ذخایر خارجی بر ترکیب ترازنامه‌ای بانک‌های ۱۹ کشور منتخب نوظهور آسیایی که سیاست‌های نرخ بهره‌ای مستقل داشته و میخکوب ارزی نداشته‌اند، در دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۱، به‌صورت فصلی با استفاده از روش VAR پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که ذخایر پولی نسبت به ذخایر ارزی بانک مرکزی عکس‌العمل مثبت داشته است.

استینر[3] (۲۰۱۹)، به بررسی تأثیر انباشت ذخایر ارزی بر نرخ تورم در ۱۲۰ کشور منتخب جهان در دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۰ با استفاده از روش VAR پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که انباشت ذخایر ارزی ممکن است منجر به افزایش نرخ تورم شود.

کاراس[4] (۲۰۱۷)، به بررسی رابطه تورم و بی‌ثباتی آن در آمریکا در طول دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۸۰۰، با استفاده از روش همبستگی پرداخته و نشان داده است که در آمریکا نرخ تورم و بی‌ثباتی آن همبستگی مستقیم باهم دارند، به‌خصوص زمانی که نرخ تورم از یک مقدار مشخص بالاتر باشد.

1. Partial Least Squares Methods (PLS)
2. Ponomarenko
3. Steiner
4. Karras

دراما[1] (۲۰۱۶)، به بررسی رابطه ذخایر ارزی و نرخ تورم در چهار کشور آفریقایی سنگال، غنا، نیجریه و Cote d'Ivore در طول دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۲، با استفاده از روش ARDL پرداخته و نشان داده است که رابطه بین نرخ تورم و ذخایر ارزی بانک مرکزی در این کشورها در بلندمدت مثبت می‌باشد.

چن و هوانگ[2] (۲۰۱۲)، به بررسی اثرات انتقالی ذخایر خارجی بر سطح قیمت‌ها در کشور چین با استفاده از روش مدل ناپارامتریک در طول دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۳ به‌صورت ماهانه پرداخته‌اند. آن‌ها بیان کرده‌اند که افزایش ذخایر خارجی سبب افزایش عرضه پول شده که به افزایش سطح قیمت‌ها منجر می‌شود.

با توجه به مطالعات تجربی انجام گرفته، ملاحظه می‌شود که در مطالعات پیشین، عوامل مؤثر بر نرخ تورم و نوسانات آن در قالب مدل‌های خطی مورد بررسی قرار گرفته است، بر این اساس تحقیق حاضر از نظر روش اقتصادسنجی که سرریز نوسانات ارزی را بر نوسانات نرخ تورم با روش MGARCH-BEKK بررسی می‌کند، دارای اهمیت است.

۴- روش‌شناسی

در این مطالعه از مدل MGARCH-BEKK استفاده می‌شود. این مدل به دلیل برخی مزایا به‌کار می‌رود. اول این‌که این مدل انعطاف‌پذیر می‌باشد. دوم این‌که این اجازه را می‌دهد همبستگی شرطی در طول زمان تغییر کند. سوم، بررسی متغیرها را به‌طور هم‌زمان را فراهم کرده و این امکان را می‌دهد که وابستگی پویا بین نوسانات سری‌ها وجود داشته باشد. چهارم، این مدل برای محاسبه پویایی‌های متقاطع متغیرها مناسب می‌باشد. با وجود این مزیت‌ها، معایبی نیز دارد ازجمله این‌که این مدل برای بررسی بیش از سه یا چهار سری زمانی به‌دلیل افزایش پارامترها مناسب نمی‌باشد (عباسی نژاد و همکاران، ۱۳۹۳). برای متغیر تورم از داده‌های سری زمانی (فصلی) و ذخایر ارزی استفاده می‌شود.

۴-۱- مدل سریز تلاطم ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم

در رهیافت BEKK معرفی شده توسط انگل و کرونر (۱۹۹۵)، قید متقارن بودن ساختار واریانس- کواریانس حذف می‌شود و به شیوه‌ی نامتقارن رفتار می‌کند. برای

1. Drama
2. Chen and Huang

نمایش اثرات عدم تقارن در فرایند واریانس- کواریانس شرطی، از مفاهیم مربوط به شوک‌های مثبت و منفی که نخستین بار توسط انگل و ان‌جی مطرح شده، استفاده شده است. به این‌صورت که اگر تغییرات تورم بالاتر از حد مورد انتظار باشد، به‌عنوان خبر بد در نظر گرفته می‌شود. و در این حالت باقی‌مانده‌های تورم مثبت هستند. هم‌چنین اگر ذخایر ارزی بیش از مقادیر مورد انتظار باشد به‌عنوان خبر بد تعبیر شده و توسط باقی‌مانده‌های مثبت لحاظ می‌شود.

ویژگی‌های مدل BEKK- GARCH، *به ما اجازه‌ی برآورد اثر نوسانات به‌طور* هم‌زمان بین معادلات را می‌دهد. عدم تقارن به‌صورت ماتریسی در رابطه (۲) می‌باشد:

$$
\begin{aligned}
H_t &= \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{22t} \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} C_{11} & 0 \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} C_{11} & 0 \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix} \\
&+ \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\
&+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11t-1} & h_{12t-1} \\ h_{21t-1} & h_{22t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \\
&+ \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \xi_{1,t-1}^2 & \xi_{1,t-1}\xi_{2,t-1} \\ \xi_{2,t-1}\xi_{1,t-1} & \xi_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}
\end{aligned}
\qquad (۲)
$$

بنابراین متغیر مربوط به عدم تقارن به‌صورت زیر است:

$$
\xi_{t-i} = \begin{bmatrix} \xi_{1,t-i} \\ \xi_{2,t-i} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \max\{\varepsilon_{1,t-i}, 0\} \\ \max\{\varepsilon_{2,t-i}, 0\} \end{bmatrix}
$$

که BEKK-GARCH متقارن یک حالت ویژه از آن است که در آن $D = 0$ می‌باشد. به‌منظور جلوگیری از بروز خطای تصریح در مدل، محدودیت‌های قطری بودن و تقارن در مدل باید مورد آزمون قرار گیرد. برای تخمین پارامترهای مدل‌های گارچ چند متغیره به‌طور عمده از روش شبه حداکثر درست‌نمایی معرفی شده توسط بالرسلو و وولدریج (۱۹۹۲) استفاده می‌شود. متغیر اول سری i=۱، تغییرات تورم و دومین متغیر i=۲ مربوط به ذخایر ارزی است.

۵- نتایج تحقیق

۵-۱- معرفی متغیرها و آماره توصیفی آن‌ها

در این مقاله از داده‌های فصلی نرخ تورم (به درصد) و ذخایر ارزی (به میلیارد ریال) بانک مرکزی از فصل اول ۱۳۵۲ تا فصل چهارم ۱۳۹۵ استفاده‌شده است. آمار متغیرهای تحقیق از مرکز آمار ایران و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج و جمع‌آوری شده است. آماره‌های توصیفی متغیرها یعنی نرخ تورم و ذخایر ارزی بانک مرکزی در جدول (۱) نشان داده‌شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیرها	میانگین	حداکثر	حداقل	کشیدگی	چولگی	آماره جارک-برا	احتمال جارک-برا
نرخ تورم (به درصد)	۱۸/۶۰	۴۹/۴	۴/۹۰	۱/۳۰	۵/۲۷	۸۷/۶۷	۰/۰۰۰۰
ذخایر ارزی (میلیارد ریال)	۱۷۳۳۵۹	۱۷۳۴۸۲۷	۶۴/۷	۲/۷۳	۱۰/۵۹	۶۴۲	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی آماره‌های چولگی و کشیدگی و همچنین آماره جارک برا در جدول (۱) حاکی از توزیع غیرنرمال سری‌های متغیرها می‌باشد. مقادیر ضریب چولگی حاکی از عدم تقارن در توزیع متغیرها و مقادیر کشیدگی نیز حاکی از توزیع‌های بلندتر سری‌های موردنظر نسبت به توزیع نرمال می‌باشد.

۵-۲- نتایج آزمون مانایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌ها، داده‌های سری زمانی متغیرها از لحاظ مانایی موردبررسی قرار می‌گیرد، چراکه اگر در برآوردهای معادلات اقتصادسنجی ازسری‌های زمانی نامانا استفاده شود، چنانچه واریانس، میانگین و کوواریانس متغیرها مستقل از زمان نباشند، استنتاجات آماری از اعتبار لازم برخوردار نخواهد بود و رگرسیون برآورد شده، یک رگرسیون کاذب می‌باشد، بنابراین برای بررسی مانایی متغیرهای تحقیق از آزمون ریشه واحد فلیپس و پرون و انجی و پرون استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده از آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون فلیپس و پرون

متغیر	آماره آزمون فیلیپس و پرون	مقادیر بحرانی آزمون فلیپس و پرون			احتمال	نتیجه
		٪۱	٪۵	٪۱۰		
نرخ تورم (به درصد)	-۳/۷۸	-۳/۴۷	-۲/۸۸	-۲/۵۸	۰/۰۰۳	مانا
ذخایر ارزی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	-۲/۸۰	-۳/۴۷	-۲/۸۸	-۲/۵۸	۰/۰۶۰	نامانا

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون در جدول (۲) ملاحظه می‌شود که متغیر نرخ تورم در سطح داده‌ها مانا بوده و متغیر ذخایر ارزی بانک مرکزی در سطح داده‌ها و در سطح احتمال ۱۰ درصد مانا می‌باشند.

همچنین مانایی‌متغیرهای نرخ تورم و ذخایر ارزی بانک مرکزی با استفاده از آزمون مانایی انجی و پرون موردبررسی قرارگرفته است. آزمون انجی و پرون در سال ۲۰۰۱ توسط انجی-پرون ارائه شده است. این آزمون چهار آماره MZ_α، MZ_t، MSB و MP_t را ارائه می‌کند. نتایج آزمون انجی و پرون در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمونان جی و پرون

متغیر	MZ_α	MZ_t	MSB	MP_t	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪				نتیجه
					MZ_α	MZ_t	MSB	MP_t	
تورم	-۱۵/۱۹	-۲/۷۵	۰/۱۸	۱/۶۳	-۸/۱	-۱/۹۸	۰/۲۳	۳/۱۷	مانا
ذخایر ارزی بانک مرکزی	-۱۰/۴	-۲/۲۸	۰/۲۲	۲/۳۵					مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، هر چهار آماره آزمون برای تمامی متغیرهای موردبررسی کوچک‌تر از مقادیر بحرانی آزمون در سطح معنی‌داری ۵ درصد می‌باشند، لذا فرضیه صفر مبنی برداشتن ریشه واحد ، رد و فرضیه مقابل آن مبنی بر مانایی متغیرها موردپذیرش قرار می‌گیرد، بنابراین تمامی متغیرهای مدل بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد انجی و پرون در سطح معنی‌داری ۵ درصد مانا بوده و برآوردهای اقتصادسنجی از اعتبار لازم برخوردار می‌باشند.

۵-۳- نتایج تجربی حاصل از مدل MGARCH- BEKK

- نتایج حاصل از برآورد مدل بررسی سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم

سرریز تلاطم به این معنی می‌باشد که سوابق تاریخی در خصوص نوسانات در یک بازار، به پیش‌بینی وقوع آن در بازار دیگر کمک می‌کند (اوینگ و مالیک[1]، ۲۰۱۳). در این تحقیق از یک مدل MGARCH-BEKK دومتغیره برای ارزیابی سرریز تلاطم بین متغیرهای نرخ تورم (i=۱)، ذخایر ارزی (i=۲) با درجه p=۱ و q=۱ استفاده شده است. نتایج برآورد به‌صورت سه آزمون عدم گارچ، سرریز تلاطم و عدم تقارن بیان می‌شود، که در ادامه بررسی نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها پرداخته می‌شود.

- نتایج آزمون عدم گارچ برای بررسی سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم

واریانس در طول روند تصادفی سری زمانی موردنظر ثابت نیست و در حقیقت تابعی از رفتار جملات خطا می‌باشد. مدل‌های خانواده آرچ (ARCH) می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهند و برای سری‌های زمانی که دارای نوسان هستند و واریانس آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند، به‌کار می‌روند، بنابراین زمانی می‌توان روش‌های ((GARCH را در برآورد مدل‌ها به کار گرفت که وجود ناهمسانی شرطی مورد تأیید قرار گیرد، لذا برای بررسی وجود اثرات آرچ از آزمون عدم گارچ استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون عبارت است از عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل. نتایج به‌دست آمده از این آزمون در جدول (۴) نشان داده‌شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون عدم گارچ در برآورد هم‌زمان سرریز تلاطم

نوع آزمون	فرضیه صفر	سطح احتمال
عدم گارچ (No GARCH)	Aij= Bij=0	۰/۰۰
متغیر	ضریب	احتمال
a_{11}	۰/۷۱	۰/۰۰
b_{11}	۰/۳۳	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Ewing & Malik

بنابر نتایج جدول (۴)، فرضیه $A_{ij}= B_{ij}=0$ با توجه به این‌که احتمال آزمون کوچک‌تر از ۰/۰۱ می‌باشد، رد و فرضیه مقابل آن پذیرفته می‌شود، لذا فرضیه صفر یعنی عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل BEKK نامتقارن، رد و فرضیه وجود ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود. همچنین ضرایب a_{11} و b_{11} به‌طور مشترک معنی‌دار هستند، بنابراین میان متغیرهای فوق ناهمسانی واریانس وجود دارد و استفاده از مدل ناهمسانی واریانس برای بررسی اثرات بی‌ثباتی و نااطمینانی مقدور می‌باشد.

- نتایج آزمون سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم

در این بخش به‌منظور بررسی انتقال و سرریز نوسانات بین دو متغیر ذخایر ارزی و نرخ تورم و مشخص کردن جهت انتقال نوسانات بین این دو متغیر از مدل MGARCH-BEKK استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون صفر بودن هم‌زمان ضرایب شوک‌های متقارن A_{ij}، ضرایب شوک‌های نامتقارن D_{ij} و ضرایب نوسانات دوره گذشته یعنی B_{ij} است. اگر هر یک از مؤلفه‌های غیرقطری ماتریس‌های A، B و D غیرصفر باشد (یعنی معنی‌دار باشد)، فرضیه مقابل آزمون سرریز تلاطم، یعنی غیرصفر بودن مؤلفه‌های غیرقطری و وجود اثر سرریز تلاطم بین سری‌ها پذیرفته می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده از بررسی آزمون اثرات سرریز نوسانات و انتقال دو متغیر ذخایر ارزی بانک مرکزی و نرخ تورم در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج اثر شوک و نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی و نرخ تورم

سطح احتمال	فرضیه صفر		نوع آزمون		
۰/۰۰۰	$Aij= Bij= Dij= ۰ \ (i \neq j)$		گارچ قطری (Diagonal GARCH)		
احتمال	ضریب	متغیر	احتمال	ضریب	متغیر
۰/۰۰۰	۰/۳۳۰	b_{11}	۰/۰۰۰	۰/۷۱۳	a_{11}
۰/۰۰۶	۲۴۹۹	b_{12}	۰/۱۶۳	۱۳۸۳	a_{12}
۰/۵۰۸	۰/۰۰۰	b_{21}	۰/۰۴۱	۰/۰۰۰۰۲	a_{21}
۰/۰۰۰	۰/۶۷۳	b_{22}	۰/۰۰۰	۰/۲۸۲	a_{22}

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابر نتایج به‌دست آمده از آزمون سرریز نوسانات در جدول (۵)، ضریب a_{11} مثبت و معنادار می‌باشد، که نشان می‌دهد شوک‌های دوره‌ی گذشته نرخ تورم بر نوسانات دوره‌ی جاری نرخ تورم تأثیر معناداری دارد. همچنین ضریب b_{11} مثبت و معنادار بوده و حاکی از آن است که شوک‌ها و نوسانات دوره گذشته نرخ تورم، بر نوسانات دوره جاری نرخ تورم مؤثر می‌باشد، بدین معنی که نوسانات نرخ تورم از شوک‌ها و نوسانات گذشته خود تأثیر معناداری می‌پذیرد. همچنین، ضریب a_{22} مثبت و معنادار است که نشان

می‌دهد شوک‌های دوره گذشته ذخایر ارزی بر نوسانات دوره جاری ذخایر ارز تأثیر معناداری دارد. ضریب b_{22} مثبت و معنادار بوده و نشان می‌دهد که نوسانات دوره گذشته ذخایر ارزی بر نوسانات دوره جاری آن مؤثر می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول (۵)، مشاهده می‌شود که ضریب a_{12} مثبت می‌باشد که ازلحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. در حقیقت شوک در زمان t-1 نرخ تورم بر نوسانات ذخایر ارزی در دوره t تأثیر معناداری ندارد. بدین معنی که شوک‌های ناشی از نرخ تورم در دوره قبل تأثیر معناداری بر نوسانات ذخایر ارزی در دوره جاری ندارد، درحالی‌که ضریب a_{21} مثبت و معنادار می‌باشد. در حقیقت شوک در زمان t-1 ذخایر ارزی بر نوسانات نرخ تورم در دوره t تأثیر معناداری دارد، بدین معنی که شوک‌های ناشی از ذخایر ارزی در دوره قبل دارای تأثیر معناداری بر نوسانات نرخ تورم در دوره جاری است. بر این اساس، سرریز شوک‌های ذخایر ارزی بر نوسانات نرخ تورم اتفاق می‌افتد. درحقیقت بروز هرگونه شوک در ذخایر ارزی در دوره‌های قبل به‌طور معناداری منجر به بروز نوسان و تلاطم در نرخ تورم و خبرهای مربوط به کاهش ذخایر ارزی، منجر به کاهش نوسانات نرخ تورم می‌شود. خبرهای مربوط به افزایش ذخایر ارزی، افزایش نوسانات و تلاطمات نرخ تورم را درپی دارد. ازآنجایی‌که ذخایر ارزی یکی از اجزای اصلی پایه پولی می‌باشد، افزایش آن ضریب فزاینده پولی را افزایش داده و لذا منجر به افزایش عرضه پول و نقدینگی می‌شود که با توجه به نظریه مقداری پول افزایش تورم را موجب می‌شود، بنابراین تغییرات و شوک‌های ناشی از ذخایر ارزی تورم و نوسانات آن را درپی خواهد داشت.

ضریب b_{12} مثبت و معنادار می‌باشد. بنابراین نوسانات نرخ تورم در دوره t-1 تأثیر مستقیم و معناداری بر نوسانات دوره جاری ذخایر ارزی دارد. به بیان دیگر می‌توان گفت که نوسانات دوره قبل نرخ تورم دارای تأثیر معناداری بر نوسانات ذخایر ارزی می‌باشد. بدین معنی که افزایش نوسانات نرخ تورم در دوره قبل منجر به افزایش نوسانات ذخایر ارزی در دوره جاری می‌شود. بنابراین سرریز تلاطم از نوسانات نرخ تورم بر ذخایر ارزی اتفاق می‌افتد. لذا می‌توان این‌گونه بیان کرد که تلاطمات و نوساناتی که در دوره قبل در نرخ تورم اتفاق می‌افتد، مقامات پولی از طریق ایجاد تغییرات در پایه پولی سعی در کنترل نوسانات نرخ تورم دارند و همین مسئله رابطه مستقیمی را بین نوسانات نرخ تورم و نوسانات ذخایر ارزی برقرار می‌کند. اما ضریب b_{21} ازلحاظ آماری

معنادار نمی‌باشد. یعنی تمام ضرایب مثبت و معنادار هستند به‌جز ضرایب b_{21} و a_{12}، یعنی تمام عناصر قطری مثبت و معنادار هستند و عناصر غیرقطری معنادار نیستند. از آنجا که آزمون گارچ قطری فرضیه‌های صفر زیر را آزمون می‌کند:

$H_0: \quad A_{ij} = B_{ij} = D_{ij} = 0 \ (i \neq j)$

$H_1: \quad A_{ij} = B_{ij} = D_{ij} \neq 0 \ (i \neq j)$

بنابر تحلیل نتایج، فرضیه مقابل آزمون، یعنی وجود سرریز تلاطم تأیید می‌شود. درحقیقت عناصر غیرقطری صفر نبوده و اثرات سرریز نوسانات مورد تأیید قرار می‌گیرد.

- نتایج آزمون عدم تقارن سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم

فرضیه صفر آزمون عدم تقارن بی‌معنی یا صفر بودن هم‌زمان مؤلفه‌های ماتریس D است. نتایج آزمون عدم تقارن مؤلفه‌های ماتریس D در جدول (۶) نشان داده‌شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون عدم تقارن در برآورد مدل BEKK دو متغیره نامتقارن سرریز نوسانات ذخایر ارزی بر نرخ تورم

نوع آزمون		فرضیه صفر		سطح احتمال
عدم تقارن (asymmetry)		$D_{ij} = ۰$		۰/۰۰۰
متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	ضریب	احتمال
d_{11}	-۰/۰۸۶	۰/۶۹۰	d_{12}	۵۱۲۴	۰/۰۵۲
d_{21}	۰/۰۰۰	۰/۲۳۲	d_{22}	۰/۴۰۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون عدم تقارن در جدول (۶)، مشاهده می‌شود که سطح احتمال آزمون کمتر از ۰/۰۱ می‌باشد، لذا فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم تقارن، رد شده و فرضیه مقابل آن مبنی بر تقارن مؤلفه‌های ماتریس D پذیرفته می‌شود. برآوردهای به‌دست آمده در جدول (۶) نشان می‌دهد که ضریب d_{21} برابر صفر بوده و ازلحاظ آماری معنادار نیست. همچنین در جدول (۵) ضریب a_{21} برابر ۰/۰۰۰۲ و معنی‌دار (غیر صفر) است، بنابراین تأثیر شوک‌های ذخایر ارزی بر نوسانات نرخ تورم معادل $a_{21}+d_{21}=$ ۰/۰۰۰۲ می‌باشد، در حالی $a_{21}=$۰/۰۰۰۲ است، بر این اساس اثر افزایش ذخایر ارزی بر نوسانات جاری تورم معادل اثر کاهش ذخایر ارزی بر نوسانات جاری تورم می‌باشد.

- نتایج حاصل از برآورد مدل ارزیابی همبستگی شرطی تلاطم ذخایر ارزی و نرخ تورم

برای بررسی همبستگی شرطی تلاطم ذخایر ارزی بانک مرکزی و نرخ تورم در اقتصاد ایران از یک مدل MGARCH-DCC دومتغیره یعنی متغیرهای تورم (i=۱)، ذخایر ارزی (i=۲)، استفاده و نتایج آن در جدول (۷) نشان داده‌شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون همبستگی شرطی تلاطم نرخ تورم و ذخایر ارزی با مدل MGARCH-DCC

مدل	INF	NFA	DCC-GARCH
ARCH (α_i)	۳۵۷	۰/۸۰۳	Alpha =۰/۳۷۸ (٤/۹۹)
GRCH (β_i)	۰/۳۰۲	−۰/۰۰۰۹	Beta=۰/۵۷۲ (۸/۲۹)

منبع: یافته‌های پژوهش

* اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول (۷) مشاهده می‌شود که ضرایب α و β به ترتیب معادل ۰/۳۷۸ و ۰/۵۷۲بوده، که هر دو این ضرایب مثبت و مجموع آن‌ها نیز کمتر از یک می‌باشد. با توجه به این‌که هر دوی ضرایب، مثبت و مجموع آن‌ها کوچک‌تر از یک است، به دنبال بروز شوک در سری متغیرها، باید افزایش در همبستگی شرطی دوره بعد را انتظار داشت. همچنین، پارامتر β بیانگر همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری است و هرچقدر این پارامتر به یک نزدیک‌تر باشد، همبستگی‌های شرطی دوره جاری به همبستگی دوره قبل نزدیک‌تر می‌باشد. لذا در طول دوره مورد مطالعه همبستگی شرطی بین تلاطمات نرخ تورم و ذخایر ارزی وجود دارد. ازآنجایی‌که ضریب β معادل ۰/۵۷۲ می‌باشد، که فاصله نسبتاً قابل‌توجهی با یک دارد، می‌توان گفت که همبستگی‌های شرطی دوره جاری به دوره قبل چندان قابل‌توجه نیست.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

تورم، آثار مخربی بر اقتصاد کشورها از ابعاد مختلفی ازجمله ثبات اقتصادی، سرمایه‌گذاری، مصرف و غیره دارد. از دیرباز محققان اقتصادی سعی در مطالعه عوامل مؤثر بر تورم و کنترل آن داشته و دارند. سیاست‌های پولی یکی از ابزارهای بنیادین در

اختیار مقامات پولی ازجمله بانک مرکزی قرار می‌باشد. ازآنجایی‌که سیاست‌های پولی عرضه پول و نقدینگی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، نقش قابل‌توجهی بر نرخ تورم دارد. یکی از راه‌های اجرای سیاست پولی، تغییر در پایه پولی می‌باشد. پایه پولی از طریق ضریب فزاینده پولی، بر حجم پول مؤثر می‌باشد، که نرخ تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در تحقیق حاضر با استفاده از روش MGARCH-BEEK، به بررسی سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران در طول دوره زمانی ۱۳۵۲:۱ تا ۱۳۹۵:۴پرداخته شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که شوک‌ها و نوسانات دوره قبل نرخ تورم تأثیر معناداری بر نوسانات نرخ تورم دوره جاری دارد. در مطالعات نجارزاده (۱۳۹۲)، صمدی و همکاران (۱۳۹۱) و کاراس (۲۰۱۷)، تأثیر مستقیم نااطمینانی تورم بر نرخ تورم گزارش‌شده است. همچنین شوک‌های دوره قبل ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نوسانات دوره جاری ذخایر ارزی تأثیر معنادار دارد، ولی تأثیر شوک‌های دوره قبل نرخ تورم بر نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی معنادار نمی‌باشد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، ملاحظه می‌شود که شوک‌های دوره قبل ذخایر ارزی تأثیر معنادار و مستقیمی بر نوسانات نرخ تورم دارد. لذا سرریز نوسانات ذخایر ارزی بر نرخ تورم در اقتصاد ایران روی‌داده است و شوک‌های ناشی از ذخایر ارزی منجر به نااطمینانی و تلاطم نرخ تورم می‌شود. نتایج مطالعات استینر (۲۰۱۹)، دراما (۲۰۱۶)، چن و هوانگ (۲۰۱۲)، طیبی و همکاران (۱۳۹۴) و برزانی و همکاران (۱۳۹۳) نیز حاکی از تأثیر مستقیم ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم می‌باشد.

از آنجایی سرریز نوسانات ذخایر ارزی بانک مرکزی ایران به‌عنوان یکی از اجزای پایه پولی منجر به تلاطم و نوسان نرخ تورم می‌شود، مقامات پولی یعنی بانک مرکزی، از سیاست‌های خنثی‌سازی سیاست پولی برای کاهش اثرات تغییرات ذخایر ارزی بانک مرکزی استفاده می‌کند تا این‌که تغییرات ناشی از ذخایر ارزی که به مقدار قابل‌توجهی نیز تابع درآمدهای نفتی ایران می‌باشد، منجر به نوسانات تورمی در داخل نشود.

منابع

۱. اسماعیل‌زاده مقری، علی (۱۳۸۸). بررسی تأثیرپذیری تورم از سرمایه‌گذاری کل در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۹(۲): پیاپی ۳۳.

۲. اندرس، والتر (۱۳۸۶). اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، دکتر مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، جلد اول و دوم، تهران، دانشگاه امام صادق (ع).

۳. آلودری، قاسم، مقدم، جواد، رضوانی‌فرد، سعید و مقدم، مهدی (۱۳۹۵). بررسی ارتباط همزمان و پویای حجم معاملات و بازده سهام با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری، تهران، انتشارات نشر نی.

۴. برزانی، محمد واعظ، دائی کریم‌زاده، سعید و کریمیان، غلامحسین (۱۳۹۳). بررسی تأثیر حجم ذخایر ارزی بانک مرکزی بر نرخ تورم، فصلنامه روند، ۲۱(۶۵ و ۶۶): ۵۴-۳۵.

۵. پورکاظمی، محمدحسین، بیرانوند، امین و دلفان، محبوبه (۱۳۹۴). تعیین عوامل تأثیرگذار بر تورم و طراحی سیستم هشداردهنده تورم شدید برای اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۳(۷۶): ۱۶۶-۱۴۵.

۶. تفضلی، فریدون (۱۳۷۹). اقتصاد نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان، تهران، انتشارات نشر نی.

۷. توکلی اکبر، سیاح محسن (۱۳۹۴). "تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور"، بیستمین کنفرانس سالانه پولی و ارزی

۸. جنتی، ابوالفضل و غلامیاری، اردشیر (۱۳۹۲). تأثیر نااطمینانی بر نرخ رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۴، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۱۱: ۱۱۰-۹۳.

۹. جهانی‌راینی، پروانه، میری، اشرف‌السادات، تقی‌زاده، خدیجه، پورحسینی، بنفشه و آهمند، نجم‌الدین (۱۳۹۱). روند نرخ تورم طی سال‌های اخیر، علت‌شناسی و ارائه راهکارهای اجرایی مقابله با آن، مجله اقتصادی، ۷(۷۵ و ۷۶): ۷۹-۱۰۷.

۱۰. حسن‌زاده، علی و مجتهد، احمد (۱۳۸۸). ماهیت و کارکرد پول اصل محوری در جبران کاهش ارزش پول مقایسه اقتصادهای متعارف و اسلامی. تازه‌های اقتصاد، ۷ (۱۲۵): ۵۷-۶۷.

https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=۱۱۳۶۸۷

۱۱. حسن‌زاده، علی و مجتهد، احمد (۱۳۷۸). پول و بانکداری و نهادهای مالی، تهران: پژوهشکده پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۱۲. خوشبخت، آمنه و اخباری، محمد (۱۳۸۶). بررسی فرآیند اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تورم شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و واردات در ایران. پژوهشنامه اقتصادی, ۷ (۴ (پیاپی ۲۷)): ۵۱-۸۲.

۷۲۲۹۷https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=

۱۳. سلطانی، محمد (۱۳۹۰). آزمون پولی بودن تورم و شناسایی عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۷). نشریه راهبرد یاس، شماره ۲۸.

۱۴. صمدی، علی‌حسین و مجدزاده طباطبائی، شراره (۱۳۹۲). رابطه بین تورم و نااطمینان تورمی در ایران با استفاده از رگرسیون چرخشی مارکوف، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۲۳: ۶۵-۴۷.

۱۵. طیبی، سید کمیل، یزدانی، مهدی، بدری، چیمن و رسول‌یار، محمدصادق (۱۳۹۴). اثرات تکانه‌ای انباشت ذخایر ارزی بر نرخ ارز و تورم در ایران، فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی، ۷(۲۲): ۵۹۰-۵۶۹.

۱۶. عباسی نژاد، حسین، محمدی، شاپور و ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۳). مقایسه مدل‌های نوسان‌پذیری چندمتغیره در برآورد رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام دانش سرمایه‌گذاری، ۳(۱۱):۲۲۲-۲۰۱.

۱۷. عباسی نژاد، حسین و تشکینی، احمد (۱۳۸۳). آیا در ایران تورم یک پدیده پولی است، مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۷: ۲۱۲-۱۸۱

۱۸. عطرکار روشن، صدیق و قرهی، آزاده (۱۳۹۱). بررسی رابطه حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها و رشد اقتصادی در ایران در طول دوره پس از انقلاب (۸۹-۱۳۸۵)، فصلنامه علوم اقتصادی، ۶ (۱۹): ۸۹-۱۰۹.

۱۹. فرخی بالاجاده، حشمت‌اله، خوچیانی، رامین و آسایش، حمید (۱۳۹۸). بررسی رابطه پویایی رشد پول و تورم در ایران: یک تحلیل اکونوفیزیک از رابطه مقداری پول، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۶(۲): ۲۳۸-۲۱۵.

۲۰. فردریک، اس. میشکین (۱۳۸۸). اقتصاد پول، بانکداری و بازارهای مالی، انتشارات مؤسسه آموزش بانکداری ایران.

۲۱. فرزین‌وش اسدا..، پورحسین، اصغر (۱۳۸۶). اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید و قیمت در ایران"، فصل‌نامه علوم اقتصاد، ۴: ۴۶۱-۴۹۳ .

۲۲. فطرس، محمدحسن و هوشیداری، مریم (۱۳۹۵). بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت‌خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران رویکرد GARCH چند متغیره، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۵(۱۸): ۱۷۷-۱۴۷.

۲۳. کاکویی، نصیبه و نقدی، یزدان (۱۳۹۳). رابطه پول و تورم در اقتصادی ایران: شواهدی بر اساس مدل *P، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۴(۲): ۱۵۶-۱۳۵.

۲۴. کمیجانی، اکبر، سبحانیان، سید محمدهادی و بیات، سعید (۱۳۹۱). اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی)، ۱۲(۴۵): ۲۲۶-۲۰۱.
۲۵. محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین، حسن‌زاده، اکبر و جعفرزاده، بهروز (۱۳۹۵). نااطمینانی تورم و نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در ایران، تحقیقات اقتصادی، ۵۱(۴): ۹۵۰-۹۲۳.
۲۶. محنت‌فر، یوسف و دهقانی، تورج (۱۳۸۸). بررسی رشد نقدینگی و اثر آن بر تورم در اقتصاد ایران: یک مطالعه تجربی طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۷(۱۹): ۱۱۲-۹۳.
۲۷. مهرآرا، محسن و قبادزاده، رضا (۱۳۹۵). بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزینی (BMA) و میانگین‌گیری حداقل مربعات (WALS)، فصلنامه علمی-پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۰(۱): ۸۲-۵۷.
۲۸. نجارزاده، رضا، سحابی، بهرام و سلیمانی، سیروس (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت: کاربردی از مدل‌های فضا-حالت با واریانس ناهمسانی راه‌گزینی مارکف، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۵۴: ۲۶-۱.
29. Berument, H., & Dincer, N. N. (2005). Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries, Physica A 348: 371–379.
30. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 31: 307-327.
31. Chen, L., & Huang, S. (2012). Transmission Effects of Foreign Exchange Reserves on Price Level: Evidence from China, Economics Letters, 117: 870–873.
32. Cukierman, A., & Meltzer, A. (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation Under Discretion and Asymetric Information, Econometrica, 54: 1099-1128.
33. Drama, B. G. H. (2016). An Examination of Foreign Exchange Reserve and Inflation Relationship of Four West African Countries: Evidence from ADRL Model, Journal of Finance and Economics, 4(4): 36-50.
34. Engle. F. R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica, 50(4): 987-1007.
35. Ewing, B. T., & Malik, F. (2013). Volatility Transmission between Gold and Oil Futures under Structural Breaks. International Review of Economics and Finance, 25 (3): 113–121.

36. Friedman, M. (1977). Nobel Lectures: Inflation and Unemployment, Journal of Political Economics, 85: 451-472.
37. Giannellis, N., & Koukouritakis, M. (2013). Exchange rate misalignment and inflation rate persistence: Evidence from Latin American countries. International Review of Economics & Finance, 25: 202-218.
38. Holland, S. (1993). Uncertain Effects of Money and the Link Between the Inflation Rate and Inflation Uncertainty, Economic Inquiry January.
39. Karras, G. (2017). Is the Relationship between Inflation and Its Volatility Asymmetric? US Evidence, 1800–2016, The Journal of Economic Asymmetries, 16: 79–86.
40. Kim, S. T., & Rescigno, L. (2017). Monetary Policy Shocks and Distressed Firms'Kwon, C. S., & T. S. Shin. Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns, Global Finance Journal, 1999, 10(1): 71-81.
41. Milani, F. (2017). Learning about the interdependence between the macroeconomy and the stock market. International Review of Economics & Finance, 49: 223-242.
42. Okun, A. M. (1971). The Mirage of Steady Inflation, Brooking Papers on Economic Activity, 2: 485-498.
43. Ponomarenko, A. (2019). Do Sterilized Foreign Exchange Interventions Create Money?, Journal of Asian Economics, 62: 1–16.
44. Steiner, A. (2017). Does the Accumulation of International Reserves Spur Inflation? A Reappraisal, North American Journal of Economics and Finance, 41: 112–132.
45. Ungar, M & Zilberfarb, B. (1993). Inflation and its Unpredictability - Theory and Empirical Evidence. Journal of Money, Credit, and Banking, 25: 709-720.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی