فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) ماه/سال انتشار دوره(شماره) ص-ص

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه با استفاده از الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ و تشخیص رابطه‌ی متقابل بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم در ایران

حامد پیرپور * حسین صمصامی مزرعه آخوند **

* دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول)،

** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت:
تاریخ بازنگری:
تاریخ پذیرش:
انتشار آنلاین از تاریخ

طبقه‌بندی JEL: P24. ،E31،C22

واژگان کلیدی:
نوسانات نرخ ارز، تورم پایه، الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ، علیت گرنجر و خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی.

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: h_pirpour@sbu.ac.ir
0000-0003-2517-5440

آدرس پستی:
تهران، بزرگراه شهید چمران، خیابان یمن، میدان شهید شهریاری، بلوار دانشجو، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، کد پستی: ۱۹۸۳۹۶۹۴۱۱

اطلاعات تکمیلی:

قدردانی: نویسندگان از تلاش‌های سردبیر و همه داوران ناشناس که به بهبود قابل ملاحظه‌ی این مقاله کمک کرده‌اند، سپاسگزاری می‌کنند.

تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی: هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نشده است.

غیر قابل انتشار

چکیده

نوسانات نرخ ارز و وجود نرخ‌های تورم بالا و پیوسته در یک اقتصاد را می‌توان دو عامل مهم اثرگذار در ایجاد نااطمینانی اقتصادی به شمار آورد که آسیب‌های قابل توجهی به رشد اقتصادی، افزایش نرخ بیکاری و گسترش توزیع ناعادلانه ثروت را به دنبال دارد. با توجه به اثرات مخرب نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورمی از مسیر اصلی، دو هدف اصلی در این مطالعه پیگیری شد. اولین هدف این مطالعه، بررسی رابطه‌ی متقابل بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورمی به صورت ماهانه از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ با استفاده از علیت گرنجر و علیت تودا و یاماموتو بود. هدف دوم در این مطالعه، ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه بر اساس الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دوره‌ی ۱۳۵۳-۱۴۰۱ بود. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که رابطه‌ی متقابل بین متغیرهای نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم تأیید می‌شود. علاوه‌بر این، نتایج به دست آمده اثرگذاری مثبت نوسانات نرخ ارز، نقدینگی و نرخ ارز بر تورم پایه را تأیید می‌کند. از طرف دیگر، تولید ناخالص داخلی دارای اثری منفی بر تورم پایه است. با توجه به نتایج به دست آمده، توصیه می‌شود که برای کاهش نوسانات نرخ ارز وکنترل تورم، نظام ارزی مناسب و کارایی توسط دولت ایجاد و پیروی شود تا از طریق آن، امنیت اقتصادی و هدایت نقدینگی به سمت فعالیت‌های مولد افزایش یابد. همچنین، اعمال سیاست‌های مالی و پولی هماهنگ و بهینه برای کنترل تورم و به دنبال آن، کاهش نوسانات نرخ ارز ضروری است.

ارجاع به مقاله:
نام خانوادگی نویسنده اول، نام نویسنده اول، نام خانوادگی نویسنده دوم و نام نویسنده دوم. (سال انتشار). عنوان مقاله. *عنوان مجله*، دوره(شماره), ص-ص.

10.22055/jqe.2019.26401.1899

© 2021 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

از مشکلات مهمی که طی دهه‌های اخیر اقتصاد ایران با آن مواجه بوده است و باعث کاهش امنیت اقتصادی و هدایت جریان نقدینگی به سمت فعالیت‌های سوداگرانه به جای فعالیت-های مولد اقتصادی شود، نوسانات شدید در نرخ ارز و تورم است. منظور از تورم، افزایش مداوم و هم‌زمان سطح کلی قیمت‌های کالاها و خدمات در یک اقتصاد در طی یک دوره‌ی مشخص است (Sumantri & Fadli, 2022 ؛Case et al, 2020 ؛ Barro, 1997). برای اندازه‌گیری تورم در یک اقتصاد به منظور تجزیه و تحلیل این متغیر از شاخص قیمت مصرف کننده[1] (CPI) استفاده می‌شود. CPI میانگین وزنی تغییرات قیمت سبد مصرفی خانوار بر اساس یک سال پایه است (Stanford, 2008).

اقتصاد ایران طی دهه‌های اخیر، تورم بالا و پیوسته‌ای را تجربه کرده است که از دلایل آن می‌توان به اجرای سیاست‌های تعدیل ساختاری، کاهش درآمد عمومی، بحران بدهی‌های خارجی، رشد پول، سیاست‌های یارانه‌ای، سیاست‌های پولی تورمی بانک مرکزی، بحران بازار مسکن، تحریم‌ها و افزایش نرخ ارز اشاره کرد (Gil-Alana et al., 2019). یکی از عوامل مهم در افزایش نوسانات نرخ تورم طی دهه‌های اخیر در ایران، وجود نوسانات نرخ ارز است. افزایش (کاهش) نرخ ارز طریق راه‌های مختلف می‌تواند باعث افزایش (کاهش) تورم شود. افزایش نرخ ارز می‌تواند باعث افزایش هزینه‌ی تولیدات محصولاتی شود که مواد اولیه‌ی آن از خارج تهیه می‌شود. همچنین با اثرگذاری بر تورم انتظاری، افزایش دستمزد اسمی و تورم را به دنبال دارد (Agenor & Montiel, 1996؛ Shojaeipour Monfared & Akın, 2017). همچنین یکی از اجزای پایه پولی[2]، خالص دارایی‌های خارجی[3] است و ارزش ریالی آن از دو طریق افزایش می‌یابد که شامل رشد حجم ارز وارد شده نسبت به ارز خارج شده و افزایش قیمت ارز است. از این‌رو، کاهش ارزش پول ملی باعث افزایش پایه پولی و در نتیجه، افزایش حجم پول می‌شود. اگر چه افزایش حجم پول در کوتاه‌مدت به دلیل چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها در کوتاه‌مدت دارای اثرگذاری بیشتر بر متغیرهای

[1] Consumer Price Index
[2] Monetary Baes
[3] Net Foreign Assets

حقیقی است، اما در بلندمدت فقط آثار تورمی دارد. در کشورهای دارای نرخ‌های تورم بالا و پیوسته که باعث انتظارات تورمی بالا می‌شود، اثرگذاری افزایش حجم پول حتی در کوتاه-مدت بر متغیرهای حقیقی کارا نیست و باعث ابر تورم[4] می‌شود (Mankiw, 2006). بنابراین، یکی دیگر از راه‌های اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر تورم از طریق پایه پولی و حجم پول در اقتصاد است.

تورم از دو طریق باعث ایجاد تغییرات در نرخ ارز می‌شود. افزایش تورم باعث افزایش قیمت کالاهای داخلی در بازارهای بین‌المللی و داخلی می‌شود که کاهش قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌های اقتصادی داخلی در بازارهای بین‌المللی را به دنبال دارد. کاهش قدرت رقابت‌پذیری تولیدکنندگان داخلی باعث کاهش صادرات، افزایش واردات، کاهش ذخایر ارزی و کاهش ارزش پول ملی می‌شود (Ilmas et al., 2022). بر اساس نظریه‌ی برابری قدرت خرید[5] (PPP) و قانون یک قیمت[6] (LOP)، تغییرات در نرخ تورم می‌تواند بر نرخ ارز اثرگذار باشد (Bahmani-Oskooee & Nasir, 2015).

با توجه به آثار منفی نوسانات نرخ ارز و تورم بر اقتصاد به دلیل اثرگذاری متقابل نرخ ارز و تورم بر یکدیگر، در این مطالعه سعی شده که اثرات متقابل نوسانات نرخ ارز و انحراف نرخ تورم از تورم پایه یا هسته[7] در ایران ارزیابی شود؛ زیرا وجود نوسانات نرخ ارز و انحراف تورم از تورم پایه (یکی از متغیرهای مهم در پیش‌بینی و تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی و سیاست‌گذاران است) باعث افزایش نااطمینانی اقتصادی و رشد فعالیت‌های واسطه‌گری به جای فعالیت‌های مولد در اقتصاد می‌شود. در این راستا، ابتدا برای به دست آوردن متغیر انحرافات تورمی از اختلاف بین نرخ تورم محقق شده و تورم پایه یا هسته استفاده می‌شود. مقادیر تورم پایه با روش تبدیلات موجک[8] به دست می‌آید. سپس با استفاده از انحراف معیار الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته

[4] Hyperinflation
[5] Purchasing Power Parity
[6] Law of One Price
[7] Core Inflation
[8] Wavelet Transforms

آستانه‌ای[9] (TGARCH)، نوسانات نرخ ارز محاسبه می‌شود. پس از به دست آوردن متغیرهای ذکر شده در بالا، رابطه‌ی متقابل بین این متغیرها با استفاده از روش علیت گرنجر[10] طی دوره‌ی ماهانه از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

بر اساس الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ[11] که توسط ابستفلد[12] (۱۹۸۵) معرفی شد، متغیرها در حالت پایدار علاوه‌بر متغیرهای بنیادی، از شوک‌ها و نوسانات اثرپذیر هستند. دلیل وجود چنین اثری در نظر گرفتن ناپایا[13] (دارای گام تصادفی بدون رانش[14]) بودن متغیرهای تولید و عرضه‌ی پول و وجود فرایند خود توضیح میانگین متحرک برای شوک تقاضا در طول زمان برای یک اقتصاد است. همچنین فرض می‌شود که قیمت‌ها چسبندگی بیشتری در بازار کالا در مقایسه با بازار دارایی (که بازار ارز نیز در این بازار وجود دارد) دارند. با توجه به اثرگذاری متغیرهای اسمی و نوسانات آن‌ها در این الگو، در این مطالعه سعی می‌شود تا اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه بر اساس این رویکرد و روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[15] (ARDL) مورد ارزیابی قرار گیرد.

در ادامه‌ی این مطالعه، در بخش دوم ادبیات نظری و پیشینه‌ی پژوهش، در بخش سوم حقایق آشکار شده، در بخش چهارم الگوی پژوهش و داده‌ها، در بخش پنجم نتایج تجربی و در بخش ششم نتیجه گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲- ادبیات نظری و پیشینه‌ی پژوهش

۲-۱- ادبیات نظری

تورم بلندمدت با نرخ زیاد در اقتصاد دارای اثرات منفی زیادی از جمله کاهش رشد اقتصادی، کاهش کارایی، تشدید نابرابری درآمدی و ثروت، نااطمینانی اقتصادی و کاهش ارزش پول

[9] Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[10] Granger causality
[11] Stochastic Mundell-Fleming Model
[12] Obstfeld
[13] Non-stationary
[14] Random Walk Without Drift
[15] Autoregressive Distributed Lag

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ملی است (Purnomo, 2017). اثرات منفی تورم در چارچوب مدل‌های رشد اقتصادی اقتصاددانان مختلفی مانند ارفانیدس و سولو[16] (۱۹۹۰)، دی گرگوریو[17] (۱۹۹۳) و روبینی و سالای مارتین[18] (۱۹۹۵) مورد مطالعه قرار گرفته است. به طور کلی، افزایش مستمر درآمد سرانه نتیجه‌ی انباشت سرمایه و بهبود مداوم کارایی استفاده از عوامل تولید است. یکی از عوامل اصلی بازگشت سرمایه و سرمایه‌گذاری، نااطمینانی ناشی از نرخ بالای تورم پیش‌بینی نشده و وجود نوسانات نرخ تورم است که باعث کاهش انگیزه‌ی سرمایه‌گذاران برای انجام فعالیت‌های مولد اقتصادی می‌شود (Bruno, 1993؛ Pindyck & Solimano, 1993؛ Andres & Hernando, 1997). علاوه‌بر این، تورم بر انباشت سایر عوامل تعیین کننده‌ی رشد مانند سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه اثرگذار است (Andres & Hernando, 1997). افزایش مداوم نرخ تورم مانع از توانایی سیستم مالی در تخصیص مؤثر و بهینه‌ی منابع می شود که از این‌رو، تورم اثر مخربی بر توسعه مالی دارد (Boyd et al., 2001؛ Sintos, 2023). تورم علاوه‌بر اثرگذاری منفی بر عملکرد کارای اقتصادی یک کشور، باعث توزیع ناعادلانه‌ی فرصت‌های اقتصادی و تشدید نابرابری ثروتی و درآمدی در جامعه شود (Easterly & Fischer, 2001؛ Sintos, 2023).

دلایل اصلی تورم از سه مسیر قابل ردیابی است که آن‌ها شامل طرف تقاضا، طرف عرضه و انتظارات تورمی هستند. عواملی که باعث افزایش و کاهش کل تقاضا برای کالاها و خدمات (تقاضای کل) نسبت به عرضه‌ی کالاها و خدمات (عرضه‌ی کل) می‌شوند به ترتیب افزایش و کاهش تورم و تولید را به دنبال دارد. تقاضای کل ممکن است به دلیل افزایش در مصرف، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات افزایش یابد. این افزایش تقاضای کل باعث افزایش تقاضای نیروی کار می‌شود که خود عاملی برای افزایش دستمزدها و افزایش هزینه‌های تولید و افزایش بیشتر تورم است. از طرف دیگر، تورم ناشی از طرف عرضه زمانی رخ می‌دهد که فشار هزینه به دلیل افزایش هزینه‌های تولید صورت گیرد. تورم فشار هزینه زمانی رخ می‌دهد که عرضه‌ی کل کاهش یابد، اما تقاضای کل ثابت باشد که در این حالت، افزایش تورم و کاهش تولید مشاهده می‌شود (Mehrara et al., 2015).

[16] Orphanides & Solow

[17] De Gregorio

[18] Roubini & Sala-i-Martín

انتظارات در مورد افزایش قیمت‌ها در آینده نیز می‌تواند بر تصمیمات اقتصادی افراد در زمان حال اثرگذار باشد که عاملی در جهت تغییرات در تورم در زمان حال است. اگر شرکت-ها انتظار افزایش تورم را در آینده داشته باشند، ممکن است که قیمت کالاها و خدمات خود را با سرعت بیشتری افزایش دهند. در صورت وجود تورم انتظاری در بین کارگران، آن‌ها دستمزد بیشتری در زمان حال طلب می‌کنند تا در صورت افزایش تورم در اواسط قرارداد خود بتوانند کاهش قدرت خرید خود را جبران کنند. این رفتارها که گاهی اوقات روانشناسی تورم[19] نامیده می‌شود، می‌تواند باعث افزایش نرخ تورم شود (Moessner, 2021). روانشناسی تورم به حالتی گفته می‌شود که در کشورهای دارای تورم انتظاری بالا رخ می‌دهد و در این اقتصادها، مصرف‌کنندگان با باور افزایش پیوسته‌ی قیمت‌ها، خرید خود را زودتر از زمان نیاز خود انجام می‌دهند. همچنین در چنین وضعیتی، نیروی کار از آن‌جا که دارای تورم انتظاری بالا هستند، در زمان عقد قرارداد با کارفرما، درخواست دستمزد بیشتری از مقدار متناسب با تورم واقعی را دارند. در چنین اقتصادهایی، منحنی فیلیپس به طور پیوسته به سمت بالا در حال انتقال است، و شیب منحنی کوتاه‌مدت فیلیپس بسیار کم و حتی صعودی می‌شود که اگر شیب صعودی باشد، در مواقعی که تورم انتظاری از تورم واقعی بر اساس روانشناسی تورم بیشتر است، افزایش تورم باعث افزایش نرخ بیکاری نیز می‌شود (Gaffeo & Canzian, 2011). متغیری که می‌تواند بر تقاضای کل و تورم انتظاری اثرگذار باشد، حجم پول است. افزایش حجم پول در کشورهایی که دارای زیرساخت‌های مناسب برای تولید و سرمایه‌گذاری کافی در اقتصاد نیستند، افزایش رشد نقدینگی به جای حرکت به بخش‌های مولد اقتصاد به سمت فعالیت‌های غیرمولد و واسطه‌گری هدایت می‌شود که نتیجه‌ی آن، افزایش شیب منحنی عرضه‌ی کل و کاهش اثر حجم پول بر متغیرهای حقیقی و افزایش اثر آن بر متغیرهای اسمی است. در این راستا، افزایش حجم پول در اقتصادهایی با این ویژگی، دارای اثرات تورمی زیاد در کوتاه‌مدت و بلندمدت است که در صورت افزایش پیوسته‌ی رشد نقدینگی نسبت به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت و عدم توجه به زیرساخت‌های تولید و عواملی که باعث جذب سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد می‌شود، تورم انتظاری نیز در آن اقتصاد افزایش می‌یابد (Kiyotaki & Moore, 2002).

[19] Inflation Psychology

اثرگذاری نرخ ارز بر تورم از هر سه مسیر ذکر شده یعنی طرف عرضه، طرف تقاضا و تورم انتظاری است. افزایش نرخ ارز باعث افزایش قیمت تمام شده‌ی نهاده‌های وارداتی شود که از آن‌ها برای تولیدات محصولات داخلی استفاده می‌شود. با افزایش هزینه‌های تولید این محصولات، فشار هزینه رخ می‌دهد که عاملی در جهت کاهش عرضه نسبت به تقاضای آن‌ها است. کاهش عرضه نسبت به تقاضا باعث افزایش قیمت و کاهش تولید (رکود تورمی) می‌شود. علاوه‌بر این، نوسانات نرخ ارز باعث نااطمینانی اقتصادی در یک کشور می‌شود که عاملی در جهت تغییر انتظارات تورمی افراد آن جامعه است که عاملی برای ایجاد فشار هزینه، کاهش عرضه‌ی کل و رکود تورمی است. شرکت‌ها نیز در وضعیت نااطمینانی اقتصادی، با سرعت بیشتری تعدیل قیمت را انجام می‌دهند تا بتوانند هزینه‌های خود را در آینده با این افزایش قیمت پوشش دهند (Svensson, 2000).

از طرف تقاضا نیز تغییرات نرخ ارز می‌تواند باعث اثرگذاری بر قیمت کالاهای نهایی وارداتی شود. تغییر قیمت این کالاها در صورت عدم تغییر سهم کالاهای خارجی در سبد مصرف کننده‌ی داخلی، به طور مستقیم تغییرات در CPI و نرخ تورم را به دنبال دارد. همچنین، کاهش ارزش پول ملی نسبت پول دیگر کشورها باعث ارزان‌تر شدن محصولات داخلی در بازارهای بین‌المللی و احتمال افزایش خالص صادرات آن کشور است. با افزایش خالص صادرات در یک کشور، تقاضای کالاها و خدمات داخلی نسبت به عرضه‌ی داخلی آن افزایش می‌یابد که نتیجه‌ی آن، افزایش نرخ تورم است (Agenor & Montiel, 1996؛ Shojaeipour Monfared & Akın, 2017). افزایش خالص صادرات عاملی در جهت افزایش تقاضای نیروی کار داخلی و افزایش دستمزدهای آن‌ها است که این موضوع باعث افزایش تورم به دنبال بیشتر شدن هزینه‌های تولید می‌شود (Isnowati et al., 2023).

نوسانات نرخ ارز از طریق ایجاد فضای نااطمینانی در اقتصاد می‌تواند اثرات منفی قابل توجهی بر رشد اقتصادی داشته باشد. نااطمینانی ناشی از نوسانات نرخ ارز در بازارهای مالی باعث هدایت منابع مالی به فعالیت‌های سوداگرانه به جای فعالیت‌های مولد در اقتصاد می‌شود (Yazdani & Pirpour, 2017 ؛Farzam et al., 2013). نوسانات نرخ ارز نیز از طریق تغییر در ارزش دارایی‌های شرکت‌ها باعث ارزیابی نادرست درآمدها و هزینه‌های طرح‌های اقتصادی و ایجاد تغییرات زیاد در میزان منافع شرکت‌ها می‌شود (Shah'abadie & Mahmudie, 2006). نوسانات نرخ ارز به دلیل ایجاد نااطمینانی در محیط اقتصادی،

باعث کاهش انگیزه سرمایه‌گذاران داخلی در فعالیت‌های حقیقی و کاهش کارایی سرمایه در شرکت‌ها می‌شود که نتیجه‌ی آن، کاهش رشد اقتصادی است (Morina, 2020). نوسانات نرخ ارز باعث ایجاد تغییر در میزان سود و زیان سرمایه‌گذاران خارجی می‌شود. در این راستا، اگر سرمایه‌گذار خارجی نسبت به زمان برگشت اصل سرمایه خود به دلیل نوسانات نرخ ارز در کشور سرمایه‌پذیر اطمینان لازم را نداشته باشد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[۲۰] و رشد اقتصادی در آن کشور کاهش می‌یابد (Foad, 2005؛ Yazdani & Pirpour, 2017). علاوه‌بر اثرات منفی نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای ذکر شده، تغییرات نرخ ارز از طریق ایجاد تغییر در خالص دارایی‌های خارجی به ارزش پول داخلی باعث تغییر در پایه پولی و حجم پول در اقتصاد می‌شود. در این راستا، افزایش نرخ ارز باعث افزایش ارزش ریالی خالص دارایی‌های خارجی و رشد پایه پولی می‌شود که به دنبال آن، نقدینگی و تورم افزایش پیدا می‌کند. با توجه به ادبیات ذکر شده در بالا، شدت افزایش تورم در اقتصادهایی که توانایی جذب سرمایه‌گذاری کافی و هدایت نقدینگی را به بخش‌های مولد را ندارند، باعث ایجاد تورم لجام گسیخته و افزایش تورم انتظاری می‌شود.

با توجه به اثرات منفی نوسانات نرخ ارز بر اقتصاد، عوامل فزاینده و کاهنده‌ی این نوسانات را باید پیدا کرد. بر اساس نظریه‌های PPP و LOP، نوسانات نرخ تورم داخلی و خارجی می‌تواند بر نوسانات نرخ ارز اثرگذار باشد. افزایش قیمت کالاها و خدمات داخلی نسبت به قیمت این محصولات در کشورهای خارجی باعث تضعیف پول ملی می‌شود (Devia, 2019). یکی دیگر از راه‌های اثرگذاری تورم بر نرخ ارز، رقابت پذیری تولیدکنندگان داخلی در بازارهای بین‌المللی است. در صورت افزایش سطح قیمت‌های کالاهای قابل تجارت در کشور داخل نسبت به طرف‌های تجاری، تقاضای کشورهای واردکننده‌ی محصولات از کشور داخلی کاهش و علاوه‌بر آن، صادرات از کشورهای خارجی افزایش می‌یابد. این افزایش نسبی قیمت‌ها باعث کاهش قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌های داخلی در بازارهای بین‌المللی می‌شود که عاملی در جهت کاهش ذخایر ارزی و افزایش نرخ ارز است (Ilmas et al., 2022).

[20] Foreign Direct Investment

بنابراین، می‌توان یک رابطه‌ی دو طرفه بین تورم و نرخ ارز را تصور کرد. از این‌رو با فرض وجود رابطه‌ی متقابل بین آن‌ها، نوسانات نرخ ارز باعث تشدید انحرافات نرخ تورم از تورم پایه می‌شود، زیرا اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم در کوتاه‌مدت اثرگذاری بیشتری نسبت بلندمدت دارد. از آن‌جا که تورم پایه حالتی پایدار و بلندمدت از تورم است، واکنش این متغیر در مواجه شدن با نوسانات و شوک‌ها بسیار کمتر از مقدار محقق شده‌ی آن است. با وجود اثرگذاری بیشتر متغیرهای بنیادی و حقیقی بر تورم پایه، در صورتی که اقتصاد دارای حالتی تصادفی باشد، در آن صورت شوک‌ها و نوسانات علاوه‌بر اثرگذاری در کوتاه‌مدت می‌توانند بر حالت پایدار متغیرها اثرگذار باشند. بر اساس ادبیات ذکر شده، از آن‌جا که اثرگذاری تورم بر کاهش ارزش پول ملی مثبت است، افزایش انحرافات تورمی می‌تواند باعث وقوع نوسانات بیشتر در نرخ ارز شود. در این راستا، زمانی که تورم محقق شده از مقدار پایه‌ی آن بیشتر باشد، نرخ ارز تمایل به افزایش دارد و در مقابل، انحراف تورمی به سمت پایین می‌تواند عاملی در جهت کاهش نرخ ارز باشد.

یکی دیگر از اهداف این مطالعه، ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه است. در ادامه بخشی از الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ ارائه می‌شود تا بر اساس آن، اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه از دیدگاه نظری اثبات شود. بر اساس فروض این الگو، عرضه‌ی پول و تولید متغیرهایی با گام تصادفی بدون رانش و شوک تقاضا یک متغیر دارای فرایند خود توضیح میانگین متحرک است. از این رو، توابع عرضه‌ی پول، تولید و شوک تقاضا به صورت معادلات (۱) تا (۳) است.

$$y_t = y_{t-1} + z_t \qquad z_t \overset{iid}{\sim} N(0,\sigma_z^2) \qquad (۱)$$

$$m_t = m_{t-1} + \upsilon_t \qquad \upsilon_t \overset{iid}{\sim} N(0,\sigma_\upsilon^2) \qquad (۲)$$

$$d_t = d_{t-1} + \delta_t - \gamma\delta_{t-1} \qquad \delta_t \overset{iid}{\sim} N(0,\sigma_\delta^2) \qquad (۳)$$

که در آن y ، m و d به ترتیب نشان دهنده‌ی تولید، عرضه‌ی پول و شوک طرف تقاضا است. معادله‌ی تعادل سرمایه گذاری و پس انداز[۲۱] (IS) بر اساس الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ به صورت معادله‌ی (٤) است.

[21] Investment and Saving Equilibrium

$$y_t^d = \eta(s_t - p_t) - \sigma[i_t - E_t(p_{t+1} - p_t] + d_t \qquad (۴)$$

که در آن y^d تقاضای کل، s نرخ ارز اسمی، i نرخ بهره‌ی اسمی و d شوک طرف تقاضا است. همه‌ی متغیرهای مورد استفاده در این الگو، به غیر از نرخ‌های بهره، به صورت لگاریتم طبیعی هستند. همچنین معادله‌ی تقاضای پول (ترجیح نقدینگی و عرضه پول[۲۲]) (LM) به صورت معادله‌ی **Error! Reference source not found.** است.

$$m_t - p_t = y_t^d - \lambda i_t \qquad (۵)$$

که در آن m تقاضای پول است. در این الگو نیز فرض شده است که تعادل بازار سرمایه بر اساس نرخ بهره‌ی غیر پوششی[۲۳] است. بر اساس معادلات زیر، نرخ ارز حقیقی و نرخ بهره به دست می‌آید، و متغیرهای مربوط به کشور خارجی (با اندیس ستاره (*) مشخص شدند) به صورت برون‌زا صفر در نظر گرفته شده است که با این فرض تغییری در نتایج حاصل نمی‌شود.

$$i_t - i_t^* = E_t(s_{t+1} - s_t) \qquad (۶)$$

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \qquad (۷)$$

که در آن q نرخ ارز حقیقی است. با توجه معادات (٦) و (۷)، معادله‌ی نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار به صورت معادله‌ی (۸) می‌شود.

$$\bar{q}_t = \frac{y_t - d_t}{\eta + \sigma} + \frac{\sigma}{\eta + \sigma} E_t \bar{q}_{t+1} \qquad y_t^d = y_t \qquad (۸)$$

که این معادله، یک معادله‌ی تفاضلی تصادفی بر حسب $\bar{q}$ است. برای حل این معادله از روش ضرایب نامعین[۲۴] استفاده می‌شود. متغیر نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار، تابع خطی از متغیرهای مستقل در معادله‌ی (۹) در نظر گرفته می‌شود.

غیرقابل انتشار

[22] Liquidity Preference and Money Supply
[23] Uncovered Interest Rate Parity
[24] Undetermined Coefficients

$$\bar{q}_t = \alpha_1 y_t + \alpha_2 m_t + \alpha_3 d_t + \alpha_4 \delta_t \quad (۹)$$

که اگر از معادله‌ی (۹) امید ریاضی گرفته شود، با توجه به معادلات تولید، عرضه‌ی پول و شوک تقاضا، معادله‌ی (۱۰) حاصل می‌شود.

$$E\bar{q}_{t+1} = \alpha_1 y_t + \alpha_2 m_t + \alpha_3 (d_t - \gamma\delta_t) \quad (۱۰)$$

حال با جایگذاری معادلات (۹) و (۱۰) در معادله‌ی (۸) و تساوی قرار دادن ضرایب در دو طرف تساوی و از آن‌جا که در معادله‌ی (۸)، عرضه‌ی پول به صورت صریح آورده نشده است، ضرایب معادله‌ی (۱۰) و نتیجه‌ی نهایی معادله‌ی نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار به صورت زیر می‌شود:

$$\begin{aligned} &\alpha_1 = \frac{1}{\eta} = -\alpha_3 \ , \ \alpha_2 = 0 \\ &\bar{q}_t = \frac{y_t - d_t}{\eta} + \frac{\gamma}{\eta}\left(\frac{\sigma}{\eta + \sigma}\right)\delta_t = \bar{q}_t(z_t, \delta_t) \end{aligned} \quad (۱۱)$$

بر اساس معادله‌ی (۱۱)، شوک‌های طرف عرضه و تقاضا بر نرخ ارز حقیقی در بلندمدت اثرگذار هستند. حال که معادله‌ی نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار مشخص شد، در ادامه معادله‌ی سطح قیمت در بلندمدت با استفاده از معادله‌ی تقاضای پول به دست می‌آید تا از طریق آن و معادله‌ی نرخ ارز حقیقی، معادله‌ی نرخ ارز اسمی در حالت پایدار حاصل و اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم پایه از طریق این الگو ارائه شود. در معادله‌ی (۵) به جای نرخ بهره از معادله‌ی (٦) استفاده می‌شود و معادله‌ی به دست آمده را بر حسب قیمت به صورت معادله‌ی (۱۲) بازنویسی می‌شود. همچنین مانند معادله‌ی نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار، به دلیل آن که از متغیرهای تولید و عرضه‌ی پول (عرضه و تقاضای پول برابر با یکدیگرند) در حالت پایدار استفاده می‌شود، متغیرهای دیگر در معادله‌ی (۱۲) نیز به حالت پایدار تبدیل می‌شوند.

$$\bar{p}_t = m_t - y_t + \lambda E_t(\bar{s}_{t+1} - \bar{s}_t) \quad (۱۲)$$

حال اگر به طرف راست معادله‌ی بالا، عبارت‌های $\lambda E_t \bar{p}_{t+1}$ و $\lambda \bar{p}_t$ اضافه و کم شود، معادله‌ی (۱۳) حاصل می‌شود.

غیرقابل انتشار

$$\bar{p}_t(1+\lambda) = m_t - y_t + \lambda E_t(\bar{q}_{t+1} - \bar{q}_t) + E_t\bar{p}_{t+1} \quad (۱۳)$$

با توجه به معادله‌ی (۱۱) تفاضل مقدار انتظاری نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار و نرخ ارز حقیقی در این حالت برابر با عبارت $[\gamma/\eta+\sigma]\delta_t$ است که با جایگذاری در معادله‌ی بالا معادله‌ی (۱٤) به دست می‌آید.

$$\bar{p}_t = \frac{m_t - y_t}{1+\lambda} + \frac{\lambda\gamma}{(\eta+\sigma)(1+\lambda)}\delta_t + \frac{\lambda}{1+\lambda}E_t\bar{p}_{t+1} \quad (۱۴)$$

که این معادله، یک معادله‌ی تفاضلی تصادفی بر حسب $\bar{p}$ است. برای حل این معادله از روش ضرایب نامعین استفاده می‌شود. متغیر سطح قیمت در حالت پایدار، تابع خطی از متغیرهای مستقل در معادله‌ی (۱۵) در نظر گرفته می‌شود.

$$\bar{p}_t = b_1 y_t + b_2 m_t + b_3 d_t + b_4\delta_t \quad (۱۵)$$

که اگر از معادله‌ی (۱۵) امید ریاضی گرفته شود، با توجه به معادلات تولید، عرضه‌ی پول و شوک تقاضا، معادله‌ی (۱٦) حاصل می‌شود.

$$E\bar{p}_{t+1} = b_1 y_t + b_2 m_t + b_3(d_t - \gamma\delta_t) \quad (۱۶)$$

با جایگذاری معادلات (۱۵) و (۱٦) در معادله‌ی (۱٤) و تساوی قرار دادن ضرایب در دو طرف تساوی و از آن‌جا که در معادله‌ی (۱٤)، شوک تقاضا وجود ندارد، ضرایب معادله‌ی (۱٦) و نتیجه‌ی نهایی معادله‌ی قیمت در حالت پایدار به صورت زیر می‌شود.

$$b_1 = 1 = -b_2 \;,\; b_3 = 0$$
$$\bar{p}_t = m_t - y_t + \varphi\delta_t = \bar{p}_t(z_t, \delta_t, \upsilon_t) \qquad \varphi = \frac{\lambda\gamma}{(1+\lambda)(\eta+\sigma)} \quad (۱۷)$$

بر اساس معادله‌ی (۱۷)، شوک‌های طرف عرضه، تقاضا و پولی بر سطح قیمت در بلندمدت اثرگذار هستند. با توجه به معادله‌ی نرخ ارز حقیقی و معادلات به دست آمده برای قیمت و نرخ ارز حقیقی در حالت پایدار، معادله نرخ ارز اسمی در حالت پایدار به صورت معادله‌ی (۱۸) می‌شود.

غیرقابل انتشار

$$\bar{s}_t = \bar{q}_t + \bar{p}_t$$
$$\bar{s}_t = m_t + (\frac{1-\eta}{\eta}) y_t - \frac{d_t}{\eta} + (\frac{\gamma\sigma}{\eta(\eta+\sigma)} + \varphi)\delta_t = \bar{s}_t(z_t, \delta_t, \upsilon_t) \quad (۱۸)$$

معادله‌ی (۱۸) نشان می‌دهد که نرخ ارز اسمی در حالت پایدار تحت تأثیر شوک‌های طرف عرضه، تقاضا و پولی است (Mark, 2001).

برای ارزیابی نوسانات نرخ ارز اسمی بر تورم پایه، معادله‌ی (۱۲) را با استفاده از مقدار انتظاری به دست آمده از معادله‌ی (۱۸) بر حسب قیمت در حالت پایدار به صورت معادله‌ی زیر بازنویسی می‌شود.

$$\bar{p}_t = m_t - y_t + \lambda\left[m_t + \frac{1-\eta}{\eta} y_t - \frac{1}{\eta}(d_t - \gamma\delta_t) - \bar{s}_t \right] \quad (۱۹)$$

به منظور دستیابی به متغیر نرخ تورم پایه در سمت چپ و نوسانات نرخ ارز در سمت راست معادله با توجه به آن که متغیرها به صورت لگاریتمی هستند، معادله‌ی نرخ تورم پایه با استفاده از معادله‌ی بالا به صورت معادله‌ی (۲۰) به دست می‌آید.

$$\bar{\pi}_t = m_t(1+\lambda) - y_t(1-\lambda\frac{1-\eta}{\eta}) - \frac{\lambda}{\eta}(d_t - \gamma\delta_t) + \lambda(Vs_t) - \lambda s_t - \bar{p}_{t-1} \quad (۲۰)$$

که در آن $\bar{\pi}_t = \bar{p}_t - \bar{p}_{t-1}$ نرخ تورم پایه و $Vs_t = s_t - \bar{s}_t$ نوسانات نرخ ارز است.

۲-۲- پیشینه‌ی پژوهش

با توجه به اهداف این مطالعه، نتایج برخی از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط به این حوزه‌ها در جدول 1) رائه شده است.

جدول 1. مطالعات خارجی و داخلی انجام شده طی دهه اخیر

منبع: یافته‌های پژوهش

Table 1. Foreign and domestic studies conducted during the last decade

Source: Research results

پژوهشگر و سال	روش پژوهش و دوره	نتایج

غیرقابل انتشار

Valogo et al. (2023)	خودرگرسیون آستانه[25] و ۲۰۱۸-۲۰۰۲	کاهش نرخ ارز فراتر از آستانه ماهانه ۰/۷۰ درصد، اثر مثبت بر تورم دارد که به ارتباط سطح آستانه اعتبار می‌دهد. نتایج مدل قاعده سیاست پولی نیز نشان می‌دهد که بدون در نظر گرفتن سطح آستانه ۰/۵۱ درصد، نرخ ارز به طور معناداری بر نرخ سیاست پولی اثر مثبت دارد. از این‌رو، توجه مناسب به نرخ ارز در قاعده سیاستی با وجود حد آستانه (۰/۵۱ درصد) از فراتر رفتن کاهش ارزش ارز از حد بهینه (۰/۷۰ درصد) و در نتیجه، مانع انتقال اثر نرخ ارز بر سطح قیمت‌ها می‌شود.
Long et al. (2022)	همجمعی متغیر با زمان[26] و ۲۰۱۶-۲۰۰۳	اثر تورم بر نرخ ارز از طریق همجمعی متغیر با زمان نشان داده می‌شود. با این وجود، این اثر با الگوهای همجمعی ضریب ثابت تأیید نمی‌شود. علاوه‌بر این، سیاست پولی نه تنها به طور مستقیم از طریق ابزارهای خود به عنوان عرضه پول و نرخ بهره، بلکه به طور غیرمستقیم از طریق تورم بر نرخ ارز اثرگذار است.
Nuhu (2021)	GARCH و مدل تصحیح خطای برداری (VECM)[27] و ۲۰۱۹-۱۹۸۶	حجم پول و نرخ ارز اسمی اثرات مثبت و معناداری بر CPI دارند. بنابراین، نوسانات نرخ ارز و افزایش عرضه پول باعث افزایش نرخ تورم در نیجریه می‌شود.
Keefe (2020)	مدل رگرسیون آستانه پانل پویا[28] و ۲۰۱۶-۲۰۰۰	اقتصادهای نوظهور و پیشرفته زمانی که نوسانات نرخ ارز زیر یک درصد است به تعهدات خود برای هدف‌گذاری تورم پایبند هستند. با این وجود، زمانی که نوسانات فراتر از این مقدار آستانه است، آن‌ها نمی‌توانند یا نمی‌خواهند به انحرافات در شکاف تورمی پاسخ دهند.
Abdi Seyyedkolaee et al. (2022)	خودرگرسیون آستانه و ۱۳۹۶-۱۳۵۰	آستانه‌ی نرخ ارز مؤثر در ایران ۲۷/۶۱۶۰ است و با توجه به این مقدار این آستانه، ضریب نرخ ارز به دلیل اثرپذیری از تورم، از رژیم اول به رژیم دوم افزایش پیدا کرده است.
Tahsili (2022)	خودرگرسیون آستانه و ۱۳۹۷-۱۳۶۹	محیط تورمی و آستانه‌ی آن در اثرگذاری نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها بسیار مهم هستند. در این راستا، اگر نرخ

[25] Threshold Autoregressive
[26] Time-varying Co-integration
[27] Vector Error Correction Model
[28] Dynamic Panel Threshold Regression Model

غیرقابل انتشار

		تورم فصلی بیشتر از ۵/۴۸ درصد (مقدار آستانه) باشد، نوسانات نرخ ارز اثر کمتری بر نرخ تورم دارد. در مقابل، اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر تورم تشدید می‌شود در مواقعی که نرخ تورم کمتر از مقدار آستانه است.
Aboulhassani et al. (2020)	مدل تعادل عمومی تصادفی پویا[29] (DSGE) و ۱۳۹۷-۱۳۶۸	شوک‌های هزینه‌ای ایجاد شده به دلیل شوک‌های نرخ ارز و نرخ بهره باعث افزایش نرخ تورم می‌شود. علاوه‌بر این، نقش انتظارات تورمی در افزایش نوسانات تورم بسیار مهم است.
Qadri Moghadam et al. (2017)	مدل خودرگرسیون برداری[30] (VAR) و ۱۳۹۰-۱۳۷۰	یکی از عوامل اصلی نوسانات نرخ تورم تغییرات در نرخ ارز است. علاوه‌بر متغیرهای اسمی، متغیرهای حقیقی بر تورم در ایران بسیار اثرگذار هستند، و این متغیرهای حقیقی باعث طولانی شدن تورم می‌شود. به طور کلی، دلایل نوسانات کوتاه‌مدت در نرخ تورم شوک‌های پولی و نرخ ارز هستند، اما در بلندمدت متغیرهای حقیقی بر تورم اثر دارند.

با وجود نتایج ارزشمند به دست آمده از سایر مطالعات انجام شده مرتبط با رابطه‌ی بین نرخ ارز و تورم، در مطالعات بسیار اندکی رابطه‌ی متقابل بین این دو متغیر بررسی شده است. با وجود بررسی رابطه‌ی دوطرفه بین این دو متغیر در مطالعات بررسی شده، به اثرگذاری متقابل بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورمی توجهی نشده است. از آن‌جا که با استفاده از تورم پایه می‌توان یک ارزیابی و پیش‌بینی از روند بلندمدت تورم داشت که اثرگذاری متغیرهای حقیقی نسبت به نوسانات و شوک‌ها بر آن بیشتر است. از این‌رو، نوسانات نرخ ارز یکی از عوامل اصلی ایجاد نااطمینانی و متغیری با حساسیت زیاد نسبت به حوادث غیرمنتظره (مانند تحریم، جنگ، تنش در روابط سیاسی بین کشورها و ...) است، ارزیابی ایجاد انحرافات تورم محقق شده از تورم پایه به دلیل حوادث غیر منتظره از طریق نوسانات نرخ ارز یکی از وجه تمایزات این مطالعه با سایر مطالعات است. اگر چه پس از انقلاب اسلامی، ایران همواره با تحریم‌های مختلفی مواجه بوده است، اما به دلیل وابستگی بسیار شدید درآمدهای ارزی و اقتصاد به درآمدهای نفتی، تحریم‌هایی که باعث ایجاد موانعی در

[29] Dynamic Stochastic General Equilibrium

[30] Vector Autoregression Model

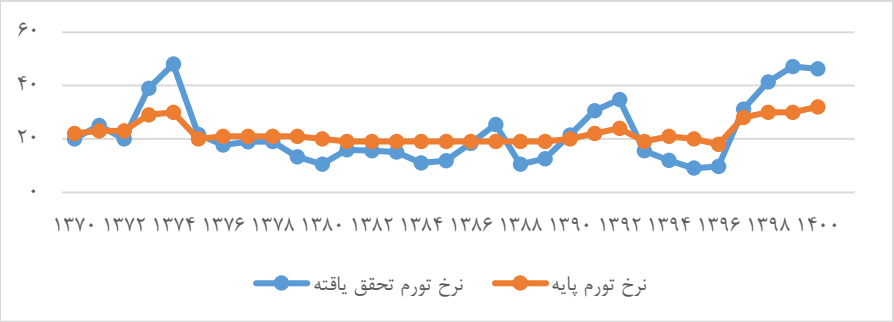
صادرات نفت شود، نوسانات در نرخ ارز را در ایران به دنبال دارد. به دلیل سهم زیاد درآمدهای نفتی از ارز وارد شده به ایران، حساسیت عرضه‌ی ارز نسبت به نرخ آن پایین است و از این‌رو، تحریم‌هایی که مانع صادرات نفت شود، کاهش ذخایر ارزی و کاهش ارزش پول ملی را به همراه دارد. بنابراین، تحریم‌هایی که آسیب جدی به صادرات نفت ایران وارد نمی‌کنند را می‌توان به عنوان یک رخداد قابل پیش‌بینی دانست، و تهدید مهمی برای اقتصاد ایران در نظر گرفته نمی‌شود. درمقابل، تحریم‌هایی که کاهش صادرات نفت ایران را به دنبال دارد، به دلیل وابستگی شدید اقتصاد به درآمدهای نفتی و عدم کاهش این وابستگی، این دسته از تحریم‌ها را می‌توان به عنوان یک حادثه غیرمنتظره در نظر گرفت که اقتصاد کشور برای مقابله با آن برنامه‌ریزی نشده است. از طرفی وقوع حوادث ناگهانی باعث همه‌ی نوسانات نرخ ارز نمی‌شود، بلکه منشأ بسیاری از این نوسانات می‌تواند به دلیل اتخاذ سیاست‌های پولی نامناسب باشد که باعث ایجاد اختلاف شدید تورم محقق شده از تورم پایه می‌شود. به منظور ارزیابی اثر شوک‌های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز، از متغیر انحرافات تورمی استفاده می‌شود که از دیگر وجه تمایزات این مطالعه است. یکی دیگر از نوآوری‌های این مطالعه، ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم پایه بر اساس الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ است. شرط اصلی اثرگذاری نوسانات نرخ ارز که ماهیتی اسمی دارد بر تورم پایه که متغیری در حالت پایدار (بلندمدت) است، فرض وجود وضعیت تصادفی در اقتصاد است. از این‌رو سیاست‌های اقتصادی، شوک‌ها و نوسانات متغیرها علاوه‌بر اثرگذاری بر برخی از متغیرها در کوتاه‌مدت می‌توانند روند بلندمدت آن‌ها را نیز تغییر دهند.

۳- حقایق آشکار شده

بر اساس آمار منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نرخ تورم سالانه طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ به غیر از سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ دو رقمی بوده است. متوسط نرخ تورم طی دوره‌ی ۱۳۷۹-۱۳۷۰ و ۱۳۸۹-۱۳۸۰ به ترتیب ۲۴/۲۵ و ۱۴/۶۷ بوده که بیشترین نرخ را در این دوره‌ها مربوط به سال ۱۳۷۴ است که مقدار آن برابر با ۴۸ درصد است. متوسط این نرخ از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۴۰۰ برابر با ۲۷/۱۵ درصد و کمترین و بیشترین نرخ‌ها در این دوره ۹/۰۵ و ۴۷/۰۹ درصد تجربه شده که به ترتیب متعلق به سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۹ است. برای

غیرقابل انتشار

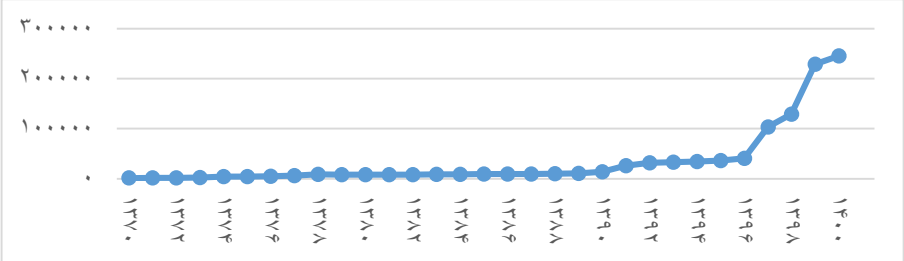
درک بهتر نوسانات تورم و اختلاف آن با تورم پایه یا هسته در شکل 1) روند این متغیرها طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ نشان داده شده است. داده‌های تورم پایه نشان داده شده در این شکل با استفاده از حداکثر همپوشانی تبدیل موجک گسسته[۳۱] (MODWT) با فیلتر هار[۳۲] به دست آمده است.



شکل 1. روند نرخ‌های تورم تحقق یافته و تورم پایه طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۷۰.
منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی و محاسبات پژوهش

Figure 1. The rates trend of realized inflation and core inflation from 1370 to 1400.
Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran and research calculations

بر اساس شکل 1)، انحرافات نرخ تورم از تورم پایه در بیشتر سال‌های مورد بررسی محسوس و قابل توجه است، به ویژه در سال‌هایی که افت و خیزهای ناگهانی در نرخ تورم مشاهده می‌شود. با توجه به ادبیات ذکر شده در قسمت‌های قبل، یکی از عوامل مهم در افزایش نوسانات نرخ تورم، نوسانات نرخ ارز است. برای بررسی ارتباط بین نرخ ارز و تورم، در شکل 2) روند نرخ ارز (دلار به ریال) طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ ارائه شده است.



[31] Maximum Overlap Discrete Wavelet Transform

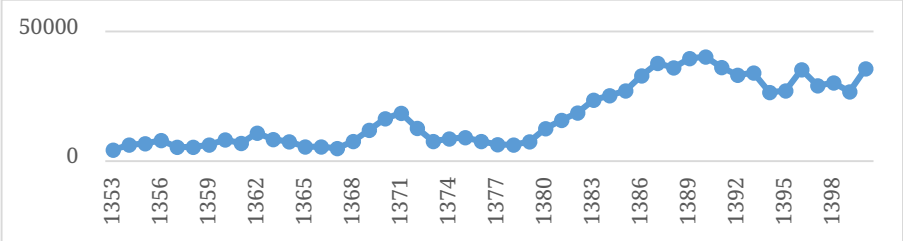
[32] Haar

شکل 2. روند نرخ ارز (دلار به ریال) طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۷۰.
منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی

Figure 2. Exchange rate trend (dollar to rial) during 1370-1400.
Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran

با توجه به شکل 2)، طی سه دهه‌ی اخیر نرخ ارز روندی افزایشی داشته است، اما از سال ۱۳۹۶ روند افزایش آن به دلیل تحریم‌های شدید نفتی علیه ایران و سیاست‌های ناکارآمد بانک مرکزی و دولت تشدید شده است. روند افزایشی نرخ تورم و نرخ ارز از سال ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ شبیه یکدیگرند که می‌تواند دلیلی بر وجود رابطه‌ی متقابل بین آن‌ها باشد.

همانطور که در بالا اشاره شد، حجم بالایی از کالاهای وارداتی به ایران، مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای است و از این‌رو، افزایش نرخ ارز باعث افزایش بهای تمام شده‌ی آن‌ها به پول داخلی می‌شود. افزایش قیمت مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای باعث افزایش هزینه-های تولید کالاهای نهایی و در نتیجه، افزایش تورم می‌شود. با توجه به اهمیت کالاهای واسطه‌ای وارداتی در تولید کالاهای نهایی داخلی و نقش نرخ ارز در قیمت آن‌ها، در شکل 3) روند ارزش مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای وارداتی از سال ۱۳۵۳ تا ۱۴۰۰ نشان داده شده است.

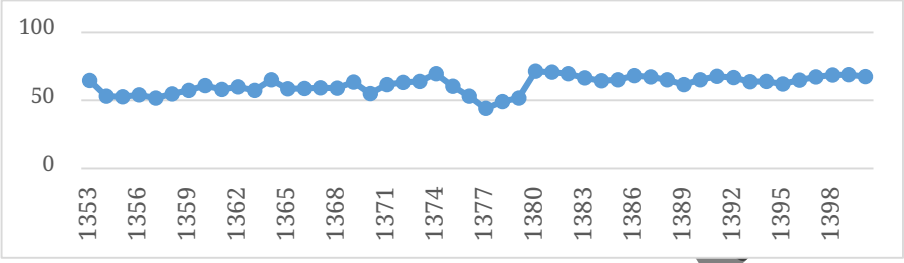


شکل 3. روند ارزش مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای وارداتی (میلیون دلار) طی دوره‌ی ۱۴۰۰-۱۳۵۳.
منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی

Figure 3. The Value trend of imported raw materials and intermediate goods (million dollars) during 1353-1400.
Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran

شکل 3) نشان می‌دهد که واردات کالاهای واسطه‌ای به دلیل افزایش تولید محصولات داخلی که برای تولید نیاز به این کالاها دارند، در بیشتر سال‌های مورد بررسی روئدی افزایش دارد. بنابراین، افزایش نرخ ارز اثرگذاری قابل توجهی می‌تواند بر هزینه‌های تولید بسیاری از

محصولات داخلی داشته باشد. در ادامه، در شکل 4) سهم واردات این دسته از کالاها از کل واردات ایران طی دوره‌ی ۱۳۵۳-۱۴۰۰ ارائه شده است.



شکل 4 . روند سهم واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای وارداتی طی دوره‌ی ۱۳۵۳-۱۴۰۰.
منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی

Figure 4. The Import share of raw materials and imported intermediate goods during 1353-1400.
Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran

بر اساس شکل 4)، سهم مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای از کل واردات در بیشتر سال‌های مورد بررسی، بیش از پنجاه درصد است. حجم بالای این دسته از کالاها از کالاهای وارداتی باعث کاهش حساسیت تقاضای ارز نسبت به نرخ آن و در نهایت، اثرگذاری بیشتر بر قیمت کالاهای داخلی می‌شود.

۴- الگو و داده‌ها

در این مطالعه برای بررسی رابطه‌ی دو طرفه بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم از تورم پایه در اقتصاد ایران از روش علیت گرنجر استفاده می‌شود که توسط گرنجر (۱۹۶۹) معرفی شد. با توجه به ویژگی‌های این روش، الگوهای VAR پیشنهادی در این مطالعه به صورت معادلات ((۲۱) و (۲۲) است که برآورد می‌شوند.

پژوهش انتشار

$$INFD_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} INFD_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} VS_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۲۱)$$

$$VS_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_{2i} INFD_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i} VS_{t-i} + \upsilon_t \quad (۲۲)$$

که در آن $INFD$ و VS به ترتیب انحرافات تورم از تورم پایه و نوسانات نرخ ارز (نرخ ارز بر اساس برابری یک واحد دلار آمریکا با واحدهای ریال ایران اندازی‌گیری شده است) را نشان می‌دهد. بر اساس روش علیت گرنجر، در صورت معنادارای ضرایب متغیر VS در معادله‌ی (۲۱) و متغیر $INFD$ در معادله‌ی (۲۲) علیت از طرف این متغیرهای توضیحی با متغیرهای وابسته بر قرار است و رابطه‌ی دو طرفه‌ی بین آن‌ها تأیید می‌شود.

برای اندازه‌گیری متغیر $INFD$ در معادلات بالا، ابتدا برای محاسبه‌ی تورم پایه از روش MODWT با فیلتر حداقل نامتقارن به طول هشت استفاده می‌شود. سپس تورم پایه از تورم محقق شده کسر می‌شود تا مقادیر این متغیر در سال‌های مورد بررسی حاصل شود. مقادیر متغیر VS نیز با استفاده از انحراف معیار الگوی TGARCH محاسبه می‌شود که توسط زاکویان[۳۳] (۱۹۹۴) معرفی شد. دلیل استفاده از این روش برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز، بررسی واکنش نوسانات نرخ ارز به اخبار خوب و بد که ناشی از وقوع حوادث غیرمنتظره و شوک‌ها است.

بر اساس ادبیات نظری ارائه شده مرتبط با الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ، الگوی رگرسیونی زیر برای ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم پایه پیشنهاد می‌شود.

$$\begin{aligned} \bar{\pi}_t &= \alpha_0 + \alpha_1 Ln(M_t) + \alpha_2 Ln(Y_t) + \alpha_3 (VS_t) \\ &+ \alpha_5 Ln(\bar{P}_{t-1}) + \alpha_6 Ln(S_t) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۲۳)$$

که در آن $\bar{\pi}$ نرخ تورم پایه، M نقدینگی، Y تولید ناخالص داخلی، VS نوسانات نرخ ارز اسمی، $\bar{P}$ حالت پایدار CPI و S نرخ ارز اسمی است. شوک‌های طرف تقاضا به دلیل آن که قابل پیش‌بینی نیست، اثر این شوک‌ها نیز می‌تواند در جملات اخلال این رگرسیون مشاهده شود.

[33] Zakoian

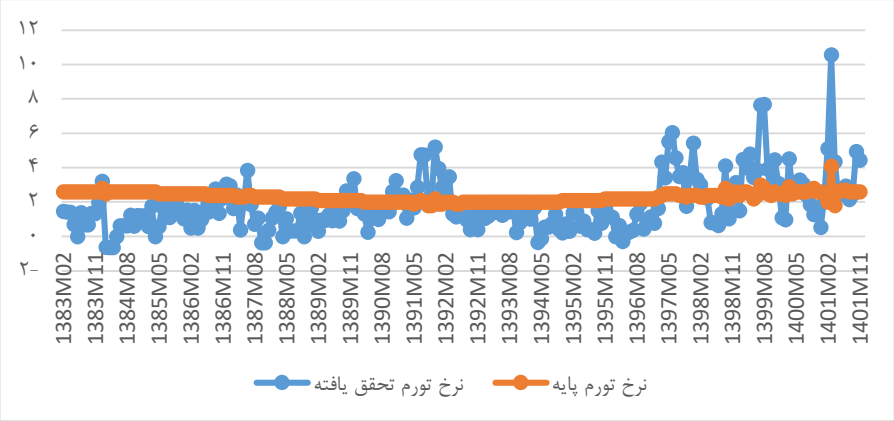
متغیرهای نرخ تورم پایه و حالت پایدار CPI با استفاده از روش MODWT با فیلتر هار اندازه‌گیری می‌شود. برای به دست آوردن متغیر نوسانات نرخ ارز نیز ابتدا متغیر نرخ ارز در حالت پایدار با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات[۳۴] (۱۹۹۷) اندازه‌گیری و سپس اختلاف بین لگاریتم نرخ ارز و لگاریتم نرخ ارز در حالت پایدار محاسبه می‌شود.

داده‌های آماری مورد نیاز برای برآورد معادلات (۲۱) و (۲۲) به صورت ماهانه از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ استخراج شده است. داده‌های مربوط به نرخ تورم و نرخ ارز نیز از آمارنامه‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به دست آمده است. همچنین داده‌های آماری برای برآورد معادله‌ی (۲۳) به صورت سالانه از ۱۳۵۳ تا ۱۴۰۱ جمع آوری شده است. داده‌های مربوط به نرخ ارز از آمارنامه‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و داده‌های تولید ناخالص داخلی از آمارنامه‌های مرکز آمار ایران، نقدینگی و نرخ تورم از آمارنامه‌های بانک جهانی گردآوری شده است.

۵- نتایج تجربی

پیش از برآورد معادلات ۴-(۲۱) و ۴-(۲۲)، ابتدا نتایج حاصل از اندازه‌گیری متغیرهای انحرافات تورم از تورم پایه و نوسانات نرخ ارز ارائه می‌شود تا با استفاده از نتایج آن‌ها، رابطه‌ی دو طرفه‌ی بین این دو متغیر از طریق روش علیت گرنجر ارزیابی شود. در شکل 5) مقادیر تورم پایه به دست آمده از روش MODWT و نرم افزار EViews13 و تورم محقق شده از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ نشان داده شده است تا با استفاده از آن، مقایسه‌ای بین این دو متغیر طی دوره‌ی ذکر شده صورت گیرد.

[34] Hodrick-Prescott



شکل 5. روند نرخ‌های تورم تحقق یافته و تورم پایه طی دوره‌ی ماهانه از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱.
منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی و محاسبات پژوهش

Figure 5. The rates trend of realized inflation and core inflation during the monthly period from May 2004 to February 2023.
Source: Central Bank of the Islamic Republic of Iran and research calculations

با توجه به شکل 5)، نوسانات تورم تحقق یافته نسبت به تورم پایه بسیار زیاد است و این موضوع باعث اختلاف زیاد این دو متغیر از یکدیگر در بیشتر زمان‌های مورد مطالعه شده است. ماه‌های انتهایی سال ۱۳۹۱، ماه‌های ابتدایی سال ۱۳۹۲، از ماه‌های ابتدایی سال ۱۳۹۷ تا ماه‌های انتهایی آخرین سال مورد بررسی، نرخ تورم از نرخ تورم پایه بالاتر است که دلیل اصلی آن می‌تواند ناشی از تشدید تحریم‌های اقتصادی باشد که باعث کاهش شدید در صادرات نفت ایران شده است و همچنین، عدم برنامه‌ریزی مناسب و اتخاذ سیاستی کارا برای کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی توسط دولت است. همانطور که قبل‌تر بحث شد، کاهش ارزش پول ملی به دلیل اثرگذاری بر قیمت نهاده‌های وارداتی، قیمت کالاهای نهایی وارداتی و انتظارات تورمی می‌تواند باعث افزایش نرخ تورم شود.

همانطور که در قسمت قبل ذکر شد، برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز از انحراف معیار الگوی TGARCH استفاده می‌شود. برای بیان آماری استفاده از این الگو، در ابتدا با استفاده از آزمون واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی[۳۵] (ARCH)، وجود اثرات

[35] Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

ARCH تشخیص داده می‌شود. به همین منظور ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد[۳٦] معرفی شده توسط دیکی و فولر[۳۷] (۱۹۸۱)، پایایی متغیر نرخ ارز بررسی می‌شود که نتیجه‌ی آن در

جدول 2) ارائه شده است. همه‌ی نتایج مربوط الگوی TGARCH با استفاده از نرم افزار EViews13 به دست آمده است.

جدول 2. تایج آزمون ریشه‌ی واحد براي متغیر نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

Table 2. The results of the unit root test for the exchange rate variable

Source: Research results

متغیر	آماره‌ی آزمون	احتمال
S_t	۴/۱۹	۰/۹۹
DS_t	-۵/۰۴	۰/۰۰

در ادامه الگوی میانگین متحرک همجمع خودرگرسیونی[۳۸] (ARIMA) برای تفاضل نرخ ارز با استفاده از روش معرفی شده توسط باکس و جنکینز[۳۹] (۱۹۷۰) شناسایی و نتایج آن در جدول 3) که ارائه شده است.

جدول 3. ننتایج برآورد الگوی ARIMA براي تفاضل متغیر نرخ ارز

منبع: یافته‌های پژوهش

Table 3. ARIMA model estimation results for exchange rate variable difference

Source: Research results

متغیر	ضرایب	{احتمال} آماره‌ی آزمون
AR(1)	۰/۹۹	۴۹/۷۵ {۰/۰۰}
MA(1)	-۰/۴۴	-۶/۹۹ {۰/۰۰}
MA(۲)	-۰/۵۲	-۸/۶۷ {۰/۰۰}
عرض از مبدأ	۱۳۰۲۴/۸۲	۰/۱۹ {۰/۸۵}
F =۲٤/۸۲ {۰/۰۰}	DW =۲/۰۰	R^2=۰/۲۵

[36] Unit Root Test

[37] Dickey and Fuller

[38] Autoregressive Integrated Moving Average Model

[39] Box and Jenkins

نتایج به دست آمده در
جدول 3) نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده‌ی الگوی مورد بررسی معنادار است. برای تشخیص صحت الگوی ARIMA برآورد شده، با استفاده از آزمون دیکی و فولر تعمیم‌یافته، پایایی پسماندهای الگوی مورد نظر ارزیابی و نتایج آن در
جدول 4) ارائه شده است.

جدول 4. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد براي پسماندهای الگوی ARIMA
منبع: یافته‌های پژوهش

Table 4. The results of the unit root test for the residuals of the ARIMA model
Source: Research results

متغیر	آماره‌ی آزمون	احتمال
ε_t	-۱۴/۹۶	۰/۰۰

با توجه به نتایج جدول 4)، پسماندهای الگوی مورد بررسی در سطح پایا است. بنابراین، صحت الگوی ARIMA برآورد شده، تأیید می‌شود. در ادامه واریانس ناهمسانی پسماندهای الگوی ARIMA با استفاده از آزمون واریانس ناهمسانی ARCH بررسی و نتایج آن در جدول 5) ارائه شده است.

جدول 5. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی براي پسماندهای الگوی ARIMA
منبع: یافته‌های پژوهش

Table 5. Results of heteroskedasticity variance test for residuals of ARIMA model
Source: Research results

متغیر	آماره‌ی آزمون	احتمال
F-Statistic	۵۷/۹۶	۰/۰۰
Obs*R-Squared	۴۶/۳۳	۰/۰۰

نتایج نشان داده شده در جدول 5)، وجود واریانس ناهمسانی پسماندهای الگوی مورد بررسی را تأیید می‌کند که بر این اساس، وجود اثرات ARCH در این الگو پذیرفته می‌شود. با توجه به تعداد داده‌های مورد بررسی برای نرخ ارز در این مطالعه که بیشتر از ۲۰۰ نمونه‌ی آماری است، نتایج الگوی انتخابی TGARCH(۱،۱) که بر اساس معیار اطلاعات آکایک[40] (AIC) تعیین شده در جدول 6) ارائه شده است.

[40] Akaike Information Criterion

غیرقابل انتشار

جدول 6. نتایج برآورد الگوی(۱،۱)TGARCH برای تفاضل متغیر نرخ ارز
منبع: یافته‌های پژوهش

Table 6. Estimation results of TGARCH (1,1) model for exchange rate variable difference
Source: Research results

	متغیر	ضرایب	{احتمال} آماره‌ی آزمون
معادله‌ی میانگین	AR(1)	۰/۹۹	۸۷/۰۶ {۰/۰۰}
	MA(1)	-۰/۵۶	-۷/۸۳ {۰/۰۰}
	MA(۲)	-۰/۳۶	-۵/۳۶ {۰/۰۰}
	عرض از مبدأ	-۹۲/۵۹	-۰/۵۸ {۰/۵۶}
معادله‌ی واریانس	RESID(-1)^2	۱/۰۵	۵/۵۲ {۰/۰۰}
	RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-۰/۹۷	-۵/۰۷ {۰/۰۰}
	GARCH(-1)	۰/۶۸	۱۸/۶۸ {۰/۰۰}
	عرض از مبدأ	۲۶/۸۴	۱/۴۲ {۰/۱۵}
آزمون‌های تشخیصی	DW =۱/۷۶		R^2 =۰/۲۳

با توجه به معناداری ضرایب متغیرهای الگوی مورد نظر، با استفاده از انحراف معیار این الگوی TGARCH، نوسانات نرخ ارز محاسبه شده است. به دلیل آن که ضریب آستانه منفی و معنادار است، پس نوسانات نرخ ارز اثرپذیری بیشتری نسبت به اخبار بد دارند.

حال که متغیرهای $INFD$ و VS را در معادلات ۴-(۲۱) و ۴-(۲۲) اندازه‌گیری شد، این معادلات با استفاده از روش علیت گرنجر برآورد می‌شود تا با استفاده از نتایج آن، رابطه‌ی دو طرفه‌ی بین این دو متغیر ارزیابی شود. پیش از برآورد این معادلات برای جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب[41]، پایایی سری‌های زمانی مورد بررسی با استفاده از آزمون دیکی و فولر تعمیم‌یافته بررسی می‌شود که نتایج آن در جدول 7) نشان داده شده است.

جدول 7. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد براي متغیرهای معادلات (۲۱) و (۲۲)
منبع: یافته‌های پژوهش

Table 7. The results of the unit root test for the variables of equations (21) and (22)
Source: Research results

متغیر	آماره‌ی آزمون	احتمال

[41] Spurious Regression

غیرقابل انتشار

$INFD_t$	-۷/۲۵	۰/۰۰
VS_t	-۳/۵۰	۰/۰۴

نتایج به دست آمده در جدول 7) نشان می‌دهد که هر دو متغیر مورد بررسی در سطح پایا هستند. برای ارزیابی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین این دو متغیر نیز از آزمون همجمعی جوهانسن[۴۲] (۱۹۹۱) استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول 8) ارائه شده است.

جدول 8. نتایج آزمون همجمعی بین متغیرهای معادلات (۲۱) و (۲۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

Table 8. The results of the co-integration test among the variables of equations (21) and (22)

Source: Research results

فرضیه‌ی صفر	ریشه‌ی مشخصه	{احتمال} آماره‌ی اثر	{احتمال} آماره‌ی حداثر مقادیر ویژه
فاقد بردار همجمعی	۰/۱۱	۳۱/۱۰ {۰/۰۰}	۲۶/۹۸ {۰/۰۰}
حداکثر یک بردار همجمعی	۰/۰۲	۴/۱۲ {۰/۰۴}	۴/۱۲ {۰/۰۴}

بر اساس جدول 8)، وجود همجمعی بین متغیرهای مورد نظر تأیید می‌شود. بین این متغیرها نیز بیش از یک بردار همجمعی وجود دارد. بنابراین، یک رابطه‌ی بلندمدت بین این متغیرها تأیید می‌شود. حال که همجمعی بین متغیرهای معادلات ۴-(۲۱) و ۴-(۲۲) اثبات شد، در جدول 9) نتایج برآورد این معادلات به روش علیت گرنجر نشان داده شده است. با توجه به تعداد داده‌های مورد مطالعه از AIC برای تعیین طول وقفه‌های بهینه استفاده می‌شود.

جدول 9. نتایج برآورد معادلات (۲۱) و (۲۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

Table 9. The estimation results of equations (21) and (22)

Source: Research results

فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی آزمون	احتمال
VS_t بر $INFD_t$ اثرگذار نیست	۴/۲۴	۰/۰۰
$INFD_t$ بر VS_t اثرگذار نیست	۷/۳۵	۰/۰۰

[42] Johansen Co-Integration Test

غیرقابل انتشار

با توجه به جدول 9)، بین متغیرهای مورد بررسی یک رابطه‌ی دو طرفه با احتمال ۹۹ درصد و بیشتر وجود دارد. از این‌رو، نوسانات نرخ ارز عاملی در جهت شکاف بین تورم محقق شده و تورم پایه است. انحرافات تورمی نیز باعث ایجاد نوسات نرخ ارز در اقتصاد ایران می‌شود.

علاوه‌بر روش علیت گرنجر، برای ارزیابی رابطه‌ی دوطرفه بین متغیرهای انحرافات تورمی و نوسانات نرخ ارز در ادامه از روش تودا و یاماموتو[۴۳] (۱۹۹۵) استفاده می‌شود. در این راستا، از آن‌جا که طول وقفه‌های بهینه برای داده‌های مورد مطالعه با توجه به معیار AIC برابر با هفت است و طول وقفه‌ها از حداکثر درجه‌ی همگرایی متغیرهای مورد بررسی بیشتر است، باید پس از برآورد الگوی VAR با طول وقفه‌ی هفت، با استفاده از آزمون والد[۴۴] معناداری ضرایب با وقفه ارزیابی شود. در جدول 10) نتایج علیت تودا و یاماموتو ارائه شده است.

جدول 10. نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو
منبع: یافته‌های پژوهش

Table 10. Toda and Yamamoto causality test results
Source: Research results

فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی آزمون Chi-square	احتمال
VS_t بر $INFD_t$ اثرگذار نیست	۲۸/۰۹	۰/۰۰
$INFD_t$ بر VS_t اثرگذار نیست	۳۵۶/۰۵	۰/۰۰

بر اساس نتایج جدول 10)، رابطه‌ی دوطرفه بین متغیرهای انحرافات تورم و نوسانات نرخ ارز تأیید می‌شود. بنابراین، نتایج به دست آمده از آزمون‌های علیت گرنجری و علیت تودا و یاماموتو نشان می‌دهند که تغییر در هر یک از متغیرهای مورد بررسی، تغییر در متغیر دیگر را به دنبال دارد.

در ادامه الگوی پیشنهادی برای نرخ تورم پایه برآورد می‌شود، اما ابتدا برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، انتخاب روش مناسب برای برآورد الگو و تشخیص وجود گام تصادفی بدون رانش برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نقدینگی، پایایی متغیرهای این الگو با استفاده از آزمون دیکی و فولر تعمیم‌یافته بررسی می‌شود که نتایج آن در جدول 11) ارائه شده است.

[43] Toda & Yamamoto
[44] Wald

جدول 11. نتایج آزمون ریشه‌ی واحد براي متغیرهای معادله‌ی (۲۳)
منبع: یافته‌های پژوهش

Table 11. The results of the unit root test for the variables of equation (23)
Source: Research results

متغیر	آماره‌ی آزمون	احتمال
$\overline{\pi}_t$	-۵/۹۷	۰/۰۰
$Ln(M_t)$	۱/۴۸	۰/۹۹
$DLn(M_t)$	-۳/۴۰	۰/۰۱
$Ln(Y_t)$	۲/۰۰	۰/۹۹
$DLn(Y_t)$	-۳/۸۷	۰/۰۰
VS_t	-۳/۱۳	۰/۰۳
$Ln(S_t)$	۰/۰۶	۰/۹۵
$DLn(S_t)$	-۵/۳۴	۰/۰۰
$Ln(\overline{P}_{t-1})$	۰/۲۳	۰/۹۷
$DLn(\overline{P}_{t-1})$	-۵/۸۴	۰/۰۰

بر اساس نتایج جدول 11)، متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نقدینگی با یک‌بار تفاضل-گیری I(1) پایا می‌شوند، اما عرض از مبدأ در آزمون ریشه واحد بدون معنا است. بنابراین، این متغیرها دارای گام تصادفی بدون رانش است، و الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ برای اقتصاد ایران قابل سنجش است. متغیرهای $Ln(S_t)$ و $Ln(\overline{P}_{t-1})$ نیز I(1) هستند. در مقابل، متغیرهای $\overline{\pi}_t$ و VS_t در سطح پایا I(0) هستند. از آن‌جا که متغیرهای الگوی مورد مطالعه I(0) و I(1) هستند، بهترین روش برای برآورد این الگو روش ARDL است. در ادامه نتایج برآورد رابطه‌ی کوتاه‌مدت الگوی تورم پایه که با استفاده از نرم افزار Microfit5.5 انجام شده در جدول 12) نشان داده شده است. به دلیل آن که تعداد مشاهدات نمونه‌های مورد استفاده کمتر از صد است، برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیار شوارز-بیزین[45] (SBC) استفاده شده است. همچنین وجود متغیر $Ln(\overline{P}_{t-1})$ باعث ایجاد هم‌خطی[46] در الگوی مورد نظر می‌شود و به این دلیل، این متغیر از الگوی رگرسیونی برآورد حذف می‌شود.

[45] Schwarz-Bayesian
[46] Multicollinearity

جدول 12. نتایج برآورد رابطه‌ی کوتاه‌مدت معادله‌ی (۲۳)
منبع: یافته‌های پژوهش

Table 12. The results of estimating the short-run relationship of equation (23)
Source: Research results

متغیر	ضرایب	{احتمال} آماره‌ی آزمون
$\overline{\pi}_t(-1)$	-۰/۱۵	-۱/۱۴ {۰/۲۶}
$\overline{\pi}_t(-2)$	-۰/۷۵	-۵/۶۹ {۰/۰۰}
$Ln(M_t)$	۱/۰۸	۴/۸۵ {۰/۰۰}
$Ln(Y_t)$	-۴/۳۰	-۳/۸۵ {۰/۰۰}
$Ln(Y_t)(-1)$	۴/۸۲	۳/۱۴ {۰/۰۰}
$Ln(Y_t)(-2)$	-۱/۸۵	-۱/۸۳ {۰/۰۷}
$Ln(S_t)$	-۱/۱۴	-۰/۶۰ {۰/۵۴}
$Ln(S_t)(-1)$	۷/۵۹	۲/۰۴ {۰/۰۵}
$Ln(S_t)(-2)$	-۵/۹۲	-۳/۰۳ {۰/۰۰}
VS_t	۱/۰۷	۰/۵۹ {۰/۵۵}
$VS_t(-1)$	-۶/۱۰	-۱/۶۶ {۰/۱۰}
$VS_t(-2)$	۵/۵۴	۲/۶۹ {۰/۰۱}
عرض از مبدأ	۲۵/۱۴	۵/۵۰ {۰/۰۰}
آزمون‌های تشخیصی		
همبستگی متوالی[47]	F = ۰/۷۲ {۰/۴۰}	LM = ۱/۰۶ {۰/۳۰}
واریانس ناهمسانی[48]	F = ۲/۰۵ {۰/۱۵}	LM = ۲/۰۵ {۰/۱۵}
توزیع نرمال پسماندهای الگو[49]	___	LM = ۲/۵۵ {۰/۲۷}
تشخیص صحت تصریح الگو (شکل تابعی)[50]	F = ۱/۴۹ {۰/۲۳}	LM = ۱/۹۷ {۰/۱۳}
F = ۷/۶۵ {۰/۰۰}	DW = ۱/۷۶	R^2 = ۰/۷۶

با توجه به نتایج جدول 12)، بیشتر ضرایب برآورد شده الگوی پویا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار و علامت ضرایب آن‌ها نیز موافق انتظار است. قدرت توضیح‌دهندگی الگو با

[47] Serial Correlation
[48] Heteroskedastic
[49] Normality
[50] Function Form

توجه به R^2 به دست آمده، برابر با ۷۶ درصد است که توضیح‌دهندگی مناسب الگوی تصریح شده را نشان می‌دهد.

آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهند که در این الگو همبستگی متوالی و واریانس ناهمسانی وجود ندارد، اما پسماندهای الگو دارای توزیع نرمال هستند. بر اساس آزمون تشخیص صحت الگو (شکل تابعی) نیز، تابع تصریح شده برای الگوی مورد نظر صحیح است. بعد از برآورد رابطه‌ی کوتاه‌مدت الگو و اطمینان از تصریح مناسب آن با توجه به آزمون‌های تشخیصی، لازم است که رابطه‌ی بلندمدت آن برآورد شود. اما قبل از استخراج رابطه‌ی بلندمدت، باید از وجود همجمعی و رابطه‌ی تعادلی بلندمدت در این الگو اطمینان حاصل شود. به همین منظور از آزمون‌هایی که برای بررسی همجمعی متغیرهای یک الگو در روش ARDL استفاده می‌شود، آزمون پسران و همکاران[۵۱] (۲۰۰۱) است. در این آزمون با استفاده از تخمین الگوی تصحیح خطای غیرمقید[۵۲] (UECM) و محاسبه‌ی آماره‌های F و W، همجمعی بین متغیرهای الگوی مورد نظر ارزیابی می‌شود. بر اساس نتایج، آماره‌های F و W مربوط به UECM الگوی مورد بررسی به ترتیب برابر با ۱۵/۳۳ و ۷۶/۶۸ است که از کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط پسران و پسران[۵۳] (۱۹۹۷) در سطح اطمینان ۹۵ درصد (کمیت‌های بحرانی آماره‌ی F با توجه به الگوی مورد نظر برابر با ۳/۱۶ و ۴/۵۱، و کمیت‌های بحرانی آماره‌ی W برابر با ۱۵/۸۳ و ۲۲/۵۶ هستند) بزرگتر هستند. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم همجمعی بین متغیرهای مورد بررسی رد می‌شود که وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین آن‌ها را تأیید می‌کند. علاوه‌بر این آزمون، برای اطمینان بیشتر از آزمون بنرجی و همکاران[۵۴] (۱۹۹۲) برای بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی استفاده می‌شود که آماره‌ی t به دست آمده از این آزمون برابر با ۷/۲۰- است که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و همکاران (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۹ درصد (برابر با ۵/۲۱- است) بیشتر است. بتیجه‌ی این آزمون نیز مانند آزمون قبلی، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگوی مورد نظر را تأیید می‌کند. حال که از وجود

[51] Pesaran et al.
[52] Unbound Error Correction Model
[53] Pesaran & Pesaran
[54] Banerjee et al.

رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای این الگو اطمینان حاصل شد، نتایج برآورد رابطه‌ی بلندمدت این الگو در جدول 13) ارائه شده است.

جدول 13. نتایج برآورد رابطه‌ی بلندمدت معادله‌ی (۲۳)

منبع: یافته‌های پژوهش

Table 13. The results of estimating the long-run relationship of equation (23)

Source: Research results

متغیر	ضرایب	{احتمال} آماره‌ی آزمون
$Ln(M_t)$	۰/۵۶	۴/۷۴ {۰/۰۰}
$Ln(Y_t)$	-۰/۶۹	-۶/۱۸ {۰/۰۰}
$Ln(S_t)$	۰/۲۷	۳/۱۵ {۰/۰۰}
VS_t	۰/۲۷	۲/۵۲ {۰/۰۱}
عرض از مبدأ	۱۳/۱۶	۵/۸۹ {۰/۰۰}

با توجه به نتایج جدول 13)، همه‌ی ضرایب برآورد شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد و بیشتر معنادار و علامت آن‌ها نیز موافق انتظار است. ضریب به دست آمده برای نقدینگی در الگوی مورد بررسی مثبت است. از آن‌جا که این متغیر یک متغیر تصادفی است، افزایش آن علاوه‌بر اثر کوتاه‌مدت بر تورم می‌تواند تورم در حالت پایدار را افزایش دهد. اثرگذاری نرخ ارز بر تورم پایه نیز مثبت است که دلیل آن واکنش تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت به نرخ ارز است. بنابراین، کاهش ارزش پول ملی در بلندمدت باعث افزایش تورم پایه می‌شود. از طرف دیگر، ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی بر تورم پایه منفی است. این رابطه‌ی منفی نشان دهنده‌ی آن است که بهبود رشد اقتصادی عاملی در جهت کاهش تورم پایه است؛ زیرا افزایش عرضه‌ی کالاها و خدمات در بلندمدت، کاهش تورم را به دنبال دارد.

در نهایت، بر اساس نتایج به دست آمده از ضریب نوسانات نرخ ارز در الگوی مورد بررسی مثبت و معنادار است. بنابراین، اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه تأیید می‌شود که نشان دهنده‌ی آن است که فاصله گرفتن نرخ ارز از مقدار پایدار آن باعث ایجاد تغییر در تورم پایه می‌شود. در این راستا، افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) از مقدار پایدار آن، علاوه‌بر افزایش تورم در کوتاه‌مدت باعث افزایش تورم در بلندمدت می‌شود.

غیرقابل انتشار

۶- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

با توجه به اهمیت نقش متغیر نرخ ارز و نوسانات آن و متغیر تورم در اقتصاد و همچنین اثرگذاری متقابل این دو متغیر بر یکدیگر، در این مطالعه سعی شد تا اثرگذاری دو طرفه‌ی نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم از تورم پایه بر روی یکدیگر از اردیبهشت ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ به صورت ماهانه مورد ارزیابی قرار گیرد. برای این منظور، ابتدا نرخ‌های تورم پایه با استفاده از تبدیلات موجک محاسبه و سپس از اختلاف مقادیر این متغیر پایه از نرخ‌های تورم محقق شده، انحرافات تورمی طی دوره‌ی اشاره شده اندازه‌گیری شد. نوسانات نرخ ارز طی دوره‌ی مورد بررسی نیز با استفاده از انحراف معیار الگوی TGARCH محاسبه شد. در آخر، از طریق روش‌های علیت گرنجر و علیت تودا و یاماموتو رابطه‌ی متقابل بین این دو متغیر محاسبه شده مورد آزمون قرار گرفت. همچنین بر اساس الگوی تصادفی ماندل-فلمینگ شوک‌ها و نوسانات در صورت ناپایا (دارای گام تصادفی بدون رانش) بودن متغیرهای تولید و عرضه‌ی پول، شوک‌ها و نوسانات می‌توانند بر روند بلندمدت برخی از متغیرها اثرگذار باشند. با توجه به این رویکرد، در این مطالعه سعی شد که اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه طی دوره‌ی ۱۳۵۳-۱۴۰۱ ارزیابی شود. الگویی برای تورم پایه با استفاده از رویکرد ماندل-فلمینگ تصادفی معرفی و از طریق روش ARDL برآورد شد که یکی از متغیرهای توضیحی آن نوسانات نرخ ارز است.

بر اساس نتایج این مطالعه، اختلاف چشمگیری در بیشتر زمان‌های مورد بررسی بین متغیرهای نرخ تورم پایه و تورم محقق شده وجود دارد که این موضوع باعث ایجاد انحرافات زیاد تورمی از تورم پایه شده است. همچنین رابطه‌ای متقابل و معنادار بین متغیرهای نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورمی وجود دارد که اثرگذاری این متغیرها بر روی یکدیگر را تأیید می‌کند. نتایج به دست آمده از برآورد الگوی تورم پایه نشان می‌دهد که اثرات متغیرهای نقدینگی و نرخ ارز بر تورم پایه مثبت و معنادار است. در مقابل، ضریب تولید ناخالص داخلی در الگوی مورد بررسی منفی و معنادار بود که کاهش تورم پایه را با افزایش تولید تأیید می‌کند. نتایج به دست آمده از ضریب نوسانات نرخ ارز در این الگو نیز اثرگذاری مثبت این متغیر بر تورم پایه را نشان می‌دهد. با توجه به ضریب این متغیر در این الگو و

الگویی که در آن اثرات متقابل نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورمی تأیید شد، افزایش نوسانات نرخ ارز دارای اثرگذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نرخ تورم است.

بر اساس نتایج به دست آمده در این مطالعه، توصیه‌های سیاستی زیر را می‌توان ارائه کرد:

- با توجه به اثرگذاری مثبت نوسانات نرخ ارز بر انحراف تورمی و تورم پایه، ایجاد و پیروی از نظام ارزی مناسب برای ثبات نرخارز و کاهش نااطمینانی ناشی از طریق نوسانات نرخ ارز ضروری است که باعث مهار یکی از کانال‌های اصلی افزایش تورم می‌شود.
- کنترل انتظارات تورمی از طریق اعمال نظام ارزی مناسب، ایجاد محدودیت‌هایی برای فعالیت‌های سوداگرانه در بازار ارز و کنترل نوسانات نرخ ارز، می‌تواند از انحرافات تورمی بالا جلوگیری نموده و باعث بهبود امنیت اقتصادی شود.
- از آنجا که اثر انحرافات تورمی بر نوسانات نرخ ارز در این مطالعه تأیید شد، اعمال سیاست‌های مالی و پولی بهینه و هماهنگ در جهت کاهش فاصله‌ی زیاد بین تورم محقق شده و تورم پایه ضروری است.

با توجه به اثرگذاری منفی تولید بر تورم پایه، دولت می‌تواند از طریق افزایش انگیزه‌ی سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی، جریان نقدینگی در کشور را به جای فعالیت‌های سفته بازی و سوداگرانه به سمت فعالیت‌هایی مولد اقتصادی هدایت کند. از جمله سیاست‌هایی که دولت می‌تواند با آن انگیزه‌ی سرمایه‌گذاران را افزایش دهد، کاهش مالیات دریافتی از بنگاه‌های اقتصادی دانش بنیان و دارای قدرت رقابت‌پذیری بالا در بازارهای بین‌المللی است. با این سیاست علاوه‌بر بهبود رشد اقتصادی، به دلیل افزایش قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌های اقتصادی داخلی در مقایسه با رقبای خارجی آن‌ها، تراز تجاری و ذخایر ارزی بهبود پیدا می‌کند و در نتیجه، نوسانات نرخ ارز نیز کاهش می‌یابد.

Acknowledgments: The authors are grateful for the efforts of the editor and all the anonymous reviewers who have helped to significantly improve this paper.

Conflict of interest: The authors of the article declare that there is no conflict of interest in publishing the presented article.

Funding: No financial support was received for the research, writing and publication of this article.

Reference

Aboulhassani, A., Shaygani, B., & Zandian, Z. (2020). The effect of interest rate and exchange rate on inflation targeting with heterogeneous inflation expectations approach. *Journal of Econometric Modelling*, 5(1), 87-110. doi: 10.22075/jem.2020.18166.1338 [In Persian]

Abdi Seyyedkolaee, M., Tehranchian, A. M., Jafari Samimi, A., & Favero, G. (2022). Non-linear Response of Inflation: A Real Effective Exchange Rate in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *19*(1), 53-71. doi: 10.22055/jqe.2021.33724.2251 [In Persian]

Agenor, P. R., & Montiel, P. J. (1996). *Development macroeconomics*. 3rd Edition: Princeton University Press.

Andres, J., & Hernando, I. (1997). Inflation and economic growth: Some evidence for the OECD countries. *In Monetary Policy and the Inflation Process-BIS Conference Papers*, 4, 364-383. Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.

Bahmani-Oskooee, M., & Nasir, A. (2015). Purchasing power parity and the law of one price: Evidence from commodity prices in Asian countries. *Global Economy Journal*, 15(2), 231-240.

Banerjee, A. J., Dolado, J., & Mester, R. (1992). On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity. *Bank of Spain*, Working Paper, 9302.

Barro, R. J. (1997). *Macroeconomics*. 5th Edition: MIT Press.

Box, G., & Jenkins, G. (1970). *Time series analysis: Forecasting and control*. Holden-Day.

Boyd, J. H., Levine, R., & Smith, B. D. (2001). The impact of inflation on financial sector performance. *Journal of Monetary Economics*, 47(2), 221-248.

Bruno, M. (1993). Inflation and growth in an integrated approach. *NBER Working Paper*, 4422.

Case, K. E., Fair, R. C., & Oster, S. M. (2020). *Principles of economics*. 13th Edition: Pearson.

De Gregorio, J. (1993). Inflation, taxation, and long-run growth. *Journal of Monetary Economics*, 31(3), 271-298.

Devia, S. S. V. (2019). The correlation of exchange rate and inflation and its effect on stock markets: Case study on consumer good index Indonesia: 2004-2017. *Academic Journal of Economic Studies*, 5(2), 32-44.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.

Easterly, W., & Fischer, S. (2001). Inflation and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 160-178.

Farzam, V., Sattari, O., & Mirali, F. (2013). Investigating and predicting the effects of uncertainty caused by the recent currency crisis on banks and financial institutions stock index. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 10(3), 55-83. doi: 10.22055/jqe.2013.11407 [In Persian]

Foad, H. S. (2005). Exchange rate volatility and export oriented FDI. *Emory University Working Paper*, Atlanta, GA, 2-7.

Gaffeo, E., & Canzian, G. (2011). The psychology of inflation, monetary policy and macroeconomic instability. *Journal of Socio-Economics*, 40(5), 660-670.

Gil-Alana, L. A., Dadgar, Y., & Nazari, R. (2019). Iranian inflation: Peristence and structural breaks. *Journal of Economics and Finance, 43*, 398-408.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16.

Ilmas, N., Amelia, M., & Risandi, R. (2022). Analysis of the effect of inflation and exchange rate on exports in 5-years Asean countries (years 2010-2020). *Jurnal Ekonomi Trisakti*, 2(1), 121-132.

Isnowati, S. S., Sugiyanto, F., Kurnia, A. S., & Tjahjaningsih, E. (2023). The effect labor wage and exchange rate on inflation. *Montenegrin Journal of Economics*, 19(1), 117-126.

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.

Keefe, H. G. (2020). The impact of exchange rate volatility on inflation targeting monetary policy in emerging and advanced economies. *International Finance*, 23(3), 417-433.

Kiyotaki, N., & Moore, J. (2002). Evil is the root of all money. *American Economic Review*, 92(2), 62-66.

Long, P. D., Hien, B. Q., & Ngoc, P. T. B. (2022). Impacts of inflation on gold price and exchange rate in Vietnam: Time-varying vs fixed coefficient cointegrations. *Asian Journal of Economics and Banking*, 6(1), 88-96.

Mankiw, N, G. (2006). The macroeconomist as scientist and engineer. *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), 29-46.

Mark, N. C. (2001). *International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods*. Blackwell Publishers.

Mehrara, M., Ghazanfari, A., & Majdzadeh, M. A. (2015). Determinants of inflation in Iran based on bayesian model averaging (BMA). *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 43, 10-17.

Moessner, R. (2021). Effects of inflation expectations on inflation. *CESifo Working Paper*, 9467.

Morina, F., Hysa, E., Ergün, U., Panait, M., & Voica, M. C. (2020). The effect of exchange rate volatility on economic growth: Case of the CEE countries. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(8), 1-13.

Nuhu, M. (2021). Impact of exchange rate volatility on inflation in Nigeria. *Journal of Contemporary Research in Business, Economics and Finance*, 3(1), 26–38.

Obstfeld, M. (1985). Floating exchange rates: Experience and prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 369-450.

Orphanides, A. & Solow, R. (1990). Money, inflation and growth", in B. M. Friedman and F. H. Hahn (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1.

Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive econometric analysis*. Oxford: Oxford University Press.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Pindyck, R., & Solimano, A. (1993). Economic instability and aggregate investment. *NBER Working Paper*, 4380.

Purnomo, A. (2017). The Effect of inflation on the currency exchange rate seen in The islamic finance. *Journal of Islamic Economics and Banking*, 8(1), 42-53.

Qadri Moghadam, R., Rafiei Atani, A., & Baran Zahi, V. (2017). Investigating the relationship between inflation rate and exchange rate in Iran's economy (using vector autoregression method during the period 2010-2015). *Applied Researches in Management and Accounting*, 12(1), 24-36. http://www.joas.ir/user/articles/3521 [In Persian]

Roubini, N., & Sala-i-Martin, X. (1995). A growth model of inflation, tax evasion and financial repression. *Journal of Monetary Economics*, 35(2), 275-301.

Shah'abadie, A., & Mahmudie, A. (2006). Determinants of foreign direct investment (A case study for Iran). *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, *3*(5), 92-129. https://iee.rihu.ac.ir/article_311_en.html [In Persian]

Shojaeipour Monfared, S., & Akın, F. (2017). The relationship between exchage rates and inflation: The case of Iran. *European Journal of Sustainable Development*, 6(4), 329.

Sintos, A. (2023). Does inflation worsen income inequality? A meta-analysis. *Economic Systems*, 101146.

Stanford, J. (2008). *How-to guide: Understanding and measuring inflation*. Canadian Centre for Policy Alternatives.

Sumantri, V. D. S., & Fadli, F. (2022). Analysis of macroeconomic variables affecting inflation and exchange rates. *Integrated Journal of Business and Economics*, 6(2), 102-114.

Svensson, L. E. O. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50(1), 155-183.

Tahsili, H. (2022). The impact of exchange rate shock on inflation in Iran's economy: Application of the threshold vector autoregression model. *Iranian Journal of Economic Research*, *27*(91), 257-285. doi: 10.22054/ijer.2022.56063.912 [In Persian]

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.

Valogo, M. K., Duodu, E., Yusif, H., & Baidoo, S. T. (2023). Effect of exchange rate on inflation in the inflation targeting framework: Is the threshold level relevant?. *Research in Globalization*, 6, 100119.

Yazdani, M., & Pirpour, H. (2017). Evaluating effects of exchange rate uncertainty on financing of firms and foreign direct investment in Iran.

Economics Research, 17(67), 35-65. doi: 10.22054/joer.2018.8563 [In Persian]

Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955.

غیرقابل انتشار