فصلنامه علمی (مقاله علمی ـ پژوهشی)جامعه شناسی سیاسی ایران، سال دوم، شماره سوم(پیاپی۷)،پاییز۱۳۹۸،صص۳۳۳-۳۱۳

ارزیابی تاثیر سرریز نوسانات ذخایر قانونی و اضافی بانک مرکزی ایران بر نرخ تورم در اقتصاد جامعه ایران با کاربرد مدل MGARCH-BEEK

عبدالامیر کاظمی زاده[۱]
داریوش حسنوند[۲]
سید پرویز جلیلی کامجو[۳]
فرهاد ترحمی[۴]

تاریخ دریافت:۹۸/۵/۲۱
تاریخ پذیرش:۹۸/۶/۲۰

چکیده

بررسی روند تورم در ایران حاکی از نوسانات پر افت و خیزی در آن می‌باشد. بی‌ثباتی تورم بسیاری از متغیرهای اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر تورم و بی‌ثباتی آن از متغیرهای اقتصادی از جمله رفتار بانک مرکزی همچون تغییر اجزای پایه پولی تاثیر می‌پذیرد. بنابراین هدف این مقاله بررسی سرریز نوسانات ذخایر قانونی و اضافی بانک مرکزی بر نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران در طول دوره زمانی ۱۳۵۲:۱ تا ۱۳۹۵:۴ با استفاده از الگوی MGARCH-BEEK بوده است. نتایج به دست آمده نشان داد که شوک‌ها و نوسانات نرخ تورم بر نوسانات ذخایر قانونی و ذخایر اضافی معنادار نسیت. در حالی که شوک‌های ناشی از ذخایر قانونی و ذخایر اضافی تاثیرمنفی و معنادار بر نوسانات نرخ تورم دارد. همچنین شوک‌های ذخایر قانونی تاثیر مستقیم بر نوسانات ذخایر اضافی داشته است. اما شوک‌های ذخایر اضافی تاثیر منفی بر نوسانات ذخایر قانونی دارد. بر اساس نتایج نوسانات نرخ تورم بر نوسانات ذخایر اضافی تاثیر مستقیم و معنادار داشته است. همچنین نوسانات ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بر نوسانات تورم نیز معنادار بوده است. بنابراین سرریز نوسانات تلاطم ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بر نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران به طور معنادار اتفاق می‌افتد و منجر به افزایش نوسانات تورم می‌شود.

کلمات کلیدی

پایه پولی، تورم، ذخایر قانونی، ذخایر اضافی، MGARCH-BEEK

[۱] دانشجوی دوره ی دکترای اقتصاد، دانشکده اقتصاد،واحد الیگودرز ،دانشگاه آزاد اسلامی ، الیگودرز ، ایران am.kazemizadeh@gmail.com
[۲] استادیار دانشگاه لرستان ،و مدرس گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی ،واحد الیگودرز،الیگودرز،ایران hassanvand.d@lu.ac.ir
[۳] استادیار گروه اقتصاد،دانشگاه آیت ا.... بروجردی (ره)،بروجرد ،ایران parviz.jalili@abru.ac.ir
[۴] استاد یار ،پژوهشگر پسا دکترای علوم اقتصادی دانشگاه الزهرا ،تهران،ایران f.tarahomi@alzahra.ac.ir

این مقاله از رساله دکتری عبدالامیر کاظمی زاده دانشجوی دانشگاه ازاد اسلامی واحد الیگودرز استخراج شده است

۱. مقدمه

اقتصاد کشورهای در حال توسعه همواره از درجه بالای نااطمینانی و بی‌ثباتی رنج می‌برد. در این کشورها، نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ ارز واقعی، نرخ‌های بهره و دیگر متغیرهای کلان اقتصادی با نوسانات بالایی در مقایسه با کشورهای توسعه یافته و صنعتی روبرو می‌باشد و پیامدهای چنین نوسانات و نااطمینانی‌ها بر عملکرد کلی اقتصاد در ابعاد مختلف از جمله رشد، سرمایه‌گذاری، تجارت و غیره باعث شده است که توجه و دقت فراوانی به این چنین بحث‌هایی شود (محسنی زنوزی و همکاران، ۱۳۹۵). در چند دهه‌ی اخیر تورم و نوسانات آن یکی از مشکلات اصلی اقتصاد ایران بوده است. علاوه بر این تورم تاریخی و وجود همواره آن، می‌توان شاهد نوسان شدید نرخ تورم در سال‌های مختلف بود. از این‌رو، کنترل و کاهش نوسانات نرخ تورم نیازمند شاخت دقیق و درست از علل نوسانات و بی‌ثباتی نرخ تورم می‌باشد.

در ادبیات اقتصادی در مورد بی‌ثباتی تورم و عوامل ایجاد کننده آن نظریه‌های مختلفی را مطرح هست که هر کدام 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 به تبع 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 هم موجب خدشه‌دار شدن اعتبار سیاست‌گذران کلان اقتصادی به ویژه 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 به منظور کنترل تورم شناخته شده است. چرا که حجم پول از طریق پایه پول و ضریب فزاینده تحت تاثیر قرار می‌گیرد (میشکین، ۱۳۸۸). با توجه به این که افزایش نرخ ذخیره قانونی و یا نرخ ذخایر اضافی منجر به کاهش ضریب فزاینده پولی می‌شود که باعث کاهش حجم پول از طریق کاهش قدرت خلق پول بانک‌ها می‌شود. بنابراین ملاحظه می‌شود حجم پول تحت تاثیر ذخایر قانونی بانک مرکزی و ذخایر اضافی بانک مرکزی قرار دارد. همچنین، با توجه به این که تورم و نوسانات تورم به شدت تحت تاثیر حجم پول و نقدینگی قرار دارد و پایه پولی نقش موثر و اساسی در افزایش حجم پول دارد، در این مقاله سعی شده است که تاثیر اجزای پایه پولی با تاکید بر ذخایر قانونی و اضافی بانک مرکزی بر نرخ تورم در ایران با به کارگیری روش MGARCH-BEEK مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین این تحقیق به دنبال این مسئله می‌باشد که نوسانات و شوک‌های متقابل بین نوسانات نرخ تورم و ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بانک مرکزی چگونه می‌باشد و آیا سرریز نوسانات و تلاطمات ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بانک مرکزی بر نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران اتفاق می‌افتد؟

۲. مبانی نظری

۱.۲. مفهوم تورم

تورم وضعیتی را نشان می‌دهد که سطح عمومی قیمت‌ها به طور مستمر در طول زمان افزایش می‌یابد. نکته حائز اهمیت در این تعریف، زمان و مستمر بودن افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد. یعنی اگر قیمت‌ها در یک دوره خاص افزایش پیدا کند و سپس روند صعودی آن قطع شود، به آن تورم اطلاق نمی‌گردد (مهرآرا و قبادزاده، ۱۳۹۵). تورم از نظر شدت و نرخ تورم به چهار نوع تقسیم می‌شود: تورم اجتناب ناپذیر، تورم خزنده[5] تورم شدید[6] و تورم بسیار شدید یا فوق تورم[7]. تورم اجتناب ناپذیر معمولا تا ۳ درصد در نظر گرفته می‌شود که عوامل سیاسی و اجتماعی ایجاد کننده آن است. تورم خزنده با دامنه ۳-۱۹ درصد، که در آن قیمت‌ها به آرامی افزایش و قدرت خرید پول به تدریج کاهش می‌یابد. تورم شدید که قیمت‌ها سالانه بیش از ۱۰ درصد افزایش می‌یابد و اثر آن به گونه‌ای است که واحدهای اقتصادی آن را از طریق مبادلات خود به طور مستقیم احساس کرده و در تصمیمات اقتصادی خود دخالت می‌دهند. در تورم شدید افزایش قیمت‌ها به میزانی بیش از ۹۰ درصد افزایش می‌یابد (محنت‌فر و دهقانی، ۱۳۸۸). کنترل تورم به عنوان یکی از اهداف سیاست کلان اقتصادی به دلیل آثار مخربش همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده است. از آثار مخرب تورم می‌توان به توزیع مجدد درآمد به نفع صاحبان دارایی و به زیان حقوق بگیران، افزایش نااطمینانی و در نتیجه کوتاه‌تر شدن افق زمانی تصمیم‌گیری وکاهش سرمایه‌گذاری بلندمدت و عوامل متعدد دیگر اشاره نمود (عباسی نژاد و تشکینی، ۱۳۸۳). در خصوص تبیین تورم و علل و اهمیت آن نظریه‌های مختلفی از سوی اقتصاددانان مطرح شده است که در ادامه به آنها پرداخته می‌شود.

۲.۲. نظریه پولی تورم

۱.۲.۲. نظریه مقداری پول

نظریه مقداری پول: اقتصاددانان کلاسیک برای اولین بار نظریه پولی تورم را مطرح کردند و بر این عقیده بودند که عوامل پولی قادر به تبیین کامل تورم می‌باشند که به نظریه مقداری پول معروف می‌باشد. فیشر از طریق معادله مبادله[8] به تبیین پولی تورم و مارشال از دیدگاه مکتب کمبریج به نظریه مقداری پول پرداخت.

معادله مبادلاتی فیشر: ایرونینگ فیشر تجزیه و تحلیل خودش را از طریق معادله مبادله (۱) شروع کرد:

رابطه ۱

$$MV = PY$$

در رابطه (۱)، M: حجم پول، V: سرعت گردش پول، P: سطح عمومی قیمت‌ها و Y: محصول تولید شده در اقتصاد می‌باشد. سمت چپ معادله مبادله فیشر، ارزش پولی پرداخت شده برای کالاها و خدمات و سمت راست نیز ارزش کالاها

5 Creeping Inflation
6 Hyperinflation
7 Galloping Inflation
8 Transaction Equation

و خدمات فروخته شده است. اگر سرعت گردش پول و سطح محصول ثابت باشد، تغییر در حجم پول باعث تغییر متناسب قیمت‌ها می‌شود. بنابراین تورم در بلندمدت یک پدیده پولی و ناشی از رشد عرضه اسمی پول می‌باشد (سلطانی، ۱۳۹۰).

روش موجودی نقدی کمبریج: این روش شکل دیگری از نظریه مقداری پول می‌باشد و توسط اقتصاددانان دانشگاه کمبریج به صورت رابطه (۲) فرمول بندی شده است.

$$M = KPY \quad , \quad K = \frac{1}{V}.Y \quad , \quad \frac{M}{P} = kY$$ رابطه۲

در رابطه (۲) متغیر K: کای کمبریج، M/P: حجم واقعی پول و k: عکس سرعت گردش پول می‌باشد. هر گونه تغییر در حجم پول منجر به تغییر متناسب در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود (محنت‌فر و دهقانی، ۱۳۸۸).

نظریه پولی پول‌گرایان : فریدمن (۱۹۷۰) تفسیرش از نظریه مقداری پول را به صورت نظریه تقاضای پول بیان کرد. به نظر وی، 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. با فرض اشتغال کامل، سیاست‌های انبساطی پولی از طریق افزایش قیمت‌ها بر درآمدهای اسمی تاثیر می‌گذارد. لذا، تغییرات حجم پول، بر درآمد حقیقی و سرعت گردش پول در کوتاه‌مدت تاثیر می‌گذارد و در بلندمدت فقط بر سطح قیمت‌ها موثر می‌باشد. مکتب کلاسیک جدید معتقد است که تغییرات پیش‌بینی شده حجم پول در کوتاه‌مدت (لوکاس[9]، ۱۹۷۳) بر سطح قیمت‌ها از طریق شکل‌گیری انتظارات عقلایی بر سطح قیمت‌ها موثر می‌باشد (سارجنت و والاس[10]، ۱۹۷۵). بنابراین سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت خنثی می‌باشد.

نظریه تورمی فشار تقاضای کینز: در این نظریه، تورم به دلیل افزایش تقاضای کل نسبت به عرضه کل در شرایط اشتغال کامل اتفاق می‌افتد. علت فزونی تقاضای کل از دو بخش واقعی و پولی اقتصاد ناشی می‌شود. در بخش واقعی اقتصاد، عواملی مثل افزایش مخارج مصرفی، افزایش مخارج سرمایه‌گذاری، افزایش صادرات و واردات منجر به افزایش تقاضای کل و تورم می‌شود (تفضلی، ۱۳۷۹). در بخش پولی نیز افزایش حجم پول به دلیل سیاست‌های پولی انبساطی، منجر به افزایش تقاضای کل و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. در اقتصاد کینزی، زمانی که عوامل تولید در اشتغال کامل باشند، افزایش تقاضای موثر منجر به افزایش تولید نشده وباعث افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود (پورکاظمی و همکاران، ۱۳۹۴).

نظریه تورمی فشار هزینه: طبق این نظریه افزایش دستمزدها به نسبتی بیشتر از افزایش بهره‌وری نیروی کار، باعث بروز تورم می‌شود و در بخش‌هایی که چنین وضعیتی اتفاق می‌افتد، هزینه‌های تولید افزایش یافته و لذا بنگاه‌ها ناگزیر هستند برای حفظ حاشیه سود خود، قیمت محصولاتشان را افزایش دهند. لذا افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر به کاهش دستمزدهای حقیقی شده و با فشار بر افزایش دستمزدهای اسمی، دستمزدهای حقیقی بیشتر می‌شود و این دور تسلسل ادامه یافته و به صورت مارپیچ قیمت–دستمزد مطرح می‌باشد (عطرکار روشن و قرهی، ۱۳۹۱).

9 Lucas
10 Sargent and Wallace

فصلنامه علمی (مقاله علمی - پژوهشی) جامعه شناسی سیاسی ایران، سال دوم، شماره سوم (پیاپی ۷)، پاییز ۱۳۹۸

۳.۲. ارتباط تورم با نوسانات تورم و پایه پولی

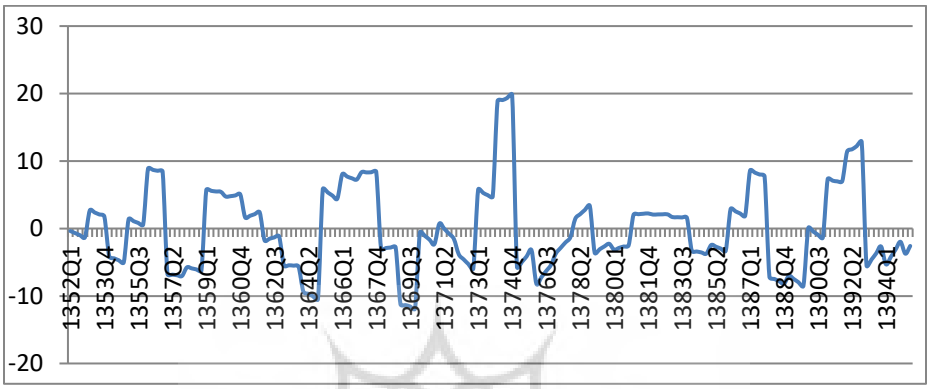
۱.۳.۲. ارتباط تورم و نوسانات آن

نااطمینانی تورمی فضایی است که در آن تصمیم‌گیران و فعالان اقتصادی نسبت به میزان تورم که در آینده پیش‌رو خواهند داشت، نامطمئن می‌باشند. برخی عوامل از جمله شوک‌های برون‌زا، فقدان نظام ارزی مطمئن و مستحکم، تورم بالا و پرنوسان، نوسانات نرخ ارز، قیمت نفت و نوسانات آن، ناکارآمدی سیاست‌های مالی و پولی، ضعف کارکرد سیستم قیمت و غیره می‌توانند به عنوان عوامل ایجاد نااطمینانی اقتصادی مطرح باشند. علاوه بر این برخی علل دیگر نیز از جمله جنگ، بی‌تفاوتی مردم نسبت به تصمیمات اقتصادی می‌توانند فعالان و عوامل اقتصادی را در شرایط نامطمئن قرار دهد. تورم در سطوح بالا علاوه بر این که نظام قیمت‌ها را با اختلال روبرو می‌کند، منجر به کاهش پس‌اندازها، از بین رفت انگیزه‌های سرمایه‌گذاری، تحریک فرار و خروج سرمایه از بخش‌های مولد به سمت فعالیت‌های سوداگرانه و سفته‌بازی و نهایتا کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. همچنین تورم و بی‌ثباتی آن باعث عدم اطمینان و در نتیجه سلب انگیزه و یا تاخیر در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری شود (اسماعیل زاده مقری، ۱۳۸۸). در واقع نااطمینانی تورم باعث درک اشتباه از سطوح قیمت‌های نسبی و انحراف نشانه‌های قیمتی شده و در نتیجه برنامه‌های سرمایه‌گذاری را ناکارآمد ساخته و از سطح سرمایه‌گذاری می‌کاهد. کاهش سرمایه‌گذاری، انباشت سرمایه را کاهش داده و اثرات پایدار و بلندمدتی بر اقتصاد تحمیل خواهد کرد (محسنی‌زنوزی و همکاران، ۱۳۹۵). چرا که نااطمینانی تورم برآورد هزینه و درآمدهای آتی فعالیت‌های اقتصادی را غیر شفاف کرده و اثرات نامطلوبی بر تخصیص منابع و کارایی فعالیت‌های اقتصادی وارد می‌سازد (جنتی و غلامیاری، ۱۳۹۲).

به نظر می‌رسد اگرچه بین تورم و نوسانات آن یک رابطه مستقیم و مثبت وجود دارد، اما در خصوص جهت این ارتباط یعنی این که تورم عامل نوسانات تورمی است یا نوسانات تورم عامل تورم می‌باشد، توافق عام بین اقتصاددانان وجود ندارد. اوکان[11] (۱۹۷۱) و فریدمن[12] (۱۹۷۷) اولین کسانی بودند که به صورت غیر رسمی بیان کردند که تورم بالا باعث نااطمینانی تورمی می‌شود و افزایش نااطمینانی تورمی آگاهی از تغییرات قیمتی را کاهش داده و انعقاد قراردادهای بلند مدت را با مشکل روبرو می‌سازد. در واقع آنها ادعا کردند سطح بالای تورم باید دلیلی بر افزایش نااطمینانی تورم باشد. اونگار و زبلبرقارب[13] (۱۹۹۳) بیان کردند که تحت یک سری شرایط خاصی مانند تورم پایین و یا تلاش بیشتر برای پیش‌بینی بهتر تورم، ممکن است تورم بالا، نااطمینانی تورمی کمتری به دنبال داشته باشد. کویکرمن و ملتزر[14] (۱۹۸۶) نیز گفته‌اند افزایش نااطمینانی تورم، نرخ بهینه تورم را از طریق افزایش انگیزه سیاست‌گذاران برای غافلگیری تورم در چارچوب نظریه‌ی بازی‌ها افزایش

11 Okun
12 Friedman,
13 Ungar & Zilberfarb
14 Cukierman and Meltzer

می‌دهد. هلند[15] (۱۹۹۳) نیز معتقد است، بنگاه‌ها در زمینه سطوح قیمتی ناشی از تغییر مشخص در حجم پول نامطمئن می‌باشند. در مدل وی، نااطمینانی تورم به شوک‌های پولی و غیر پولی وابسته بوده و در نتیجه نااطمینانی تورم در نرخ‌های انتظاری تورمی بالاتر افزایش می‌یابد. لذا نااطمینانی تورم خود تورم را افزایش می‌دهد (برومنت و دینسر[16]، ۲۰۰۵). با توجه به این که بی‌ثباتی تورم آثار زیانباری بر متغیرهای اقتصادی دارد. مروری بر روند بی‌ثباتی تورم در اقتصاد ایران در نمودار (۱) پرداخته می‌شود.



نمودار-۱- روند نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران در طول دوره زمانی ۱۳۵۲:۱-۱۳۹۵:۴ (منبع: محاسبات تحقیق)

همان طور که در نمودار (۱) ملاحظه می‌شود نرخ تورم در طول سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۵ نوسانات قابل توجهی را داشته است. نرخ تورم در ایران در سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۴ بیشترین نوسان یعنی ۲۰ درصد و در سال ۱۳۶۸ تا ۱۳۶۹ بیشترین نوسان منفی بالغ بر ۱۰- درصد را داشته است.

۲.۳.۲. 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+ سپرده های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی). 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

15 Holland
16 Berument and Dincer

بانک‌ها به بانک مرکزی و خالص سایر دارایی‌های بانک مرکزی می‌باشد (حسن زاده و مجتهد، ۱۳۷۸). از آنجا که تغییر هر کدام از اجزای مصارف و یا منابع، پایه پولی را تغییر می‌دهد و به دنبال آن تغییر پایه پولی از طریق ضریب فزاینده بر حجم پول تاثیرگذار می‌باشد. به دنبال آن تغییر در حجم پول نیز از طریق رابطه مبادله نظریه مقداری پول منجر به تغییر سطح قیمت‌ها می‌شود (میشکین، ۱۳۸۸). لذا نوسانات هر کدام از عناصر پایه پولی منجر به بروز نوساناتی در حجم پول و سطح قیمت‌ها می‌گردد. در ادامه به بررسی چگونگی تاثیر اجزای پایه پولی یعنی ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بانک مرکزی بر نرخ تورم پرداخته می‌شود.

۳.۳.۲. ذخایر قانونی بانک مرکزی

بانک مرکزی هر کشوری برای دستیابی به اهداف مورد نظر، از طریق سیاست‌های پولی ابزارهای مختلفی در اختیار دارد که متناسب با شرایط اقتصادی و سیاسی جامعه مورد استفاده قرار می‌گیرند و از جهت تأثیرگذاری با یکدیگر متفاوت‌اند؛ به طوری که برخی سریع و برخی دیگر به تدریج موثر واقع خواهد شد. بانک‌های مرکزی با استفاده از مجموعه ابزارهای موجود که در قالب دو گروه ابزارهای کمی و کیفی از آنها یاد می‌شود، با استفاده از ایجاد تغییرات در پایه پولی و با تغییر در ضریب فزاینده پولی، حجم پول و به تبع آن متغیرهای اقتصادی را برای رسیدن به اهداف از پیش تعیین شده، تحت تاثیر قرار می‌دهند؛ یکی از این ابزارها تغییر نرخ ذخیره قانونی است. ابتدا، هدف از برقراری چنین مکانیزمی حمایت از سپرده‌های مردم نزد بانک‌ها بود، تا بانک‌ها که هدف آنها حداکثر کردن سود می باشد، کل سپرده‌های مردم را به خطر نیندازند. اما به تدریج بانک‌های مرکزی بویژه در کشورهای در حال توسعه با تغییر در نسبت سپرده‌های قانونی، حجم منابع آزاد بانک‌ها را تغییر داده و موجبات تحدید با توسعه اعتبارات بانکی را فراهم آوردند (موسویان و نظری، ۱۳۹۲ و کشاورزیان، ۱۳۸۳). اما امروزه بر اساس مطالعات صورت گرفته و تجربیات کشورهای مختلف (بوزنسا و ماینو، ۲۰۰۷) توصیه می‌شود، بدلیل انعطاف ناپذیر بودن ابزار تغییر نرخ ذخیره قانونی و هزینه‌های اجرای آن، بهتر است با انتخاب رویکرد ثبات نسبی از وارد آوردن هزینه های اضافی بر سیستم بانکی اجتناب کرد. پایین بودن نرخ ذخیره قانونی و تغییرات محدود آن در طول زمان در کشوری مانند آمریکا موید این نکته می باشد. فدرال رزرو توصیه می‌کند کشورهای در حال توسعه به جای استفاده مکرر از تغییر نرخ ذخیره قانونی، با توسعه بازارهای ثانویه، به ابزار بر پایه بازار پول و سرمایه روی آورند (بویر و همکاران[17]، ۲۰۰۵).

۴.۳.۲. ذخایر اضافی بانک‌ها

میزان ذخایر اضافی بانک‌ها در سال‌های اخیر با افزایش چشمگیری مواجه بوده است. با افزایش ذخایر اضافی، توانایی بانک‌ها در اعطای تسهیلات به بنگاه‌های صنعتی و خانوار محدود می‌شود. بنابراین آیا می‌توان گفت که افزایش ذخایر

17 Boyer et al.

اضـافی بانک‌ها موجب بی‌اثرشـدن سـیاسـت‌های پولی بانک مرکزی می‌گردد؟ میزان ذخایر اضـافی بانک‌ها طبق تعریف صندوق بین المللی پول مجموع اسکناس و مسکوک بانک‌ها و سپرده دیداری نزد بانک مرکزی است که جهت نقل و انتقال پول به صـورت احتیاطی نگهداری می‌شـود. در ترازنامه بانک مرکزی دو نوع ذخیره وجود دارد: نخسـت، ذخایر درجه اول: جزء مطالبات نقدی بانک می‌باشـد و ذخایر قانونی از آن جمله اسـت. دوم، ذخایر درجه دوم: از لحاظ قابلیت فروش در مرتبه‌ای بالاتر قرار دارند و معمولا از لحاظ سـررسـید جزء دارایی‌های کوتاه مدت هسـتند. ذخایر اضـافی یا همان سـپرده دیداری بانک ها نزد بانک مرکزی یکی از اقلام سـمت بدهی ترازنامه بانک مرکزی اسـت و به طور معکوس در ترازنامه هر بانک جزء اقلام دارایی آن بانک به ترتیب نقدشوندگی بعد از وجوه نقد جای می‌گیرد. (نوربخش و زواریان، ۱۳۹۵).

۴.۳.۲. ارتباط ذخایر قانونی و اضافی با نرخ تورم

نرخ ذخیره قانونی به صورت دستوری از سوی مقامات پولی (بانک مرکزی) به نظام بانکی ابلاغ می‌شود. بانک مرکزی با استفاده از این ابزارها بر چگونگی مصرف پول در اقتصاد تاثیر گذاشته و حجم پول را در اقتصاد تغییر می‌دهد. افزایش در ذخایر قانونی، ضـریب فزاینده پولی را کاهش می‌دهد. اگر مقامات پولی، پایه پولی را ثابت نگهدارند، افزایش در ذخایر قانونی، حجم پول را کاهش و نرخ بهره را افزایش می‌دهد. در نتیجه تورم کاهش خواهد یافت (حاجی قاسمی و همکاران، ۱۳۹۶). در واقع افزایش نرخ ذخیره قانونی، منابع مالی آزاد در اختیار بانک‌ها را کاهش می‌دهد و همین پدیده قدرت وام دهی و خلق پول بانک‌ها را کاهش می‌دهد (پروین و همکاران، ۱۳۹۳). در سـیاسـت پولی، نسـبت ذخیره قانونی از طریق ضریب فزاینده پولی بر عرضه پول، نرخ بهره و میزان درتسرس بودن اعتبار تاثیرگذار می‌باشد گری[18] (۲۰۱۱). در مدیریت احتیاطی، بانک مرکزی با تغییر نرخ ذخیره قانونی، میزان ذخایر قانونی را برای پوشـش تقاضـاهای کوتاه مدت نقدینگی در دوره‌های مالی مختلف معین می‌کند و در واقع به نوعی برای مقابله با ریسک نقدینگی و ورشکستگی بانک‌ها می‌باشد. در بحث مدیریت نقدینگی نیز امکان استفاده از ذخیره قانونی به دو شکل شکل فعال و منفعل وجود دارد. در شکل فعال، در صورت وجود نقدینگی مازاد در بانک‌ها، بانک مرکزی با افزایش نرخ ذخیره قانونی، ذخایر مازاد بانک‌ها را جمع‌آوری و از کاهش نرخ بهره، افزایش تورم و کاهش ارزش پول ملی جلوگیری می‌کند. اما در شـکل غیرفعال و منفعل آن، متعاقب کاهش نرخ بهره در کوتاه مدت، بانک مرکزی می‌تواند نسبت ذخایر را افزایش داده و در صورت افزایش آن، نسبت ذخایر را کاهش دهد و به طوری که طی یک دوره زمانی متوسط مقادیر آن‌ها ثابت باشد (درگاهی و هادیان، ۱۳۹۶.

طبق چارچوب سنتی، متصور است که افزایش ذخایر بانک‌ها باعث افزایش عرضه گسترده‌تر پول شود، به‌طوری که فعالیت اعتباردهی و سپرده پذیری بانک‌ها گسترش می‌یابد، اما، طبق ادبیات نظری فرض می‌شودکه بانک درآمدی از ذخایر اضـافی دریافت نمی‌کند. بنابراین بانک اول مایل اسـت در هر نرخ بهره مثبت ذخایر مازاد خود را وام دهد که این افزایش

18 Gray

اعتباردهی به کاهش نرخ بهره کوتاه‌مدت منجر می‌شود. (نوربخش و زواریان، ۱۳۹۵). اعتباردهی بانک اول به افزایش سپرده نزد سایر بانک‌ها و افزایش ذخایر قانونی منجر می‌گردد. در واقع اگر ۱۰ درصد از سپرده جدید به صورت ذخیره قانونی بانک دوم نزد بانک مرکزی قرار گیرد، ۹۰ درصد مابقی می‌تواند به صورت ذخیره اضافی یا تسهیلات بانکی استفاده شود که با توجه به بالابودن نرخ تسهیلات، اعطای وام در اولویت است. این فرایند مرتباً تکرار می‌شود تا بانک‌ها تسهیلات جدید به مشتریان بدهند و نرخ بهره کوتاه مدت کاهش پیدا کند. بدین ترتیب فرایند فزایندگی پول تا جایی ادامه پیدا می‌کند که یکی از این دو اتفاق بیافتد: نخست، ذخایر اضافی تمام شود، بدین معنی که افزایش اعتباردهی و سپرده‌گذاری تا جایی پیش رود که ذخایر قانونی تا سطح کل ذخایر افزایش پیدا کند. در این مورد ضریب فزاینده پولی به طورکامل عمل کرده است. دوم، اگر نرخ بهره کوتاه مدت به صفر برسد قبل از اینکه ذخایراضافی تمام شود این فرایند از کار می‌افتد، زیرا بانک‌ها هزینه فرصتی برای نگهداری ذخایر و انگیزه‌ای برای اعطای تسهیلات ندارند. در این هنگام ضریب فزاینده پولی از کار می‌افتد (آل عمران و آل عمران، ۱۳۹۲). تابع عرضه پول رابطه‌ای است که از طریق آن می‌توان حجم پول و نقدینگی را تخمین زد. از آنجا که بانک مرکزی کنترل بهتری بر پایه پولی دارد، می‌توان رابطه عرضه پول و پایه پولی را به صورت رابطه (۴) بیان کرد:

رابطه۳

$$M = m.B \qquad , \qquad m = \frac{cu+1}{cu+rr+er}$$

در رابطه (۳)، M: حجم پول (نقدینگی)، m ضریب فزاینده پولی (تغییرات حجم پول به ازای یک واحد تغییر در پایه پولی)، B: پایه پولی، cu: نسبت سکه و اسکناس به سپرده دیداری، rr: نرخ ذخایر قانونی و er: نرخ ذخایر اضافی می‌باشد. بنابراین ملاحظه می‌شود که با تغییر در نرخ ذخایر قانونی و اضافی ضریب فزاینده پولی دچار تغییر شده و بر حجم پول تاثیر می‌گذارد. تغییر در حجم پول نیز از طریق رابطه مقداری پول بر سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم تاثیر می‌گذارد. در واقع نوسان و بی‌ثباتی هر کدام از متغیرهای ذخایر قانونی و یا ذخایر اضافی بانک مرکزی از طریق ضریب فزاینده پولی به حجم پول منتقل می‌شود و در نهایت به سطح عمومی قیمت‌ها سرریز خواهد شد.

۳. سابقه پژوهش

حاجی قاسمی و همکاران (۱۳۹۶)، در تحقیقی اثرات نرخ بهره واقعی و نرخ ذخیره قانونی بر متغیرهای تورم، بیکاری و رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) در طول دوره ۱۳۹۴-۱۳۶۲ بررسی کردند. آنها نشان دادند که افزایش نرخ بهره واقعی باعث کاهش تولید ناخالص داخلی، تورم و بیکاری و افزایش نرخ ذخیره قانونی، موجب کاهش تورم و افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود.

پروین و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی اثر ترازنامه‌ای سیاست پولی نرخ بهره و ذخیره قانونی را بررسی کرده‌اند. آنها نشان دادند که شوک افزایش نرخ بهره باعث افزایش سپرده و اعتبارات می‌شود. همچنین این سیاست باعث افزایش تولید و کاهش تورم خواهد شد.

نجارزاده و همکاران (۱۳۹۲) رابطه بین نرخ تورم و نااطمینانی آن را در ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت طی دوره ۱۳۶۷-۱۳۸۹ با استفاده از روش ناهمسانی واریانس مارکوف در قالب مدل فضا-حالت بررسی کرده و نشان دادند که افزایش نااطمینانی نرخ تورم در بلندمدت باعث افزایش روند بلندمدت تورم و افزایش نااطمینانی آن در کوتاه‌مدت باعث کاهش نرخ تورم می‌شود. همچنین تاثیر همزمان افزایش نااطمینانی نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت باعث افزایش قابل ملاحظه‌ای در روند نرخ تورم در ایران می‌شود.

صمدی و همکاران (۱۳۹۱) ارتباط ترخ تورم و نااطمینانی آن در اقتصاد ایران در طول دوره ۱۳۶۹:۱-۱۳۹۱:۶ با استفاده از روش رگرسیون مارکوف سوئیچینگ بررسی کردند. نااطمینانی نرخ تورم را با روش EGARCH محاسبه کردند. آنها نشان دادند که نرخ تورم در رژیم اول با میانگین بالا و نوسانان پایین و در رژیم دوم با میانگین پایین و نوسان بالا روبرو بوده است. همچنین در هر دو رژیم، افزایش نرخ تورم منجر به افزایش نااطمینانی آن شده است.

با توجه به مطالعات تجربی صورت گرفته ملاحظه می‌شود که تغییر در نرخ ذخایر قانونی و ذخایر اضافی از طریق ضریب فزاینده پولی بر حجم پول تاثیر گذاشته و منجر به تغییر سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. اما ملاحظه می‌شود که سرریز نوسانات هر کدام از متغیرهای ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بر نوسانات و تغییرات نرخ تورم مورد مطالعه قرار نگرفته است. از سوی دیگر نوسانات و بی‌ثباتی‌های موجود در هر متغیر اقتصادی آثار زیانباری از حیث این که پیش‌بینی آثار آن مشکل می‌باشد، دارد. بنابراین ملاحظه می‌شود که خلا مطالعاتی در این رابطه وجود دارد.

۴. روش شناسی

نااطمینانی شرایطی است که در آن پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتد، مشخص و معلوم نمی‌باشد، یا این که این پیشامد مشخص باشند، اما احتمالات مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیستند. لذا زمانی که هر کدام و یا هر دوی آنها پیش می‌آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل شده و بنابراین فضای نااطمینانی بر تصمیم‌گیری حاکم می‌شود (محسنی‌زنوزی و همکاران، ۱۳۹۵). برای درک درست نااطمینانی می‌توان این‌گونه مطرح کرد که اگر یک متغیر سری زمانی به عنوان مثال متغیر y در نظر گرفته شود، y_t نشان دهنده‌ی مقدار این متغیر در زمان t می‌باشد. بنابراین اگر معادله‌ای برای متغیر y_t به صورت مدل (۴) مطرح باشد:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$$ رابطه ۴

آنچه که در مدل (۴) برآورد می‌شود، معادله‌ی میانگین شرطی y_t است که به صورت رابطه (۵) تعریف می‌شود:

$$E(y_t|x_t) = \alpha + \beta x_t$$ رابطه ۵

برآورد رابطه (۵) نیز به شکل رابطه (۶) خواهد بود.

$$\widehat{y_t} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t + \hat{u}$$ رابطه ۶

فرض ضمنی که در برآورد رابطه (۶) وجود دارد این است که واریانس شرطی y_t ثابت می‌باشد. در مباحث رگرسیون تک متغیره، تغییرات y از دو قسمت تشکیل شده است. نخست تغییرات توضیح داده شده است که توسط رابطه (۹) تبیین می‌شود. دوم تغییرات توضیح داده نشده می‌باشد که توسط جمله $\hat{u}$ توضیح داده می‌شود. در واقع در زمان t، بخشی از y_t توسط $\hat{y_t} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t$ که قابل پیش‌بینی می‌باشد و هیچ نااطمینانی در مورد آن وجود ندارد تبیین می‌شود و بخش دوم نیز توسط جزء خطا ($\hat{u}$) توضیح داده می‌شود. همچنین فرض بر این است که واریانس این قسمت از تغییرات y_t که در آن نااطمینانی وجود دارد، ثابت می‌باشد. اما واریانس جمله خطا که به عنوان معیار نااطمینانی مطرح هست، لزوما نمی‌تواند ثابت باشد و لذا واریانس جمله خطا که ناشی از عوامل تصادفی می‌باشد و به عنوان معیار نوسان‌پذیری و یا نااطمینانی y_t در نظر گرفته می‌شود. در مدل‌های اقتصاد سنجی، ثابت بودن واریانس جملات اختلال همواره یکی از فروض کلاسیک به شمار می‌رود. انگل[19] (۱۹۸۲) برای رهایی از این فرض محدود کننده، برای اولین بار نااطمینانی در سری‌های زمانی را با استفاده از مدل ARCH مدل‌سازی کرد و بر این است که جمله‌های اختلال مستقل از هم با میانگین صفر هستند، اما واریانس آنها با فرض وجود اطلاعات گذشته خود متغیر، شکل پیدا می‌کند (فطرس و هشیداری، ۱۳۹۵). بارسلو[20] (۱۹۸۶) الگوی ارائه شده توسط انگل را توسعه داد و مطرح کرد که واریانس شرطی می‌تواند یک فرآیند ARMA باشد. طبق این الگو، هم اجزای خودتوضیحی و هم اجزای میانگین متحرک در معادله‌ی واریانس ظاهر می‌شود (اندرس و والترز، ۱۳۸۶).

هدف این مقاله بررسی سرریز نوسانات ذخایر قانونی و اضافی بر نوسانات نرخ تورم در ایران در طول دوره ۱۳۵۲:۱ تا ۱۳۹۵:۴ می‌باشد، مدل مورد نظر بر پایه مدل MGARCH-BEEK سه متغیره قطری به صورت رابطه (۷) ارائه شده است:

$$H_{ij,t}= CC'+\sum_{k=1}^{K}\sum_{i=1}^{q} A_{ik}u_{t-i}u'_{t-i}A'_{ik} + \sum_{k=1}^{K}\sum_{i=1}^{p} B_{ik}H_{t-i}B'_{ik} \qquad \text{رابطه ۷}$$

که CC' ماتریس عرض از مبدأ و C یک ماتریس پایین مثلثی و شبه معین است. مزیت این مدل در این است که می‌تواند فرایند MGARCH قطری را به‌صورت یک حالت ویژه در برمی‌گیرد. برای سهولت در ارایه مطالب فرض بر این است که k=1 باشد، بنابراین:

$$H_{ij,t}= CC'+\sum_{i=1}^{q} A_{i}u_{t-i}u'_{t-i}A'_{i} + \sum_{i=1}^{p} B_{i}H_{t-i}B'_{i} \qquad \text{رابطه ۸}$$

که C، A_i و B_i ماتریس‌های پارامتر $N\times N$ و C پایین مثلثی است. قسمت $\sum_{i=1}^{q} A_{i}u_{t-i}u'_{t-i}A'_{i}$، اثر آرچ و قسمت $\sum_{i=1}^{p} B_{i}H_{t-i}B'_{i}$، اثر گارچ را نشان می‌دهد و $\mathbf{u}_{t-i} = \begin{bmatrix}\varepsilon_{1,t-i}\\ \varepsilon_{2,t-i}\end{bmatrix}$. ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی y_t نامیده می‌شود. ماترس واریانس- کوواریانس شرطی برای حالت سه متغیره به‌صورت رابطه (۹) است:

19 Engle
20 Bollerslev

$$
\begin{aligned}
\mathbf{H}_t &= \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} & h_{13t} \\ h_{21t} & h_{22t} & h_{23t} \\ h_{31t} & h_{32t} & h_{33t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} \end{bmatrix} \\
&+ \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \\
&+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11t-1} & h_{12t-1} & h_{13t-1} \\ h_{21t-1} & h_{22t-1} & h_{23t-1} \\ h_{31t-1} & h_{32t-1} & h_{33t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \\
&+ \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \xi_{1,t-1}^2 & \xi_{1,t-1}\xi_{2,t-1} & \xi_{1,t-1}\xi_{3,t-1} \\ \xi_{1,t-1}^2 & \xi_{2,t-1}^2 & \xi_{2,t-1}\xi_{3,t-1} \\ \xi_{3,t-1}\xi_{1,t-1} & \xi_{3,t-1}\xi_{2,t-1} & \xi_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{bmatrix}
\end{aligned}
$$

رابطه ۹

که در آن h_{iit}، واریانس شرطی متغیر i در زمان t و h_{ijt} کوواریانس شرطی بین متغیرهای i و j در زمان t است. عناصر غیرقطری ماتریس‌های A و B به‌ترتیب جهت انتقال نوسانات میان متغیرها را بیان می‌کنند. آزمون معناداری عناصر غیر قطری ماتریس‌های A و B معیار قضاوت مربوط به جهت انتقال نوسان میان متغیرهاست. ماتریس A ماتریس مربعی از پارامترهاست و بیانگر میزان همبستگی میان مجذور خطاهای گذشته و واریانس‌های شرطی است و عناصر قطری آن اثر آرچ خودشان هستند و عناصر غیرقطری اثرات متقاطع حاصل از تغییرات تصادفی گذشته را روی نوسانات مشترک نشان می‌دهد. همچنین B ماتریس مربعی از پارامترهاست که همبستگی سطوح جاری واریانس‌های شرطی با واریانس‌های شرطی گذشته را نشان می‌دهد، عناصر قطری آن اثر گارچ خودشان را نشان می‌دهند و عناصر غیر قطری ماتریس B بیان می‌کنند که نوسانات به چه نحوه‌ی در طول زمان بین متغیرها انتقال پیدا می‌کنند. متغیر مربوط به عدم تقارن به‌صورت رابطه (۱۰) است:

$$
\xi_{t-i} = \begin{bmatrix} \xi_{1,t-i} \\ \xi_{2,t-i} \\ \xi_{3,t-i} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \max\{\varepsilon_{1,t-i}, 0\} \\ \max\{\varepsilon_{2,t-i}, 0\} \\ \max\{\varepsilon_{3,t-i}, 0\} \end{bmatrix}
$$

رابطه ۱۰

که GARCH-BEKK متقارن یک حالت ویژه از آن است که در آن $D = 0$. به منظور جلوگیری از بروز خطای تصریح، محدودیت‌های قطری بودن و تقارن در مدل باید مورد آزمون قرار گیرد. برای تخمین پارامترهای مدل‌های گارچ چند متغیره عمدتاً از روش شبه حداکثر درست‌نمایی (بالرسلو و وولدریج، ۱۹۹۲) استفاده می‌شود. متغیر اول سری i=1، نرخ تورم و دومین متغیر i=2 مربوط به ذخایر قانونی و سومین متغیر i=3 مربوط به ذخایر اضافی است.

۵. نتایج تحقیق

۱.۵. معرفی متغیرها

در این مقاله از داده‌های نرخ تورم، ذخایر قانونی و اضافی بانک مرکزی دوره ۱۳۵۲:۰۱ تا ۱۳۹۵:۰۴ استفاده شده است. آمارهای از مرکز آمار و نماگرهای اقتصادی ایران جمع‌آوری شده است. آماره‌های توصیفی این متغیرها در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول-۱- آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	حداکثر	حداقل	کشیدگی	چولگی
نرخ تورم	۱۸/۶۰	۴۹/۴۰	۴/۹۰	۱/۳۰	۵/۲۷
ذخایر قانونی	۸۸۶۹۴	۸۵۰۳۶۰	۶۰	۲/۵۸	۹/۶۹
ذخایر اضافی	۱۰۴۱۷۶	۸۸۹۶۸۷	۶۳/۵	۲/۲۷	۷/۶۴

منبع: محاسبات تحقیق

بررسی آماره‌های چولگی، کشیدگی و آماره جارک برا در جدول (۱) حاکی از توزیع غیر نرمال سری‌های متغیرها می‌باشد.

۲.۵. نتایج آزمون مانایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌ها، داده‌های سری زمانی متغیرها از لحاظ مانایی مورد بررسی قرار می‌گیرد. چرا که اگر در برآوردهای معادلات اقتصاد سنجی از سری‌های 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 خواهد بود.

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	-۳/۷۸	-۳/۴۷	-۲/۸۸	-۲/۵۸	۰/۰۰۳	مانا
ذخایر قانونی بانک مرکزی	-۲/۶۹	-۳/۴۷	-۲/۸۸	-۲/۵۸	۰/۰۸۰	مانا
ذخایر اضافی بانک مرکزی	-۲/۵۱	-۳/۴۷	-۲/۸۸	-۲/۵۸	۰/۱۱۰	نامانا
تفاضل مرتبه اول ذخایر اضافی بانک مرکزی	-۱۴/۲۲	-۳/۴۷	-۲/۸۸	-۲/۵۷	۰/۰۰۰	مانا

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج به دست آمده در جدول (۲) ملاحظه می‌شود که متغیر نرخ تورم در سطح یک درصد و متغیر ذخایر قانونی بانک مرکزی در سطح ۱۰ درصد مانا می‌باشند. در حالی‌که متغیر ذخایر اضافی بانک مرکزی در سطح تفاضل مرتبه اول مانا می‌باشد. همچنین مانایی‌متغیرهای نرخ تورم، ذخایر قانونی بانک مرکزی و ذخایر اضافی بانک مرکزی با استفاده از آزمون مانایی انجی و پرون مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج آزمون انجی و پرون در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول-۳- نتایج آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ان 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 قانونی	-۱۱/۴۴	-۲/۳۹	۰/۲۱	۲/۱۴					مانا
ذخایر اضافی	-۱۰/۰۱	-۲/۲۴	۰/۲۲	۲/۴۵					مانا

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود هر چهار آماره آزمون برای تمامی متغیرهای مورد بررسی کوچک‌تر از مقادیر بحرانی آزمون در سطح معنی‌داری ۵ درصد می‌باشند. لذا فرضیه صفر مبنی بر نامانایی و فرضیه مقابل آن مبنی بر مانایی متغیرها مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

۳.۵. نتایج تجربی حاصل از مدل MGARCH- BEKK

۱.۳.۵ نتایج حاصل از برآورد مدل بررسی سرریز نوسانات ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بر نرخ تورم

در این تحقیق از مدل MGARCH-BEKK سه متغیره برای ارزیابی سرریز تلاطم بین متغیرهای نرخ تورم (i=۱)، ذخایر قانونی(i=۲) و ذخایر اضافی (i=۳) با درجه p=۱ و q=۱ استفاده شده است.

۲.۳.۵. نتایج آزمون عدم گارچ سرریز نوسانات ذخایر قانونی و اضافی بانک مرکزی بر نرخ تورم

واریانس در طول روند تصادفی سری زمانی مورد نظر ثابت نیست و تابعی از رفتار جملات خطا می‌باشد. مدل‌های خانواده آرچ (ARCH) می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهد و برای سری‌های زمانی که واریانس آنها در طول زمان تغییر می‌کند به کار می‌رود. برای بررسی وجود اثرات آرچ از آزمون عدم گارچ استفاده شده است. نتایج به دست آمده از این آزمون در جدول (۴) نشان داده شده است.

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

نوع آزمون	فرضیه صفر	سطح احتمال

عدم گارچ(No GARCH)	$A_{ij}= B_{ij}=0$	۰/۰۰
متغیر	ضریب	احتمال
a_{11}	۱/۱۳	۰/۰۰
b_{11}	۰/۳	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

بنابر نتایج جدول (۴) فرضیه $A_{ij}= B_{ij}=0$ با توجه به این که احتمال آزمون کوچکتر از ۰/۰۱ می‌باشد، رد و فرضیه مقابل آن پذیرفته می‌شود بنابراین فرضیه صفر یعنی عدم وجود ناهمسانی واریانس برای متغیرها رد و فرضیه وجود ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود.

۳.۳.۵. نتایج آزمون سرریز نوسانات ذخایر قانونی و اضافی بانک مرکزی بر نرخ تورم

به منظور بررسی سرریز نوسانات بین متغیرهای تورم، ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بانک مرکزی و مشخص نمودن جهت انتقال نوسانات بین این سه 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 مولفه‌های غیرقطری ماتریس‌های A، B و D غیرصفر باشد فرضیه مقابل آزمون سرریز تلاطم یعنی غیرصفر بودن مولفه‌های غیرقطری و وجود اثر سرریز تلاطم بین سری‌ها پذیرفته می‌شود. نتایج به دست آمده در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول-۵- نتایج آزمون سرریز تلاطم ذخایر قانونی و ذخایر مازاد بر نرخ تورم به صورت همزمان

نوع آزمون				فرضیه صفر				سطح احتمال		
گارچ قطری(Diagonal GARCH)				$A_{ij}= B_{ij}= D_{ij}= ۰ (i \neq j)$				۰/۰۰۰		
متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	احتمال	ضریب	متغیر	احتمال
a_{11}	۱/۱۲۶	۰/۰۰۰	a_{23}	۰/۲۷۲	۰/۰۰۰	b_{12}	۶۸/۰۹	۰/۲۴۶	b_{31}	۰/۰۵۰
a_{12}	-۵/۹۹۶	۰/۹۵۸	a_{31}	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰	b_{13}	-۱۷۸/۵۴	۰/۰۰۲	b_{32}	۰/۰۰۷
a_{13}	۱۱۵/۹۲	۰/۳۰۹	a_{32}	-۰/۰۷۹	۰/۰۰۰	b_{21}	۰/۰۰۰۳	۰/۰۴۲	b_{33}	۰/۰۰۰
a_{21}	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۲۴	a_{33}	۰/۴۷۳	۰/۰۰۰	b_{22}	۰/۶۶۳	۰/۰۰۰	منبع: محاسبات تحقیق	
a_{22}	۰/۳۱۷	۰/۰۰۰	b_{11}	۰/۲۹۵	۰/۰۰۰	b_{23}	۰/۱۳۷	۰/۰۰۰		

با توجه به نتایج جدول (۵) مشاهده می‌شود که ضریب a_{11} ، a_{22} و a_{33} مثبت و معنادار می‌باشند. بنابراین نوسانات دوره جاری متغیرهای نرخ تورم، ذخایر قانونی و ذخایر اضافی از شوک‌های دوره قبل خود تاثیر معنادار می‌پذیرند. به عبارتی شوک‌های دوره گذشته این متغیرها، نوسانات خود آنها را در دوره جاری تحت تاثیر قرار می‌دهد.

با توجه به نتایج جدول (۵) ملاحظه می‌شود که ضرایب a_{12} و a_{13} به ترتیب منفی و مثبت بوده و از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشند. لذا شوک‌های ناشی از نرخ تورم در دوره قبل تاثیر معناداری بر نوسانات ذخایر قانونی و ذخایر اضافی ندارند. در حالی که ملاحظه می‌شود که ضریب a_{21} منفی و معنادار بوده و بیانگر این می‌باشد که شوک‌های ناشی از ذخایر قانونی در دوره قبل تاثیر منفی بر نوسانات نرخ تورم در دوره جاری دارد. به عبارتی، نوسانات نرخ تورم در دوره جاری به طور معناداری تحت تاثیر شوک‌های دوره قبل ذخایر قانونی قرار می‌گیرد. لذا شوکهای ذخایر قانونی منجر به کاهش نوسانات نرخ تورم می‌گردد. همچنین، ضریب a_{31} منفی و معنادار می‌باشد و حاکی از آن است که شوک‌های ناشی از ذخایر مازاد در دوره قبل، به طور معناداری نوسانات نرخ تورم در دوره جاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد و منجر به کاهش نوسانات نرخ تورم در دوره جاری می‌شود. با توجه به این که ضرایب a_{21} و a_{31} منفی و معنادار می‌باشند، می‌توان گفت که شوک‌های ناشی از ذخایر قانونی و ذخایر اضافی در دوره قبل به طور معناداری نوسانات دوره جاری نرخ تورم را تحت تاثیر قرار می‌دهد، اثر سرریز تلاطم از شوک‌های ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بر نوسانات نرخ تورم اتفاق می‌افتد. لذا می‌توان این گونه تحلیل داشت که با بروز هرگونه شوک در ذخایر قانونی و اضافی، نوسانات نرخ تورم دچار تغییر و نوسان می‌گردد. به عبارتی شوک‌های منفی (افزایش ذخایر قانونی و اضافی) منجر به کاهش نوسانات نرخ تورم می‌شود و بر عکس نیز صادق می‌باشد. با افزایش ذخایر قانونی منابع مالی که در اختیار بانک‌های تجاری قرار می‌گیرد کاهش و قدرت وام دهی بانک‌ها کاهش پیدا می‌کند. با کاهش منابع مالی بانک‌ها، قدرت وام دهی و سپرده‌پذیری بانک‌ها کاهش و از این طریق قدرت خلق پول از طریق بانک‌ها کاهش می‌یابد. با کاهش قدرت خلق پول ضریب فزاینده پولی کاهش یافته و عرضه پول و نقدینگی کاهش می‌یابد که اثرات منفی بر نرخ تورم دارد. همچنین افزایش ذخایر اضافی بانک‌ها نزد بانک مرکزی که ناشی از کاهش نرخ بهره باشد، می‌تواند اثر منفی بر تورم داشته باشد. بدین معنی که وقتی نرخ بهره بانکی کاهش داشته باشد، انگیزه بانک‌های تجاری برای پرداخت تسهیلات کاهش می‌یابد و بانک مرکزی با جذب ذخایر مازاد بانک‌ها قدرت خلق پول توسط بانک‌ها را کنترل و کاهش می‌دهد که از کانال ضریب فزاینده پولی نقدینگی را کاهش می‌دهد و باعث کاهش نرخ تورم می‌شود. از سوی دیگر نیز می‌توان گفت در صورت افزایش ریسک و نوسانات اقتصادی و همین طور رکود، بانک‌ها ذخایر مازاد بیشتری را به لحاظ احتیاطی نگهداری می‌کنند و از پرداخت تسهیلات و خلق پول خوداری می‌کنند که اثر منفی بر نقدینگی دارد و باعث کاهش تورم می‌گردد. رابطه مستقیم بین ذخیره قانونی و نرخ تورم در مطالعات (لیو و مارگاتیس ۲۰۱۴؛ توبین و گلاکر ۲۰۱۵؛ رنانی ۱۳۹۰ و پروین و همکاران ۱۳۹۳) بیان شده است.

۴.۳.۵. نتایج آزمون عدم تقارن سرریز نوسانات ذخایر قانونی و اضافی بانک مرکزی بر نرخ تورم

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

جدول-۶- نتایج آزمون عدم تقارن در برآورد مدل BEKK سه متغیره نامتقارن سرریز نوسانات ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بر نرخ تورم به صورت همزمان

نوع آزمون			فرضیه صفر			سطح احتمال		
عدم تقارن (asymmetry)			$D_{ij}=۰$			۰/۰۰۰		
متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	ضریب	احتمال	متغیر	ضریب	احتمال
d_{11}	۰/۳۶۴	۰/۲۲۴	d_{21}	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰	d_{31}	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰
d_{12}	۱۳۹/۳۵	۰/۶۳۳	d_{22}	۰/۰۹۱	۰/۶۷۸	d_{32}	-۱/۲۰۳	۰/۰۰۰
d_{13}	۲۱۴/۷۶	۰/۴۷۱	d_{23}	-۲/۶۲۰	۰/۰۰۰	d_{33}	۱/۴۱۶	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که d_{21} و d_{31} معنادار هستند. معناداری d_{21}=-۰/۰۰۰۶ معنی‌دار و غیرصفر است و از جدول (۵) داریم $a_{21} = -۰/۰۰۰۱$ معنی‌دار(غیر صفر) است. اثر اخبار بد (کاهش ذخایر قانونی) بر نوسانات جاری تورم برابر $a_{21} + d_{21} =$-۰/۰۰۰۱-۰/۰۰۰۶ است. درحالی‌که اثر اخبار خوب (افزایش دخایر قانونی) بر نوسانات جاری تورم برابر $a_{21} =$-۰/۰۰۰۱ است. بنابراین اثر اخبار خوب ذخایر قانونی بیش‌تر از اخبار بد این متغیر بر نوسانات جاری تورم اثر می‌گذارد. با توجه به نتایج جدول (۶) مشاهده می‌شود که $d_{31} = ۰/۰۰۰۵$ معنی‌دار (غیرصفر) است، هم‌چنین ضریب اثر اخبار خوب (افزایش ذخایر اضافی) بر نوسانات جاری متغیر تورم برابر $a_{31} =$-۰/۰۰۰۲ است. اثر اخبار بد (کاهش ذخایر اضافی) بر نوسانات تورم برابر $a_{31} + d_{31} =$-۰/۰۰۰۲+۰/۰۰۰۵ است. یعنی اثر اخبار بد (کاهش ذخایر اضافی) بیش از افزایش آن، نوسانات تورم را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

۵.۳.۵. نتایج مدل ارزیابی همبستگی شرطی تلاطم ذخایر قانونی و اضافی بانک مرکزی و نرخ تورم

برای بررسی همبستگی شرطی تلاطم ذخایر قانونی و اضافی و نرخ تورم در اقتصاد ایران از یک مدل MGARCH-DCC سه متغیره یعنی متغیرهای تورم (i=۱)، ذخایر قانونی (i=۲) و ذخایر اضافی (i=۳) استفاده شده و نتایج به دست آمده در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول- ۷- نتایج آزمون همبستگی شرطی تلاطم نرخ تورم و ذخایر قانونی و اضافی بانک مرکزی با مدل MGARCH-DCC

مدل	INF	RR	ER	DCC-GARCH

$ARCH(\alpha_i)$	۰/۱۳۶	۰/۰۹۳	۰/۱۳۷	(۷۳۴)	Alpha =۰/۲۵۴
$GRCH(\beta_i)$	۰/۵۳۹	۰/۴۷۴	۰/۴۳۴	(۲۲۲)	Beta=۰/۷۷۴

منبع: محاسبات تحقیق، اعداد داخل پارانتز بیانگر آماره t می باشد.

با توجه به نتایج جدول (۷) مشاهده می‌شود که ضرایب α و β به ترتیب معادل ۰/۲۵۴ و ۰/۵۳۹ بوده که هر دو این ضرایب مثبت بوده و مجموع آنها نیز کمتر از یک می‌باشند. بنابراین با توجه به این که هر دو ضرایب مثبت و مجموع آنها کوچکتر از یک می‌باشند می‌توان گفت که به دنبال بروز شوک در سری متغیرها، می‌توان انتظار افزایش همبستگی شرطی دوره بعد را داشت. همچنین، پارامتر β بیانگر همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری است و هر چقدر این پارامتر به یک نزدیک‌تر باشد، همبستگی‌های شرطی دوره جاری به همبستگی دوره قبل نزدیکتر می‌باشد. بنابراین ملاحظه می‌شود که در طول دوره مورد مطالعه همبستگی شرطی بین تلاطمات نرخ تورم، ذخایر قانونی و ذخایر اضافی وجود دارد. از آنجایی که ضریب β نسبتا به یک نزدیک‌تر می‌باشد، همبستگی‌های شرطی دوره جاری به دوره قبل نزدیک‌تر می‌باشد.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

تورم آثار مخربی بر اقتصاد کشورها از ابعاد مختلفی از جمله ثبات اقتصادی، سرمایه گذاری، مصرف و غیره دارد. از دیرباز محققین اقتصادی سعی در مطالعه عوامل موثر بر تورم و کنترل آن داشته و دارند. سیاست‌های پولی یکی از ابزارهای بنیادین در اختیار مقامات پولی از جمله بانک مرکزی قرار دارد. از آنجایی که سیاست‌های پولی عرضه پول و نقدینگی را تحت تاثیر قرار می‌دهد نقش قابل توجهی 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 موثر می‌باشد که نرخ تورم را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در تحقیق حاضر با استفاده از روش MGARCH-BEEK به بررسی سرریز نوسانات ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بانک مرکزی بر نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران در طول دوره زمانی ۱۳۵۲:۱ تا ۱۳۹۵:۴پرداخته شد. نتایج نشان داد شوک‌ها و نوسانات دوره قبل نرخ تورم تاثیر معناداری بر نوسانات نرخ تورم دوره جاری دارد. شوک‌های دوره قبل ذخایر قانونی و اضافی تاثیر منفی و معنادار بر نوسانات نرخ تورم دوره جاری دارد. همچنین نوسانات دوره قبل ذخایر قانونی و ذخایر اضافی تاثیر مستقیم و منفی بر نوسانات دوره جاری تورم دارد. مشاهده می‌شود که شوک‌ها و نوسانات ذخایر قانونی و ذخایر اضافی تاثیر معناداری بر نوسانات نرخ تورم دارد. لذا سرریز نوسانات ذخایر قانونی و ذخایر مازاد بر بی ثباتی و نوسانات نرخ تورم در اقتصاد ایران روی می‌دهد. از آنجایی سرریز نوسانات ذخایر قانونی و اضافی بانک مرکزی ایران منجر به تلاطم و نوسان نرخ تورم در ایران می‌شود، مقامات پولی یعنی بانک مرکزی ایران با هماهنگی بین ذخایر قانونی و ذخایر اضافی بر حجم نقدینگی در ایران کنترل‌های لازم را داشته باشند تا بتوانند از بروز بی‌ثباتی در نرخ تورم جلوگیری کنند.

فصلنامه علمی (مقاله علمی - پژوهشی)جامعه شناسی سیاسی ایران، سال دوم، شماره سوم(پیاپی ۷)،پاییز ۱۳۹۸

منابع

اسماعیل‌زاده مقری، علی (۱۳۸۸)، بررسی تاثیرپذیری تورم از سرمایه‌گذاری کل در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال نهم، شماره ۲، پیاپی ۳۳.

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

آل عمران، رویا و آل عمران، سیدعلی (۱۳۹۲)،اثرپذیری بازار سهام در نتیجه رشد نامنظم حجم نقدینگی فصلنامه بورس اوراق بهادار. ۲۴، ص: ۲۲-۵.

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.

پروین، سهیلا.، شاکری، عباس و احمدیان، اعظم (۱۳۹۳)، ارزیابی اثرات ترازنامه‌ای سیاست‌های پولی در شبکه بانکی کشور بر متغیرهای کلیدی اقتصاد ایران (رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۹، شماره ۵۸، ص: ۱۱۵-۷۷.

پورکاظمی، محمدحسین.، بیرانوند، امین و دلفان، محبوبه (۱۳۹۴)، تعیین عوامل تاثیرگذار بر تورم و طراحی سیستم هشدار دهنده تورم شدید برای اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۲۳، شماره ۷۶، ص: ۱۶۶-۱۴۵.

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

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

حاجی قاسمی، شهناز.، نجاتی، مهدی وصالحی آسفیجی، نورالله (۱۳۹۶)، ارزیابی اثرات نرخ بهره واقعی و نرخ ذخیره قانونی بر متغیرهای منتخب کلان اقتصاد ایران، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، سال چهارم، شماره ۳، ص: ۱۴۲-۱۱۷.

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

درگاهی، حسن و هادیان، مهدی (۱۳۹۶)، مقایسه آثار تکانه‌های پولی ناشی از ضریب فزاینده و پایه پولی در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال ۱۷، شماره ۶۷، ص: ۲۱۹-۱۸۹.

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

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

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

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، سال ۶، شماره ۱۹، ص: ۸۹-۱۰۹.

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، سال ششم، شماره ۲، ص: ۲۳۸-۲۱۵.

فطرس، محمدحسن و هوشیداری، مریم (۱۳۹۵)، بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران رویکر GARCH چند متغیره، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، سال پنجم، شماره ۱۸، ص: ۱۷۷-۱۴۷.

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)، سال ۱۴، شماره ۲، ص: ۱۵۶-۱۳۵.

کشاورزیان پیوستی، اکبر (۱۳۸۳)، بررسی عملکرد ابزار های سیاست پولی در ایران، مجله بانک و اقتصاد، شماره ۴۶ و ۴۷.

محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین.، حسن‌زاده، اکبر و جعفرزاده، بهروز (۱۳۹۵)، نااطمینانی تورم و نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی در ایران، تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۱، شماره ۴، ص: ۹۵۰-۹۲۳.

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، سال ۱۷، شماره ۱۹، ص: ۱۱۲-۹۳.

مهرآرا، محسن و قبادزاده، رضا (۱۳۹۵)، بررسی عوامل موثر بر تورم در ایران مبتنی بر رویکر میانگین گیری بیزینی (BMA) و میانگین گیری حداقل مربعات (WALS)، فصلنامه علمی-پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه، سال ۲۰، شماره ۱، ص: ۸۲-۵۷.

نجارزاده، رضا.، سحای، بهرام و سلیمانی، سیروس (۱۳۹۱)، بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در کوتاه مدت و بلند مدت: کاربردی از مدل‌های فضا-حالت با واریانس ناهمسانی راه گزینی مارکف، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۵۴، ص: ۲۶-۱.

نوربخش، ایمان و زواریان، زهرا (۱۳۹۵)، کنترل ذخایر اضافی بانک ها: ابزار سیاست پولی. تازه های اقتصاد. سال نهم، شماره ۱۳۲، ص: ۷۶-۸۰.

هادیان، ابراهیم و پارسا، حجت (۱۳۸۷)، برآورد تأثیر با وقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۳۶، ص: ۱۶۱.

Armas, A., Castillo, P & Vega, M (2014), Inflation Targeting and Quantitative Tightening: Effects of Reserve Requirements in Peru, Economía, 15(1), 133-175.

Berument, H & Dincer, N. N. (2005), Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries, Physica A 348: 371–379.

Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Hetero-skedasticity. Journal of Econometrics, No.31: 307-327.

Boyer, Lutcretia and other, (2005), Board of Governors of the Federal Reserve System, The Federal Reserve System; Purposes and Functions, 9th edition.

Buzeneca, I and Rodolfo, M (2007), Monetary Policy Implementation: Results from a Survay, International Monetary Fund , Working Paper.

Cukierman, A. & Meltzer, A. (1986), A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation Under Discretion and Asymetric Information, Econometrica, 54: 1099-1128.

Engle.F. R. (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,Econometrica, 50-4: 987-1007.

Friedman, M. (1977), Nobel Lectures: Inflation and Unemployment, Journal of Political Economics, Vol. 85: 451-472.

Gray, S (2011), Central Bank Balances and Reserve Requirements (No. 11-36), International Monetary Fund.

Holland, S. (1993), Uncertain Effects of Money and the Link Between the Inflation Rate and Inflation Uncertainty, Economic Inquiry January.

Karras, G. (2017), Is the Relationship between Inflation and Its Volatility Asymmetric? US Evidence, 1800–2016, The Journal of Economic Asymmetries, 16: 79–86.

Lucas, R. E. J (1973), Some International Evidence on Output–inflation Tradeoffs, American Economic Review, 63(3): 326-334.

Okun, A. M. (1971), The Mirage of Steady Inflation, Brooking Papers on Economic Activity, 2: 485-498.

Sargent, T. J & Wallace, N (1975), Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule, Journal of Political Economy, 83(2): 241-254.

Ungar, M & Zilberfarb, B (1993), Inflation and its Unpredictability -Theory and Empirical Evidence. Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 25: 709-720.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی