فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_بانکی
سال هجدهم، شماره ۶۵، پاییز ۱۴۰۴
صفحات ۴۸۷_۵۱۹

بررسی رابطهٔ علیت بین نوسانات نرخ ارز، رشد اقتصادی، و نرخ تورم

احسان زنگنه*

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۰۹

چکیده

تورم و نوسانات نرخ ارز دو مقولهٔ بسیار مهم در اقتصاد ایران‌اند که از یکدیگر تأثیر می‌پذیرند و رشد اقتصادی در ایران را تحت‌الشعاع قرار می‌دهند. دیدگاه‌های متفاوتی دربارهٔ ارتباط بین این متغیرها در ادبیات اقتصادی متداول است. ازاین‌رو، بررسی این موضوع برای سیاست‌گذاری بسیار حائز اهمیت است. پژوهش حاضر به بررسی رابطهٔ علیت بین نوسانات نرخ ارز، رشد اقتصادی، و نرخ تورم با رویکردی غیرخطی در قالب روش خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف با استفاده از داده‌های ماهانهٔ فروردین ۱۳۹۰ تا فروردین ۱۴۰۳ پرداخته است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که در دوران رونق و آرامش، بین هر سه متغیر به‌صورت دوبه‌دو رابطهٔ علیت وجود دارد و بین نرخ رشد اقتصادی به نرخ تورم رابطه علیت دیده نمی‌شود. به عبارتی، در دوران رونق و آرامش هیچ اثر علیتی از سمت نرخ رشد اقتصادی به نرخ تورم وجود ندارد؛ اما تورم بر رشد اقتصادی اثر علیتی دارد. در دوران رکود متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نوسانات نرخ ارز، و نرخ تورم به‌صورت دوبه‌دو بر یکدیگر اثر معنادار دارند که این نشانهٔ حساسیت بالای متغیرها به یکدیگر در دوران رکود و تلاطم است. ازآنجاکه اثرگذاری نامتقارن این متغیرها طی رژیم‌های مختلف مشهود است، بنابراین به سیاست‌گذار پیشنهاد می‌شود این اثرگذاری نامتقارن در سیاست‌گذاری موردتوجه قرار گیرد تا درک بهتر و صحیح‌تری از آثار اجرایی سیاست‌های اقتصادی خود داشته باشد.

واژه‌های کلیدی: اثرات نامتقارن، خودرگرسیون برداری – مارکوف سوئیچینگ، نوسانات نرخ ارز، رشد اقتصادی، نرخ تورم
طبقه‌بندی JEL: E6، E31

* استادیار اقتصاد، دانشکدهٔ ادبیات و علوم‌انسانی، دانشگاه بیرجند، بیرجند (نویسندهٔ مسئول)، e.zangane@birjand.ac.ir

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487] [Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

۱ مقدمه

دیدگاه‌های متفاوتی دربارهٔ ارتباط تورم و نرخ ارز در ادبیات اقتصادی متداول است. برخی اقتصاددانان از قبیل ایلماس[۱]، پورنومو[۲]، ارفانیدس[۳]، سولو[۴]، دی گرگوریو[۵]، روبینی[۶]، و سالای مارتین[۷] بر این عقیده‌اند که تورم باعث گرانی ارز می‌شود؛ چون با افزایش تورم داخلی، اختلاف تورم داخلی و خارجی افزایش یافته و به کاهش صادرات، افزایش نرخ ارز، و کاهش ارزش پول ملی منجر می‌شود. برخی از اندیشمندان اقتصادی مانند آگنور[۸]، مونتیل[۹]، آکین[۱۰]، منکیو[۱۱]، اسونسون[۱۲]، ایسنواتی[۱۳]، و مورینا[۱۴] معتقدند که افزایش نرخ ارز به بروز تورم منجر می‌شود؛ چون افزایش نرخ ارز در اثر کاهش تراز پرداخت‌های بین‌المللی موجب افزایش بهای تمام‌شدهٔ تولید در اقتصادهایی می‌شود که تولید آن به واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای وابسته است و این یعنی افزایش نرخ تورم. این اختلاف دیدگاه‌ها به سیاست‌گذاری‌های متفاوتی در اقتصاد منجر شده است. از حیث اهمیت این موضوع برای سیاست‌گذاری، به بررسی ارتباط بین نوسانات نرخ ارز و تورم و ارتباط متقابل آن‌ها با رشد اقتصادی در ایران پرداخته می‌شود تا خطای سیاست‌گذاری در تصمیم‌گیری‌های کلان اقتصادی به حداقل برسد. در این مطالعه، با استفاده از رویکردی غیرخطی در قالب روش خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف[۱۵] طی دورهٔ ماهانهٔ فروردین ۱۳۹۰ تا فروردین ۱۴۰۳ به بررسی ارتباط بین این متغیرها

---

[1] Ilmas
[2] Pornomo
[3] Orphanides
[4] Solow
[5] De Gregorio
[6] Roubini
[7] Sala-i-Martín
[8] Agenor
[9] Montiel
[10] Akin
[11] Mankiw
[12] Svensson
[13] Isnowati et al.
[14] Morina
[15] Markov Switching - Vector Auto Regressive (MS-VAR)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

پرداخته می‌شود که علت تمایز پژوهش حاضر با سایر مطالعات در این حوزه است. رویکرد غیرخطی به‌دلیل وجود اثرات نامتقارن بین نرخ ارز، تورم، و رشد اقتصادی در دوره‌های مختلف زمانی و شکست‌های ساختاری مورداستفاده قرار می‌گیرد. اجزای مقاله عبارت‌اند از: بررسی مبانی نظری حول موضوع، بررسی مطالعات تجربی، برآورد الگو، و نتیجه‌گیری.

۲ ادبیات نظری

۲/۱ اثر نوسانات نرخ ارز بر نرخ تورم و رشد اقتصادی

با بالارفتن نرخ ارز، قیمت کالاهای وارداتی افزایش می‌یابد و تورم شکل می‌گیرد و تورم موجب افزایش دوبارهٔ نرخ ارز می‌شود. بنابراین به‌دلیل ترس از اثرگذاری نرخ ارز بر تورم، اغلب تمایل بر این است که نرخ ارز ثابت نگه داشته شود. نرخ ارز قیمت نسبی پول خارجی به پول داخلی است و افزایش آن منجر به ارزانی کالاهای صادراتی و گرانی کالاهای وارداتی می‌شود و بالعکس (توکلی و همکاران، ۱۳۹۴).

نرخ ارز هم از مجرای مستقیم و هم غیرمستقیم بر قیمت‌های داخلی اثرگذار است. مجرای مستقیم اثرگذاری نرخ ارز دومرحله‌ای است: در مرحلهٔ اول، تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های واردات مطرح می‌شود که از آن با عنوان عبور نرخ ارز بر قیمت‌های وارداتی یاد می‌شود و در مرحلهٔ بعد، تغییر در قیمت واردات بر قیمت‌های داخلی اثر می‌گذارد. طبیعتاً در هر مرحله مؤلفه‌های مربوط میزان اثرپذیری را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. تأثیر نرخ ارز بر قیمت تولیدات یک کشور در ادبیات اقتصادی، عبور نرخ ارز نامیده می‌شود (نوفرستی و همکاران، ۱۳۹۹). شدت تغییرات در قیمت‌ها براثر تغییر نرخ ارز به درجهٔ چسبندگی قیمت‌ها بستگی دارد. سهم مصرف کالاهای وارداتی در سبد مصرفی خانوار از مهم‌ترین عوامل اثرگذار در میزان انتقال تغییرات نرخ ارز از سوی شاخص قیمت تولیدکننده به شاخص قیمت مصرف‌کننده است (طیبی و همکاران، ۱۳۹۴)؛ برای مثال در مطالعهٔ نوفرستی و همکاران (۱۳۹۹) در اقتصاد ایران، انواع روغن‌ها و چربی‌ها، محصولات غذایی و زراعی کمترین وابستگی به واردات و کمترین شدت عبور نرخ ارز را دارند؛ درحالی‌که محصولات دخانی، ماشین‌آلات، و دستگاه‌های الکتریکی و محصولات شیمیایی بیشترین وابستگی و سهم از واردات را دارند و شدت عبور نرخ ارز در گروه دوم بیشتر است.

اثر غیرمستقیم نرخ ارز بر قیمت‌ها به‌واسطهٔ اثرگذاری نرخ ارز بر رقابت‌پذیری کالاها در بازارهای بین‌المللی است. تضعیف ارزش پول داخلی باعث ارزان‌شدن کالاهای داخلی برای خریداران خارجی شده و موجب افزایش صادرات و افزایش تقاضای کل می‌شود. با ایجاد مازاد

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

تقاضا در بازار داخلی، سطح قیمت‌های داخلی افزایش می‌یابد. ازآنجاکه در قراردادها، در کوتاه‌مدت سطح دستمزد اسمی ثابت است، سطح دستمزد واقعی درنتیجهٔ این تحولات سیر نزولی یافته و تولید نیز افزایش می‌یابد. با گذشت زمان که دستمزدها تعدیل می‌شوند و به سطح اولیهٔ خود می‌رسند، با افزایش هزینهٔ تولید سطح قیمت‌ها افزایش و درنتیجه تولید کاهش می‌یابد. بنابراین کاهش ارزش پول، موجب افزایش دائمی سطح قیمت‌ها و افزایش موقتی تولید می‌شود (ابراهیمی و مدنی‌زاده، ۱۳۹۵).

اثرگذاری نرخ ارز بر تورم از سه مسیر طرف عرضه، طرف تقاضا، و تورم انتظاری اتفاق می‌افتد. از طرف عرضه، افزایش نرخ ارز باعث افزایش قیمت تمام‌شدهٔ نهاده‌های وارداتی می‌شود که از آن‌ها برای تولید محصولات داخلی استفاده می‌شود. با افزایش هزینه‌های تولید این محصولات، فشار هزینه رخ می‌دهد که عاملی در جهت کاهش عرضه نسبت به تقاضای آن‌هاست. کاهش عرضه نسبت به تقاضا باعث افزایش قیمت و کاهش تولید (رکود تورمی) می‌شود. در کشورهایی که به واردات کالاهای اساسی وابسته‌اند؛ مانند ایران و ترکیه، افزایش نرخ ارز معمولاً به افزایش قیمت کالاهای وارداتی و به دنبال آن افزایش قیمت کالاهای داخلی منجر می‌شود؛ مثلاً در سال‌های اخیر، افزایش نرخ ارز در ایران باعث افزایش قیمت مواد اولیه و کالاهای مصرفی شده است.

علاوه بر این، نوسانات نرخ ارز باعث نااطمینانی اقتصادی در یک کشور می‌شود که عاملی در جهت تغییر انتظارات تورمی افراد آن جامعه است؛ همچنین، عاملی برای ایجاد فشار هزینه، کاهش عرضهٔ کل، و رکود تورمی است. شرکت‌ها نیز در وضعیت نااطمینانی، با سرعت بیشتری تعدیل قیمت را انجام می‌دهند تا بتوانند هزینه‌های خود را در آینده با این افزایش قیمت پوشش دهند (اسونسون، ۲۰۰۰). اگر شرکت‌ها انتظار افزایش تورم در آینده را داشته باشند، ممکن است که قیمت کالاها و خدمات را با سرعت بیشتری افزایش دهند. در صورت وجود تورم انتظاری 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 روان‌شناسی تورم[1] نامیده می‌شود، موجب افزایش تورم می‌شود (موسنر[2]، ۲۰۲۱). در کشورهایی مانند آرژانتین، ونزوئلا، و ایران با اقتصاد ناپایدار و عدم‌امنیت مالی، این کانال تا حد زیادی بر تورم تأثیر می‌گذارد.

[1] Inflation Psychology

[2] Moessner

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

از طرف تقاضا نیز تغییرات نرخ ارز می‌تواند باعث اثرگذاری بر قیمت کالاهای نهایی وارداتی شود. تغییر قیمت این کالاها در صورت عدم‌تغییر سهم کالاهای خارجی در سبد مصرف‌کنندهٔ داخلی، به طور مستقیم تغییرات در *CPI* و نرخ تورم را به دنبال دارد. همچنین، کاهش ارزش پول ملی نسبت به پول دیگر کشورها باعث ارزان‌ترشدن محصولات داخلی در بازارهای بین‌المللی و احتمال افزایش خالص صادرات آن کشور می‌شود. با افزایش خالص صادرات در یک کشور تقاضای کالاها و خدمات داخلی نسبت به عرضهٔ داخلی آن افزایش می‌یابد که نتیجه افزایش تورم است (آگنور و مونتیل،۱۹۹۶). افزایش خالص صادرات عاملی در جهت افزایش تقاضای نیروی کار داخلی و افزایش دستمزدهای آن‌هاست که این موضوع باعث افزایش تورم به‌دنبال بیشترشدن هزینه‌های تولید می‌شود (ایسنواتی، ۲۰۲۳). در کشورهایی مانند چین و برزیل که ارزش پول داخلی آن‌ها به‌شدت بر صادرات متکی است، این کانال نقش کلیدی ایفا می‌کند.

با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به واردات و تأثیر شدید تغییرات نرخ ارز بر قیمت کالاها و خدمات، کانال سمت عرضه به طور مشخص در تأثیرگذاری نرخ ارز بر نرخ تورم در ایران اهمیت بسیاری دارد.

۲/۲ اثر نرخ تورم بر نوسانات نرخ ارز

افزایش تورم باعث افزایش قیمت کالاهای داخلی در بازارهای بین‌المللی و داخلی می‌شود که کاهش قدرت رقابت‌پذیری بنگاه‌های اقتصادی داخلی در بازارهای بین‌المللی را به‌دنبال دارد. کاهش قدرت رقابت‌پذیری تولیدکنندگان داخلی باعث کاهش صادرات، افزایش واردات، کاهش ذخایر ارزی، و کاهش ارزش پول ملی می‌شود. در صورت افزایش سطح قیمت کالاهای تجاری در داخل کشور نسبت به طرف‌های تجاری تقاضای کشورهای واردکنندهٔ محصولات از داخل کشور کاهش و صادرات از کشورهای خارجی افزایش می‌یابد. 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 (ایلماس و همکاران، ۲۰۲۲). بر اساس نظریهٔ برابری قدرت خرید[1] (PPP) و قانون قیمت واحد[2] (LOP)، تغییرات در نرخ تورم می‌تواند بر نرخ ارز اثر بگذارد (بهمنی اسکویی و نصیر[3]، ۲۰۱۵). قانون قیمت واحد بیان می‌کند که اگر قیمت‌ها با واحد پول بیان شوند، آنگاه در غیاب تعرفه، هزینهٔ حمل‌ونقل یا

[1] Purchasing Power Parity
[2] Law of One Price
[3] Bahmani Oskooee & Nasir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

موانع غیرتعرفه‌ای، یک کالا باید در مکان‌های مختلف با قیمت یکسان فروخته شود. نظریهٔ برابری قدرت خرید همان قانون قیمت واحد است؛ اما با درنظرگرفتن گروهی از کالاها به جای یک کالای واحد. ایدهٔ محوریPPP این است که قیمت یک سبد کالا در داخل کشور با قیمت همان سبد کالا در خارج برابر است؛ در واقع، اگر قانون قیمت واحد برای هر کالای موجود در سبد برقرار باشد، این قانون برای کل سبد نیز صادق خواهد بود. بنابراین، LOP یک ایدهٔ اقتصاد خرد و PPP یک ایدهٔ اقتصاد کلان است (مارتینز[1]، ۲۰۲۱). بنابراین، نظریهٔ برابری قدرت خرید تلاش می‌کند تا رابطهٔ بین نرخ ارز و تورم را به‌صورت کمّی بیان کند با این استدلال که تفاوت نرخ‌های ارز ناشی از تفاوت در نرخ تورم در بین کشورهاست. براین‌اساس، افزایش نرخ تورم در یک کشور به کاهش ارزش پول آن کشور منجر خواهد شد که این به‌دلیل کاهش تقاضا برای صادرات آن نسبت به واردات است. انتظار می‌رود این تعدیل در نرخ ارز تا یکسان‌شدن نرخ تورم بین کشورها ادامه یابد (آلور[2]، ۲۰۲۰).

۳/۲ اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی

از دیدگاه کلاسیک‌ها، میان نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی حتی در کوتاه‌مدت نیز ارتباطی وجود ندارد. آن‌ها معتقدند نرخ رشد اقتصادی تابعی از عوامل کار و سرمایه است. دستمزدهای اسمی در این نظریه کاملاً انعطاف‌پذیرند. ازاین‌رو، با افزایش تقاضای کل و به تبع آن افزایش قیمت‌ها، دستمزدهای اسمی نیز دقیقاً به‌اندازهٔ افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بالا می‌رود و درنتیجه، دستمزدهای حقیقی، سطح اشتغال، و تولید ملی نیز بدون تغییر باقی می‌ماند (عبدی و طاهری، ۱۳۹۹).

براساس نظریهٔ نئوکینزین‌ها اگر تولید ناخالص داخلی از سطح بالقوهٔ خود بالاتر رود و بیکاری پایین‌تر از نرخ بیکاری طبیعی بوده و سایر شرایط ثابت باشد و آنگاه عرضه‌کنندگان قیمت‌های خود را افزایش داده و تورم افزایش یابد، منحنی فیلیپس در مسیر رکود تورمی و به‌سمت تورم و بیکاری بالاتر حرکت می‌کند. اگر تولید ناخالص داخلی به پایین‌تر از سطح بالقوه تنزل یابد و بیکاری بالاتر از نرخ طبیعی خود باشد با ثابت درنظرگرفتن سایر عوامل، زمانی که عرضه‌کنندگان سعی می‌کنند ظرفیت مازاد را با کاهش قیمت‌ها و تضعیف تورم ساختاری پر کنند، شتاب تورم کاهش می‌یابد که به تورم‌زدایی منجر شده و باعث می‌شود

[1] Martinez
[2] Allor

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

منحنی فیلیپس در جهت مطلوب؛ یعنی به‌سمت تورم و بیکاری کمتر حرکت کند. در نهایت، اگر تولید ناخالص داخلی برابر با سطح بالقوه و نرخ بیکاری برابر با NAIRU باشد، نرخ تورم تغییر نمی‌کند (گوکال و هنیف[1]، ۲۰۰۴).

براساس دیدگاه ساختارگرایان، رابطه‌ای مثبت بین تورم و رشد اقتصادی، حداقل تا نرخ معینی از تورم وجود دارد، مگر اینکه تغییرات بنیادی در ساختار اقتصادی در این فاصله پدید آمده باشد (خداوردیزاده و همکاران، ۱۳۹۸).

استاکمن[2] (۱۹۸۱) در مطالعهٔ خود مدلی را توسعه داد که در آن افزایش نرخ تورم به سطح تعادلی بلندمدت پایین‌تری برای تولید منتج می‌شود و ثروت مردم کاهش می‌یابد. در مدل استاکمن، پول مکمل سرمایه است و رابطه‌ای منفی بین سطح تولید بلندمدت و نرخ تورم وجود دارد. کولی و هانسن[3] (۱۹۸۹) این سازوکار را برای درنظرگرفتن انباشت سرمایه بسط دادند. فرض اساسی آن‌ها این است که تولید نهایی سرمایه با مقدار کار رابطهٔ مثبتی دارد. بنابراین، هنگامی‌که مقدار کار در پاسخ به افزایش تورم کاهش می‌یابد، بازده سرمایه کاسته می‌شود و مقدار سرمایه و تولید بلندمدت کاهش می‌یابد. کولی و هانسن نشان می‌دهند که هم‌زمان با افزایش نرخ تورم، تولید به طور دائمی کاهش پیدا می‌کند (توکلیان و شاهمردای، ۱۳۹۱).

۳ پیشینهٔ پژوهش

کایامو[4] (۲۰۲۱) بیان می‌کند که تورم در دههٔ گذشته یکی از برنامه‌های اصلی بحث‌های سیاسی و اقتصادی در اتیوپی بوده است. مقام نظارتی کشور برای تثبیت تورم و تحریک صادرات، مرتب ارزش بیر[5] اتیوپی را کاهش داده است. اینکه آیا این واقعاً تورم را تثبیت کرده و درآمدهای صادراتی را افزایش داده است، موضوع بحث است. این مطالعه به بررسی تأثیر نامتقارن نرخ ارز واقعی بر تورم در ۱۹۸۲ــ۲۰۱۹ می‌پردازد. برآوردهای بلندمدت و کوتاه‌مدت بر اساس روش غیرخطی تصحیح خطا *ARDL* انجام شده است. نتایج تحقیق نشان داده که نرخ واقعی ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثرات نامتقارنی بر تورم دارد. عدم‌تعادل در نرخ واقعی

[1] Gokal and Hanif
[2] Stockman
[3] Cooly & Hansen
[4] Kayamo
[5] Ethiopian birr

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

ارز (کاهش و افزایش ارزش) باعث افزایش تورم در بلندمدت می‌شود. پیامد سیاستی مطالعه این است که انعطاف در بازار نرخ ارز باید برای تضمین ثبات قیمت‌ها به‌جای پیروی از سیاست‌های محدودکنندهٔ نرخ ارز برنامه‌ریزی شود.

الامیده و همکاران[1] (۲۰۲۲) تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز را بر پیوند تورم–رشد منطقهٔ افریقای جنوبی از ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. سه تکنیک اصلی گروه میانگین تلفیقی[2] (PMG)، مومنت‌های تعمیم‌یافته[3] (PMG)، و اثرات ثابت پویا[4] (GM) در دستیابی به هدف مطالعه به‌کار گرفته شدند؛ اما برآوردگر گروه میانگین تلفیقی وقفه‌های توزیع‌شده خودرگرسیون پانل توسط آزمون هاسمن به‌عنوان ابزار اصلی موردتوجه قرار گرفت. $GARCH(1,1)$ نیز برای تولید نوسانات نرخ ارز به کار گرفته شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که نوسانات نرخ ارز و تورم با رشد اقتصادی منطقه رابطه‌ای منفی دارد. همچنین، نتایج شواهدی را نشان می‌دهد که رشد اقتصادی منطقه به‌طور نامطلوبی تحت‌تأثیر اثرات بی‌ثباتی نرخ ارز بر تورم قرار می‌گیرد: هرچه سطح بی‌ثباتی در نرخ ارز بالاتر باشد، رابطهٔ تورمی–رشدی منطقه بدتر است.

دمیرهان و گوکسو[5] (۲۰۲۳) به بررسی روابط متقارن و نامتقارن بین نرخ‌های ارز اسمی و برخی شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان در ترکیه با استفاده از رویکردهای $ADRL$ و $NARDL$ می‌پردازند. بر اساس یافته‌ها بین متغیرها رابطهٔ هم‌انباشتگی نامتقارن وجود دارد. تورم مهم‌ترین شاخص نرخ ارز است. به‌رغم همهٔ متغیرها که در بلندمدت اثراتی نامتقارن دارند، صادرات در کوتاه‌مدت اثرات نامتقارن دارد. تأثیر افزایش صادرات بر نرخ ارز بیشتر از کاهش است. تکانه‌های مثبت بین ترکیه و نرخ بهرهٔ امریکا باعث کاهش نرخ اسمی ارز می‌شود. به‌طورکلی، اثرات تکانه‌های مثبت بیشتر از تکانه‌های منفی است.

چروفا و چتروا[6] (۲۰۲۳) رابطهٔ نامتقارن پویا بین نرخ ارز و تورم در تونس را در دورهٔ ماهانهٔ ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. در انجام این کار از یک مدل وقفهٔ توزیعی خودرگرسیونی غیرخطی چندآستانه‌ای[7] (MTNARDL) استفاده شده است. علاوه بر این، یک آزمون علیت گرنجر چندکی برای بررسی علیت نامتقارن بین نوسانات نرخ ارز و تغییرات تورم انجام شده

[1] Olamide et. al.
[2] Pooled Mean Group
[3] Generalised Moments
[4] Dynamic Fixed Effect
[5] Demirhan & Göksu
[6] Chroufa & Chtourou
[7] multiple-threshold non-linear autoregressive distributed lag model

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

است. یافته‌های تجربی تأثیر نامتقارن نرخ ارز بر تورم را در بلندمدت و کوتاه‌مدت فرض می‌کنند. در واقع، ضرایب تخمینی تغییرات نرخ ارز در چندک‌ها متفاوت است. به عبارت دیگر، تورم بسته به شدت نوسانات نرخ ارز به طور متفاوتی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. علاوه بر این، تحلیل علیت چندکی شواهدی از علیت یک طرفه از تغییرات تورم تا تغییرات نرخ ارز در چندک‌های مختلف را نشان می‌دهد و اثر بازخوردی را در چندک‌های بالا تأیید می‌کند. سیاست‌گذاران باید عدم‌تقارن را در پیوند نرخ ارز_ تورم در نظر بگیرند تا از انحرافات سیاست پولی جلوگیری کنند، استراتژی تورم هدف را بهبود بخشند، و انعطاف‌پذیری سیاست نرخ ارز را افزایش دهند که اثربخشی سیاست پولی را افزایش می‌دهد.

توکلی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر نوسان‌های نرخ ارز بر رشد اقتصادی و تورم پرداخته‌اند. در این مقاله با استفاده از روش سیستم معادلات شبه مرتبط، اثرات نوسان‌های نرخ ارز بر رشد اقتصادی و تورم در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دورهٔ ۱۳۸۸_ ۱۳۴۰ بررسی شده است. نوسان‌های قیمت نفت و نوسان‌های نرخ ارز با استفاده از روش گارچ به‌دست آمده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نوسان‌های نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر تولید در کشور داشته است. در واقع، با افزایش ناگهانی نرخ ارز، رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی و میزان صادرات بیشترشده و در نهایت تولید ناخالص داخلی افزایش یافته است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد نوسان‌های نرخ ارز اثر منفی و معناداری بر تورم در کشور داشته است. این بدان معناست که افزایش نرخ ارز، به‌دلیل آنکه نرخ ارز در کشور همواره پایین‌تر از قیمت تعادلی خود انتخاب می‌شود، می‌تواند کسری بودجهٔ دولت را کاهش داده و این امر موجب کاهش تورم در کشور می‌شود. همچنین، نتایج یکسان‌نبودن تأثیر تکانه‌های منفی و مثبت نرخ ارز بر تولید و تورم در کشور را نشان می‌دهند.

امیری و همکاران (۱۳۹۹) رابطهٔ علیت بین نرخ تورم، رشد اقتصادی، نرخ سود، و نرخ ارز را در کشورهای مسلمان منتخب (بحرین، بنگلادش، مصر، اندونزی، ایران، مالزی، پاکستان، کویت، عمان، و قطر) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با داده‌های پانل طی دورهٔ ۲۰۰۰_۲۰۱۶ بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن بوده که افزایش نرخ ارز، نرخ تورم، و رشد اقتصادی منجر به کاهش نرخ سود شده و اثر نرخ سود بر نرخ ارز نامشخص و نرخ تورم و رشد اقتصادی اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است.

امیدی و همکاران (۱۴۰۲) بیان می‌کنند که وجود ثبات در مؤلفه‌های اقتصاد کلان از قبیل نرخ ارز، کسری بودجه، تورم، و بخش تجارت خارجی، از نشانه‌های یک اقتصاد سالم است. آن‌ها با استفاده از الگوی TVP-QVAR طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۵– ۱۳۹۷ با تواتر ماهانه به بررسی نحوهٔ انتقال، دریافت و همچنین علیت انتقال نوسانات میان تورم، نرخ ارز، کسری

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

بودجهٔ دولت و حساب جاری پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که در حالت نرخ رشد بالا، فقط نوسانات نرخ ارز است که علت تورم، کسری بودجهٔ دولت، و کسری حساب جاری است. فقط در حالت نرخ رشد پایین کسری بودجهٔ دولت بر کسری حساب جاری اثرگذار بوده است.

تمایز پژوهش حاضر از سایرین در استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ برداری به‌عنوان یک رویکرد غیرخطی است، این روش برآورد در سایر مطالعات داخلی و خارجی به چشم نمی‌خورد.

۴ روش تحقیق

ازآنجاکه طبق مبانی نظری میزان اثرگذاری متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نوسانات نرخ ارز و نرخ تورم بر یکدیگر در هر رژیم متفاوت است یا به عبارتی، اثرگذاری نامتقارن وجود دارد و از طرفی متغیرهای رشد اقتصادی، نوسانات نرخ ارز، و نرخ تورم برای بررسی رابطهٔ علیت بین متغیرهای مذکور به‌صورت درون‌زا در نظر گرفته شده‌اند. بنابراین، در این پژوهش برای بررسی ارتباط علیت بین متغیرها به روش خودرگرسیون برداری با ویژگی غیرخطی[1] (MSVAR) عمل می‌شود.

این پژوهش رویکرد غیرخطی خود را با استفاده از روش مارکوف- سوئیچینگ (MS) تفسیر می‌کند. مدل مارکوف سوئیچینگ به‌عنوان یکی از مدل‌های تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود و یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی است. در مدل‌های تغییر رژیم مارکوف، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در مقایسه با سایر روش‌های غیرخطی از قبیل مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای و شبکهٔ عصبی بیشتر است. مزیت روش مارکوف سوئیچینگ در انعطاف‌پذیری آن است؛ بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود دارد و این تغییرات می‌توانند به دفعات برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. درعین‌حال، این مدل به‌صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات رژیم و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند (فلاحی، ۱۳۹۳).

۴/۱ استخراج نوسانات نرخ ارز

در این مطالعه، نوسانات نرخ ارز توسط ضریب تغییرات محاسبه‌شده بر اساس واریانس شرطی برآوردشده توسط مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته

[1] Markov Switching - Vector Auto Regressive (MS-VAR)

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

(GARCH)، پیشنهادشده توسط بولرسلوف[1] (۱۹۸۶) به‌دست آمده است که برای سری‌های نرخ ارز اسمی ماهانه به کار برده می‌شود. مطالعات تجربی موجود معیارهای مورد اجماعی را دربارهٔ استفاده از نرخ‌های ارز اسمی یا واقعی ارائه نمی‌دهند؛ برای مثال، سرون[2] (۲۰۰۳) نوسانات نرخ ارز واقعی را محاسبه می‌کند که به نوسانات نرخ ارز اسمی و قیمت‌ها بستگی دارد. در مقابل، طبق گفتهٔ وانلی[3] (۲۰۰۱) نرخ ارز اسمی ترجیح داده می‌شود، زیرا نرخ ارز واقعی نوسان قیمت دارد که نشان‌دهندهٔ نوع دیگری از عدم‌اطمینان است. در نهایت، برخی از مطالعات حاکی از آن است که استفاده از نرخ‌های اسمی یا واقعی ارز تأثیر معنی‌داری بر نتایج به دست آمده ندارد. بنابراین تصمیم بر آن شد که از نرخ ارز اسمی استفاده شود، زیرا ۱ــ نرخ ارز حقیقی می‌تواند نوسانات قیمتی دیگری نیز ایجاد کند و ۲ــ چون در این مطالعه نرخ تورم یکی از متغیرهای موردمطالعه است، محاسبهٔ نرخ ارز حقیقی استفاده نمی‌شود.

بارگولیل و همکاران[4] (۲۰۱۸) مجموعه‌ای از مطالعات را درمورد موضوع نوسانات نرخ ارز و تأثیر آن بر سایر متغیرها خلاصه می‌کنند که در اکثر آن‌ها از مدل‌های GARCH استفاده شده است.

فرض می‌شود که واریانس شرطی به مجذور خطاهای وقفه‌دار در دوره‌های q و به واریانس شرطی وقفه‌دار دوره‌های p بستگی دارد، همان‌طور که در معادلهٔ زیر نشان داده شده است.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_p h_{t-p} \qquad (۱)$$

به‌طوری‌که h_t واریانس شرطی و ε_t معرف جزء خطا یک مدل $ARIMA$ به‌صورت زیر است:

$$\Delta^d er_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta^d er_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

به‌طوری‌که er_t لگاریتم نرخ ارز اسمی است.

[1] Bollerslev
[2] Serven
[3] Vanelle
[4] Barguellil et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

۲/۴ مدل خودرگرسیون برداری با ویژگی غیرخطی (تغییر رژیم مارکوف)

الگوی خودرگرسیونی برداری با تغییر رژیم می‌تواند به‌صورت تعمیم مدل VAR با ρ مرتبه در نظر گرفته شود. ρامین وقفهٔ خودرگرسیونی برای بردار سری زمانی k بعدی به‌صورت زیر است.

$$y_t = \upsilon + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_\rho y_{t-\rho} + u_t \qquad (۳)$$

این معادله مجدد می‌تواند به‌صورت فرم تعدیل‌شدهٔ میانگین یک مدل VAR تصریح شود:

$$y_t - \mu = \upsilon + A_1(y_{t-1} - \mu) + \cdots + A_\rho(y_{t-\rho} - \mu) + u_t \qquad (۴)$$

اگر سری‌های زمانی در معرض انتقال طی رژیم‌اند، ممکن است مدل VAR با پارامترهای ثابت نامناسب باشد. بنابراین، مدل $MS-VAR$ ممکن است به‌عنوان یک چهارچوب رژیم چرخشی موردتوجه قرارگیرد. ایدهٔ اصلی پشت این نوع مدل‌ها این است که پارامترهای فرایند تولید داده‌های سری زمانی قابل‌مشاهدهٔ y_t به متغیر رژیم غیرقابل‌مشاهدهٔ s_t وابسته است که احتمال ماندن در حالات متفاوت را معرفی می‌کند.

این تصریح از فرایند تولید داده‌ها با معادلات (۲) یا (۳) کامل می‌شود. یک مدل برای فرایند تولید رژیم باید فرمول‌بندی شود تا روند رژیم‌ها از داده‌ها استنتاج شود. ویژگی خاص مدل مارکوف سوئیچینگ این فرض است که درک غیرقابل‌مشاهدهٔ رژیم $s_t \epsilon \{1, \dots, M\}$ توسط یک زمان گسسته اداره می‌شود، فرایند تصادفی مارکوف حالت گسسته که توسط احتمالات انتقال تعریف شده است.

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i)\,,\ \sum_{J=1}^{M} p_{ij} = 1\ \forall i\,, j \epsilon \{1, \dots, M\} \qquad (۵)$$

فرض می شود که s_t از یک فرایند مارکوف M حالته ارگودیک غیرقابل‌کاهش پیروی می‌کند با ماتریس انتقال زیر:

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots \\ p_{21} & p_{22} & \cdots \\ \vdots & \vdots & \ddots \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

فروض ارگودیک و غیرقابل‌کاهش‌بودن برای خواص مدل $MS-VAR$ ضروری‌اند. بحثی جامع دربارهٔ تئوری زنجیره‌های مارکوف با کاربرد مدل‌های مارکوف سوئیچینگ توسط

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

همیلتن[1] (۱۹۸۹) ارائه شده است. روش‌های تخمین بحث‌شده در کرولزیگ[2] (۱۹۹۸) به‌اندازهٔ کافی حتی برای به‌دست‌آوردن این موارد تحلیل‌رفته انعطاف‌پذیرند، یعنی زمانی که یک شکست ساختاری وجود دارد به حالتی که تا پایان دوره مشاهده، غالب است.

در تعمیم مدل $VAR(\rho)$ تعدیل‌شدهٔ میانگین در معادلهٔ (۵) به خودرگرسیونی برداری با تغییر رژیم با ρ مرتبه و M رژیم توجه می‌شود:

$$y_t - \mu(s_t) = v + A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \cdots + A_\rho(s_t)(y_{t-\rho} - \mu(s_{t-\rho})) + u_t \quad (۷)$$

به‌طوری‌که $u_t \sim NID(0, \sum s_t)$ و $\mu(s_t)$، $A_1(s_t)$، $A_\rho(s_t)$، و $\sum s_t$ توابع تغییر پارامتر توصیف‌کننده وابستگی پارامترهای A_1، A_ρ و $\sum$. در رژیم s_t هستند.

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & if\ s_t = 1, \\ \vdots & \\ \mu_M & if\ s_t = 1. \end{cases} \quad (۸)$$

در مدل (۶) پس از تغییر در رژیم، یک جهش یک‌باره و فوری در میانگین روند وجود دارد. منطقی‌تر است که تصور کنیم میانگین پس از انتقال از یک حالت به حالت دیگر به یک سطح جدید نزدیک می‌شود. در چنین شرایطی ممکن است از مدل زیر با جزء عرض ازمبدأ وابسته به رژیم $v(s_t)$ استفاده شود:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_\rho(s_t)y_{t-\rho} + u_t \quad (۹)$$

در حالت عمومی اگر برداری از متغیرهای سری زمانی باتوجه‌به مدل رژیم مارکوف در نظر گرفته شود $(MS - VAR)$، آنگاه از ترکیب حالت‌های مذکور می‌توان مدل‌های جزئی دیگری را به‌صورت جدول زیر معرفی کرد که در آن μ بیانگر میانگین و ν جملهٔ عرض از مبدأ است.

[1] Hamilton
[2] Krolzig H. M.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

جدول ۱

حالت‌های مختلف مدل‌های خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف

		MSM		***MSI***	
		μ متغیر	**μ ثابت**	**ν متغیر**	**ν ثابت**
A_i ثابت	واریانس ثابت	$MSM-VAR$	VAR	MSI	VAR
	واریانس متغیر	$MSMH-VAR$	$MSH-VAR$	$MSIH-VAR$	$MSH-VAR$
A_i متغیر	واریانس ثابت	$MSMA-VAR$	$MSA-VAR$	$MSIA-VAR$	$MSA-VAR$
	واریانس متغیر	$MSMAH-VAR$	$MSAH-VAR$	$MSIAH-VAR$	$MSAH-VAR$

منبع: کرولزیگ (۱۹۹۸)

در مطالعهٔ حاضر، بردار متغیرهای موردنظر به‌صورت یک سیستم با دو متغیر $\{y_t = [y_{1t}, y_{2t}]\}$ قابل‌بیان است. در این حالت، فرم خودرگرسیونی برداری با ویژگی غیرخطی (تغییر رژیم مارکوف) را می‌توان به‌ترتیب در معادلات زیر تعریف کرد:

$$\Delta y_{1,t} = \mu_{y_1}(s_t) + \sum \phi_{y_1,y_{1,k}}(s_t)\Delta y_{1,t-1} + \sum \phi_{y_1,y_{2,k}}(s_t)\Delta y_{2,t-k} + z(s_t)u_{y_{1t}} \quad (۱۰)$$

$$\Delta y_{2,t} = \mu_{y_2}(s_t) + \sum \phi_{y_2,y_{1,k}}(s_t)\Delta y_{1,t-1} + \sum \phi_{y_2,y_{2,k}}(s_t)\Delta y_{2,t-k} + z(s_t)u_{y_{2,t}} \quad (۱۱)$$

$$u_{y_{1t}}, u_{y_{2,t}} \approx nid(0,1) \quad (۱۲)$$

که در آن s_t متغیر تصادفی است و بیانگر رژیم در زمان t است. $z(s_t)$ یک ماتریس وابسته به رژیم بوده و $\phi_{y_i,y_{j,k}}$ ضرایب خودرگرسیونی در سیستم معادلات فوق است. همچنین، p نیز نشان‌دهندهٔ مرتبهٔ بهینه در مدل خودرگرسیونی برداری است (زنگنه و همکاران، ۱۴۰۱).

اگر به‌دنبال بررسی وجود علیت از سمت متغیر y_2 به y_1 در رژیم یک باشیم، برای انجام آزمون علیت گرنجری می‌توان فرضیهٔ صفر را به‌صورت زیر بیان کرد:

$$H_0: \phi_{y_1,y_{2,1}}(s_t = 1) = \cdots = \phi_{y_1,y_{2,p}}(s_t = 1) = 0 \quad (۱۳)$$

با استفاده از مدل $MS-VAR$ و از طریق اعمال قید بر مقادیر ضرایب خودرگرسیونی، فرضیهٔ صفر فوق قابل‌انجام است. در حقیقت، با درنظرگرفتن فرضیهٔ صفر مذکور، معنی‌داربودن پارامتر خودرگرسیونی وابسته به رژیم ϕ_{y_1,y_2} در معادلهٔ اول از خودرگرسیون برداری دو متغیرهٔ فوق، به معنای وجود رابطهٔ علیت از سوی متغیر y_2 به y_1 در رژیم یک خواهد بود.

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

۵ نتایج تحلیل آماری

داده‌های این پژوهش از بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، سامانهٔ بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصادی و دارایی کشور و سری زمانی وزارت صنعت و معدن برای دوره فروردین ۱۳۹۰ تا فروردین ۱۴۰۳ استخراج شده است.

متغیرهای پژوهش به شرح زیر تعریف می‌شوند:

جدول ۲

معرفی متغیرهای مطالعه

نام متغیر	نماد	تعریف عملیاتی
رشد اقتصادی[1]	EG_t	رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه با نفت
نوسانات نرخ ارز[2]	EV_t	استخراج نوسانات نرخ ارز توسط مدل $GARCH$
رشد نرخ ارز	EX_t	رشد نرخ ارز اسمی
نرخ تورم[3]	INF_t	نرخ رشد شاخص قیمتی مصرف کننده

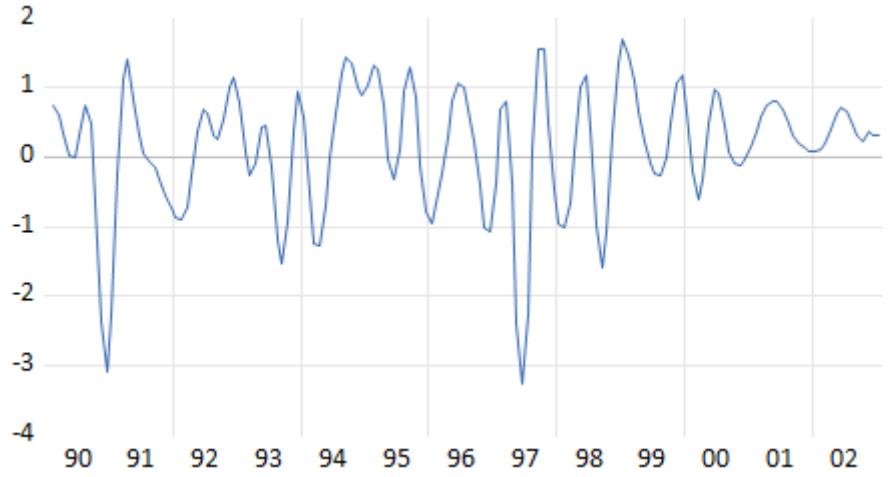
[1] Economic Growth Rate

[2] Exchange Rate Volatility

[3] Inflation Rate

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]



شکل ۱. نرخ رشد اقتصادی ماهانهٔ ایران طی دورهٔ ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۳

باتوجه‌به اینکه داده‌های تولید ناخالص داخلی فصلی‌اند،برای محاسبهٔ رشد اقتصادی با استفاده از نرم‌افزار ایویوز، داده‌های فصلی به داده‌های ماهانه تبدیل شده‌اند. برای تبدیل فصلی به ماهانه از رویکرد دنتون[1] استفاده شد تا نقش تغییرات فصلی و تقاضای فصلی به‌درستی در برابر داده‌های ماهانه تعریف شود. روش دنتون، مجذور انحرافات مطلق یا نسبی از یک سری شاخص (تفاضل‌گیری‌شده) را به حداقل می‌رسانند. این رویکرد از دستهٔ مدل‌های تفکیک زمانی[2] است که با حفظ سطح داده‌های پایین‌ـ‌فرکانس در طول دوره، مقدار ماهانه را طوری توزیع می‌کند که سری ماهانه با آخرین مقدار فصلی و با محدودیت‌های هم‌گرایی زمانی سازگار باشد. روش‌های تفکیک زمانی برای تفکیک سری‌های زمانی با فراوانی پایین به سری‌های با فراوانی بالاتر استفاده می‌شوند که در آن مجموع، میانگین، اولین یا آخرین مقدار سری‌های با فراوانی بالا با سری‌های با فراوانی پایین سازگار است(ساکس و استینر[3]، ۲۰۱۳).

نمودار فوق گویای آن است که نرخ رشد اقتصادی ماهانهٔ ایران از یک فرایند سینوسی تبعیت کرده است و در شهریور ۱۳۹۷ و اسفند ۱۳۹۰ بیشترین نرخ رشد منفی در حدود ۳ درصد و در فروردین ۱۳۹۹ نیز بیشترین رشد مثبت در محدودهٔ ۱/۷ درصدی بوده است.

---

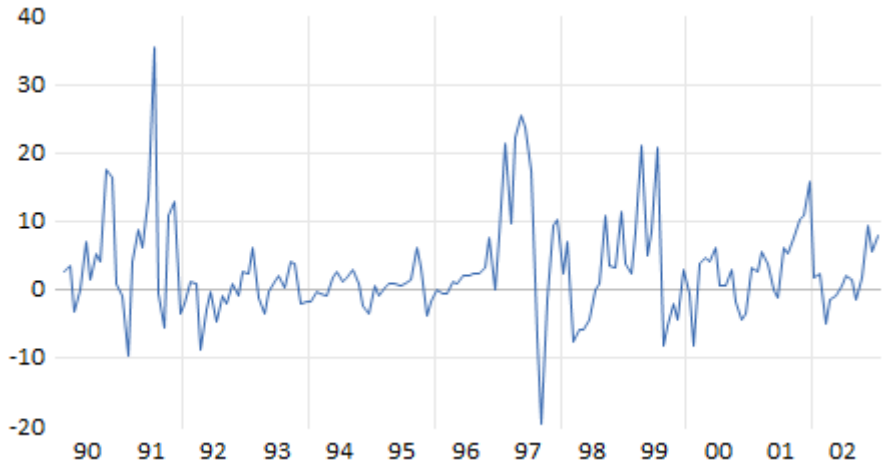
[1] Denton

[2] Temporal Disaggregation

[3] Sax & Steiner

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

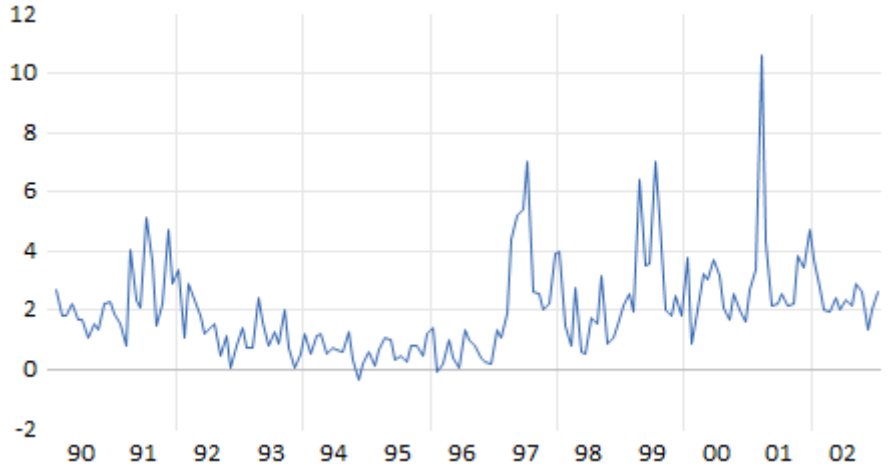


شکل ۲. نرخ رشد اسمی دلار امریکا به طور ماهانه در اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۳

با کنکاشی در نرخ رشد ماهانهٔ دلار در اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۳ بیشترین نرخ رشد دلار در مهر ۱۳۹۱ با نرخ ۳۵ درصد بوده و در مرداد ۱۳۹۷، مهر ۱۳۹۹، و اسفند ۱۴۰۱ به ترتیب با نرخ‌های ۲۶، ۲۱، و ۱۶ درصد دارای بالاترین نرخ رشد بوده است که عمدتاً مربوط به دوران تحریم نفتی ایران در ابتدای دههٔ ۱۳۹۰، دوران خروج ترامپ از برجام، اپیدمی کرونا، و جنگ اوکراین بوده است. کمترین آن نیز در آذر ۱۳۹۷ با نرخ منفی ۱۹/۵ درصد اتفاق افتاده است.

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]



شکل ۳. نرخ تورم ماهانه در اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳

باتوجه‌به نمودار فوق، بیشترین نرخ تورم ماهانه در اقتصاد ایران به خرداد ۱۴۰۱ با نرخ ۱۰/۶ درصد مربوط بوده که این پدیده به‌دلیل افزایش ناگهانی قیمت موادغذایی براثر بروز جنگ بین اوکراین و روسیه است. نرخ تورم ماهانه در مهر ۱۳۹۹ با نرخ ۷/۱ درصد بوده است که پس از ریزش شدید شاخص کل بورس و گسیل‌شدن وجوه نقد به‌سمت بازارهای غیرمولد و افزایش نقدینگی در سطح جامعه اتفاق افتاد. همچنین در ۱۳۹۷ پس از خروج ترامپ از برجام یک موج تورمی رخ داده است. ضمناً در مهر ۱۳۹۱ و اسفند ۱۴۰۱ نرخ تورم در محدوهٔ ۵ درصد ماهانه قرار داشته است که ناشی از تحریم نفتی ابتدای دههٔ ۹۰ و نوسانات ارزی در پایان ۱۴۰۱ است که ناشی از جنگ اوکراین و افزایش ناگهانی قیمت جهانی موادغذایی بود. کمترین نرخ تورم ماهانه در بهمن ۱۳۹۴ با نرخ منفی ۰/۴ درصد بوده که در امتداد خوش‌بینی‌های ایجادشده براثر توافق برجام در تیر ۱۳۹۴ حادث شده است.

۵/۱ آمار توصیفی و مانایی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش به شرح جدول ۳ است.

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

جدول ۳

آمار توصیفی متغیرهای مطالعه

	رشد اقتصادی	رشد نرخ ارز	نرخ تورم
میانگین	۰/۱۳۲	۲/۸۶۰	۲/۰۰۵
میانه	۰/۳۰۲	۱/۴۸۵	۱/۷۹۵
ماکزیمم	۱/۶۸۴	۳۵/۳۷۰	۱۰/۵۹۰
مینیمم	-۳/۲۶۰	-۱۹/۵۰	-۰/۳۳۰
انحراف معیار	۰/۸۹۲	۷/۱۲۶	۱/۵۶۰
چولگی	-۱/۱۴۱	۱/۲۷۵	۱/۸۳۶
کشیدگی	۴/۹۲۸	۶/۶۷۶	۸/۸۸۰
تعداد مشاهدات	۱۵۶	۱۵۶	۱۵۶

منبع: یافته‌های پژوهش

سپس به بررسی مانایی متغیرهای موردمطالعه پرداخته می‌شود.

جدول ۴

بررسی مانایی متغیرها

متغیر	آمارهٔ آزمون ADF	*Prob*	مانایی
رشد اقتصادی	-۴/۱۴۸	۰/۰۰۶۸	مانا
رشد نرخ ارز	-۷/۵۴۲	۰/۰۰۰۰	مانا
نرخ تورم	-۶/۸۵۰	۰/۰۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

از جدول فوق به مانابودن تمام متغیرها در سطح پی برده و می‌توان بدون بیم از بروز رگرسیون کاذب به تخمین مدل پرداخت.

۵/۲ نتایج برآورد الگوها

۵/۲/۱ استخراج نوسانات (نااطمینانی) نرخ ارز

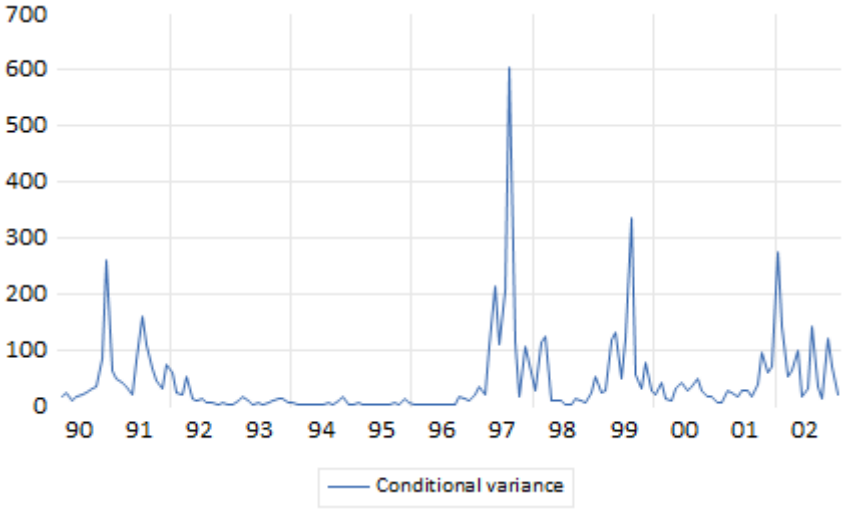
ابتدا نوسانات نرخ ارز با استفاده از الگوی GARCH استخراج می‌شود. استخراج نوسانات نرخ ارز به‌ترتیب نیازمند بررسی مانایی، تخمین الگوی ARIMA، و تأیید وجود ناهمسانی واریانس در داده‌ها، و در نهایت استخراج واریانس شرطی نرخ ارز است.

مانایی متغیر نرخ ارز باتوجه‌به جدول ۳ تأیید شد. پس از برآورد مدل‌های ARIMA مختلف، الگوی منتخب به‌صورت $ARMA(1,1)$ است، چراکه کمترین مقدار آمارهٔ آکائیک را

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

دارد. در ادامه، با استفاده از آزمون ناهمسانی واریانس آرچ به وجود ناهمسانی واریانس پی برده می‌شود چون مقدار احتمال آزمون آرچ کمتر از ۵ درصد (۰/۰۰۰۰) است؛ بنابراین، فرض صفر مبنی بر عدم‌وجود ناهمسانی واریانس رد می‌شود. در نهایت، الگوی $EGARCH(3,3)$ به‌عنوان مدل واریانس شرطی مناسب انتخاب شده و مقادیر نوسانات نرخ ارز از این مدل به شرح شکل ۴ استخراج شده است.



شکل ۴. منحنی مقادیر نوسانات نرخ ارز استخراج‌شده از مدل گارچ

شکل ۴ بیانگر نوسانات بیش از حد نرخ ارز در سال‌های ۱۳۹۰، ۱۳۹۷، ۱۳۹۹، و ۱۴۰۱ است که عمدتاً به‌واسطهٔ تحریم نفتی، خروج ترامپ از برجام، همه‌گیری کرونا، و افزایش ناگهانی قیمت موادغذایی ایجاد شده که از پیامدهای جنگ اوکراین و روسیه بوده است.

۵/۲/۲ بررسی رابطهٔ علیت بین سه متغیر نوسانات نرخ ارز، نرخ تورم، و نرخ رشد اقتصادی

در این قسمت، رابطهٔ سه متغیر نوسانات نرخ ارز، نرخ تورم، و نرخ رشد اقتصادی به‌طور درون‌زا در قالب یک مدل $MSVAR$ تحلیل و بررسی می‌شود.

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

مدل بهینه برای بررسی ارتباط بین سه متغیر مذکور طی سیکل‌های متفاوت با رویکرد $MSVAR$ به فرض درون‌زابودن هر سه متغیر با تکیه بر معیار کمترین مقدار آمارهٔ آکائیک به‌صورت $MSIAH(3)-VAR(4)$ برگزیده شد.

جدول ۵

نتایج انتخاب مدل براساس معیار ACI (دو رژیمه)

معیار ACI	یک وقفه	دو وقفه	سه وقفه	چهار وقفه
$MSI-VAR$	۱۶/۰۶۵	۱۴/۶۶۲	۱۴/۰۸۰	۱۳/۹۵۲
$MSIH-VAR$	۱۴/۰۴۰	۱۲/۸۰۳	۱۱/۹۰۳	۱۱/۸۳۰
$MSIA-VAR$	۱۴/۹۵۷	۱۳/۷۹۱	۱۲/۶۲۴	۱۲/۱۵۵
$MSIAH-VAR$	۱۳/۷۹۷	۱۲/۷۷۰	۱۱/۷۷۹	۱۱/۶۴۳

منبع: یافته های محقق

جدول ۶

نتایج انتخاب مدل براساس معیار ACI (سه رژیمه)

معیار ACI	یک وقفه	دو وقفه	سه وقفه	چهار وقفه
$MSI-VAR$	۱۵/۵۸۵	۱۴/۴۲۷	۱۲/۹۸۸	۱۳/۴۲۰
$MSIH-VAR$	۱۳/۱۲۴	۱۱/۹۸۴	۱۱/۲۲۵	۱۱/۱۰۴
$MSIA-VAR$	۱۴/۸۹۱	۱۳/۱۸۶	۱۱/۷۴۱	۱۱/۸۸۱
$MSIAH-VAR$	۱۳/۰۸۲	۱۱/۹۱۷	۱۱/۳۹۶	۹/۷۲۲

منبع: یافته های محقق

پس از تخمین مدل‌های متفاوت با وقفه‌ها و رژیم‌های مختلف در نهایت باتوجه‌به کمترین مقدار آمارهٔ آکائیک در جدول‌های ۴ و ۵، مدل منتخب $MSIAH(3)-VAR(4)$ است.

نتایج مدل منتخب به شرح جدول زیر است:

جدول ۷

نتایج مدل منتخب $MSIAH(3)-VAR(4)$

ضرایب	معادلهٔ رشد اقتصادی (EG)			معادلهٔ نوسانات نرخ ارز (EV)			معادلهٔ نرخ تورم (INF)		
	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم دو	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم دو	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم دو
عرض از مبدأ	۰/۲۲۳ (۰/۰۰۱)	۰/۰۲۷ (۰/۵۱۴)	۰/۰۵۰ (۰/۰۰۰)	۱۷/۶۷۱ (۰/۰۰۰)	۰/۳۹۸ (۰/۶۱۷)	۷۳/۴۸۱ (۰/۰۰۰)	۱۷۰۱ (۰/۰۰۰)	۰/۲۹۰ (۰/۰۱۱)	۳/۲۶۰ (۰/۰۰۰)

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

EG_{t-1}	۲/۰۸۲ (۰/۰۰۰)	۲/۳۶۳ (۰/۰۰۰)	۱/۹۲۹ (۰/۰۰۰)	−۲۱/۷۳۳ (۰/۰۰۰۰)	−۳/۹۵۱ (۰/۰۰۰)	−۸۵/۱۸ (۰/۰۰۰)	−۱/۳۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۶۹ (۰/۷۹۱)	۱/۴۰ (۰/۰۰۰)
EG_{t-2}	−۲/۱۲۶ (۰/۰۰۰)	−۲/۶۸۱ (۰/۰۰۰)	−۱/۲۳۰ (۰/۰۰۰)	۷۰/۶۱۸ (۰/۰۰۰)	۱۰/۱۸۳ (۰/۰۰۰)	۳۷/۳۷۷ (۰/۰۰۰)	۳/۰۲۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۵۲ (۰/۹۲۳)	−۱/۷۰۴ (۰/۰۰۰)
EG_{t-3}	۱/۱۳۲ (۰/۰۰۰)	۱/۵۵۷ (۰/۰۰۰۰)	−۰/۸۳۸ (۰/۰۰۰)	−۷۷/۳۷۸ (۰/۰۰۰)	−۹/۰۸۱ (۰/۰۰۰)	−۱۲/۶۹۰ (۰/۰۰۰)	−۲/۷۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۷ (۰/۷۳۷)	۰/۰۹۸ (۰/۰۰۰)
EG_{t-4}	−۰/۲۶۸ (۰/۰۰۶)	−۰/۳۵۴ (۰,۰۱۱)	۱/۵۱۷ (۰/۰۰۰)	۴۷/۲۰۸ (۰/۰۰۰)	۳/۶۰۵ (۰/۰۰۰)	−۲۰/۵۴ (۰/۰۰۰)	۱/۰۱۹ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۶۸ (۰/۵۲۹)	۰/۷۲۸ (۰/۰۰۰)
EV_{t-1}	−۰/۰۰۰۷ (۰/۰۲۳)	−۰/۰۰۹۶ (۰/۰۰۶)	−۰/۰۰۱ (۰/۰۰۰)	۰/۲۶۱ (۰/۰۰۰)	۰/۵۸۹ (۰/۰۰۰)	−۱/۰۳۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۳ (۰/۸۳۸)	۰/۰۲۵ (۰/۰۰۲)	−۰/۰۰۰۹ (۰/۰۰۰)
EV_{t-2}	۰/۰۰۰۷ (۰/۰۱۵)	۰/۰۰۲۶ (۰/۱۱۹)	−۰/۰۰۱۵ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۹۹ (۰/۰۰۷)	−۰/۰۵۳ (۰/۱۹۰)	−۱/۳۵۱ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۱۸ (۰/۲۴۹)	۰/۰۰۱۲ (۰/۷۶۹)	−۰/۰۱۷ (۰/۰۰۰)
EV_{t-3}	−۰/۰۰۰۴ (۰/۱۴۲)	−۰/۰۰۰۳ (۰/۶۹۹)	−۰/۰۰۵۷ (۰/۰۰۰)	۰/۳۲۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۷۷ (۰/۰۰۲)	۲/۸۲۶ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۰۲ (۰/۱۳۶)	−۰/۰۰۷ (۰/۰۰۵)	−۰/۰۴۹ (۰/۰۰۰)
EV_{t-4}	−۰۶ ۷/۹e (۰/۹۶۹)	−۰/۰۰۱۱ (۰/۳۱۷)	۰/۰۰۵۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۱۴ (۰/۴۶۹)	−۰/۰۹۱ (۰/۰۰۳)	۴/۰۵۴ (۰/۰۰۰)	۰,۰۰۲ (۰/۱۳۲)	−۰/۰۰۶۶ (۰/۰۲۹)	−۰/۰۹۵ (۰/۰۰۰)
INF_{t-1}	−۰/۰۱۶۸ (۰/۱۵۵)	−۰/۰۴۹ (۰/۲۸۱)	۰/۲۷۶ (۰/۰۰۰)	۵/۳۶۲ (۰/۰۰۰)	۰/۷۴۴ (۰/۳۹۷)	۳۹/۳۳۳ (۰/۰۰۰)	۰/۲۱۵ (۰/۰۱۱)	۰/۲۴۹ (۰/۰۳۵)	۱/۰۲۰ (۰/۰۰۰)
INF_{t-2}	−۰/۰۱۹ (۰/۲۴۶)	۰/۰۲۱ (۰/۳۵۴)	−۰/۰۱۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۶۱ (۰/۴۷۳)	−۰/۱۲۹ (۰/۷۹۸)	−۰/۵۷۲ (۰/۱۸۵)	−۰/۰۰۵۶ (۰/۹۵۵)	−۰/۰۴۵ (۰/۴۱۲)	۰/۶۰۸ (۰/۰۰۰)
INF_{t-3}	−۰/۰۲۲ (۰/۲۰۶)	۰/۰۱۰ (۰/۵۸۳)	−۰/۰۷۲ (۰/۰۰۰)	−۱/۲۶۳ (۰/۰۰۱)	۱/۳۲۵ (۰/۰۱۰)	−۱۳/۶۳ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۱۹ (۰/۸۶۱)	۰/۱۰۷ (۰/۰۳۸)	۰/۸۵۴ (۰/۰۰۰)
INF_{t-4}	−۰/۰۰۹۲ (۰/۶۰۸)	۰/۰۳۳۱ (۰/۱۰۹)	−۰/۳۱۶ (۰/۰۰۰)	−۶/۰۳۹ (۰/۰۰۰)	۰/۱۹۶ (۰/۶۴۷)	−۹۶/۷۸ (۰/۰۰۰)	۰/۱۶۰ (۰/۱۷۶)	۰/۰۵۱ (۰/۲۷۴)	۱/۱۱۶ (۰/۰۰۰)
آزمون ها			***AIC***			***log − likelihood***			
			۹/۷۲۲			−۵۹۷/۰۷۹۷			
					آزمون برقراری محدودیت روی ضرایب (آزمون والد)				
برابری همزمان ضرایب معادلهٔ رشد اقتصادی	---	---	--	۴۷۳۴/۶۶ (۰۰/۰۰۰)	۰/۸۶۰ (۰/۳۵۳۶)	۹/۷۶e۰۶ (۰۰/۰۰۰)	۰/۰۰۳۳ (۰/۹۵۳۹)	۰/۰۹۷۶ (۰/۷۵۴۶)	۶۴۲۲/۲۷ (۰۰/۰۰۰)
برابری همزمان ضرایب معادله نوسانات نرخ ارز	۰/۹۲۰ (۰/۳۳۷۴)	۱۲/۲۲۹ (۰/۰۰۰۵)	۱۰۹۰۹۶ (۰۰/۰۰۰)	---	---	--	۰/۵۰۷۳ (۰/۴۷۶۳)	۲۵/۶۹۸ (۰۰/۰۰۰)	۵/۲۷e۰۶ (۰۰/۰۰۰)
برابری همزمان ضرایب معادلهٔ نرخ تورم	۳/۶۹۴ (۰/۰۵۴۶)	۰/۲۰۲۹ (۰/۶۵۲۳)	۲/۷۲e۰۷ (۰۰/۰۰۰)	۲/۴۷۴ (۰/۱۱۵۷)	۸/۸۵۴ (۰/۰۰۲۹)	۳۲۴۵/۸۲ (۰۰/۰۰۰)	---	---	--

منبع: یافته های محقق

رژیم صفر و یک بیانگر دوران رونق اقتصادی و آرامش در نوسانات نرخ ارز و تورم و رژیم دو نیز معرف دوران رکود اقتصادی و تلاطم در نوسانات نرخ ارز و تورم است.

باتوجه‌به معنی‌داربودن اکثریت ضرایب در نتایج تخمین مدل منتخب $MSIAH(3) - VAR(4)$ در جدول ۶ انتظار می‌رود که رابطهٔ علیت دوطرفه در تمام متغیرها وجود داشته باشد؛ اما در پایین به تفسیر رابطهٔ علیت طی رژیم‌های متفاوت طبق آمارهٔ آزمون برابری

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

هم‌زمان ضرایب (آزمون والد) پرداخته می‌شود که نشان‌دهندهٔ نتایجی خلاف انتظار با تصمیم‌گیری براساس معنی‌داری تکی متغیرهاست.

در رژیم صفر: دوران رونق اقتصادی و آرامش در نوسانات نرخ ارز و تورم

در معادلهٔ رشد اقتصادی در رژیم صفر، ازآنجاکه آزمون والد برای برابری هم‌زمان ضرایب متغیر نوسانات نرخ ارز معنی‌دار نیست، در این رژیم رابطهٔ علیت از سوی متغیرهای نوسانات نرخ ارز به‌سمت نرخ رشد اقتصادی وجود ندارد؛ اما رابطهٔ علیت از نرخ تورم به رشد اقتصادی وجود دارد.

در معادلهٔ نوسانات نرخ ارز در رژیم صفر باتوجه‌به معنی‌دارنبودن آزمون والد برای برابری هم‌زمان ضرایب متغیر نرخ تورم، رابطهٔ علیت از سوی متغیر نرخ تورم به‌سمت نرخ نوسانات نرخ ارز وجود ندارد؛ اما رابطهٔ علیت از سوی نرخ رشد اقتصادی به نوسانات نرخ ارز وجود دارد.

در معادلهٔ نرخ تورم در رژیم صفر باتوجه‌به معنی‌دارنبودن آزمون والد برای برابری هم‌زمان ضرایب متغیر نرخ رشد اقتصادی و نوسانات نرخ ارز رابطهٔ علیت از سوی این دو متغیر به‌سمت نرخ تورم وجود ندارد.

بنابراین در رژیم صفر یا دوران رونق و آرامش، رابطهٔ علیت از سوی نرخ تورم به رشد اقتصادی و از سمت رشد اقتصادی به نوسانات نرخ ارز وجود دارد. نرخ تورم در رژیم صفر از دو متغیر دیگر اثر مستقیم نمی‌پذیرد.

در رژیم یک: دوران رونق اقتصادی و آرامش در نوسانات نرخ ارز و تورم

در معادلهٔ نرخ رشد اقتصادی در رژیم یک باتوجه‌به آزمون والد به عدم‌وجود رابطهٔ علیت از سوی نرخ تورم به‌سمت رشد اقتصادی پی برده و نوسانات نرخ ارز رابطهٔ علیت بر رشد اقتصادی داشته است. در معادلهٔ نوسانات نرخ ارز، صرفاً رابطهٔ علیت از نرخ تورم به‌سمت نوسانات نرخ ارز و همچنین رابطهٔ علیتی از نوسانات نرخ ارز به‌سمت نرخ تورم وجود دارد.

بنابراین در رژیم یک یا دوران رونق و آرامش، صرفاً رابطهٔ علیت از نوسانات نرخ ارز به رشد اقتصادی، از نرخ تورم بر نوسانات نرخ ارز و از نوسانات نرخ ارز به نرخ تورم وجود دارد. بنابراین در رژیم یک، رابطهٔ دوطرفه بین نوسانات نرخ ارز و نرخ تورم وجود دارد.

در مجموع، اگر دو رژیم صفر و یک را به‌عنوان دوران رونق و آرامش در نظر بگیریم، آنگاه رابطهٔ علیت بین هر سه متغیر به‌صورت دوبه‌دو وجود دارد؛ به‌جز رابطهٔ علیت از سوی نرخ رشد اقتصادی به نرخ تورم. یا به عبارتی، در دوران رونق و آرامش هیچ‌گونه اثر علیتی از سمت نرخ رشد اقتصادی به نرخ تورم وجود ندارد؛ اما تورم بر رشد اقتصادی اثر علیتی دارد.

در رژیم دو: دوران رکود اقتصادی و تلاطم در نوسانات نرخ ارز و تورم

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

در معادلهٔ نرخ رشد اقتصادی باتوجه‌به آزمونهٔ والد به رابطهٔ علیت از سوی نوسانات نرخ ارز و نرخ تورم به نرخ رشد اقتصادی پی برده می‌شود.

در معادلهٔ نوسانات نرخ ارز نیز رابطهٔ علیت از سوی نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم به نوسانات نرخ ارز وجود دارد.

معادلهٔ نرخ تورم بیانگر آن است که باتوجه‌به آزمون برابری هم‌زمان ضرایب، نرخ تورم از دو متغیر نوسانات نرخ ارز و رشد اقتصادی اثر می‌پذیرد.

بنابراین، می‌توان گفت که در دوران رکود و تلاطم، متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نوسانات نرخ ارز و نرخ تورم به‌صورت دوبه‌دو بر یکدیگر اثر معنادار دارند که این نشان از حساسیت بالای متغیرها به یکدیگر در دوران رکود و تلاطم است.

پس از بررسی رژیم‌های متفاوت در بالا، به این نکته می‌رسیم که اثرات نرخ تورم، رشد اقتصادی، و نوسانات نرخ ارز بر یکدیگر طی رژیم‌ها یا شرایط مختلف اقتصادی متفاوت یا نامتقارن است.

جدول ۸

ویژگی‌های رژیم‌ها

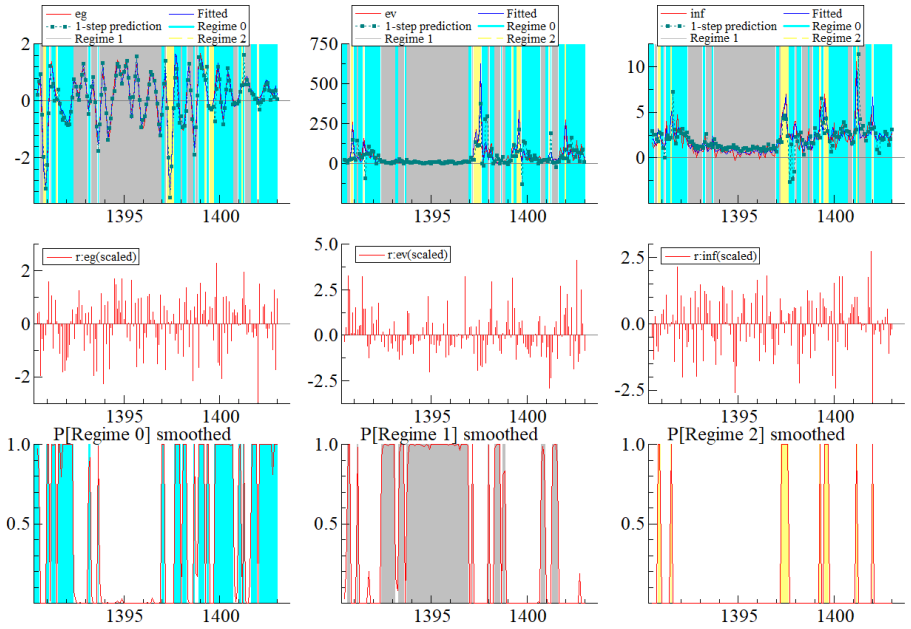
	تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	احتمال قرارگرفتن در رژیم‌ها	میانگین دورهٔ قرارگرفتن در رژیم‌ها
رژیم ۰	۶۷	٪۴۴/۳۷	۳/۹۴
رژیم ۱	۷۰	٪۴۶/۳۶	۶/۳۶
رژیم ۲	۱۴	٪۹/۲۷	۲

منبع: یافته‌های محقق

۶۷ ماه از دورهٔ مطالعه در رژیم صفر، ۷۰ ماه در رژیم یک و ۱۴ ماه در رژیم دو انجام شد. به‌طور متوسط، دورهٔ ماندگاری در رژیم صفر ۳/۹۴ ماه، در رژیم یک ۶/۳۶ ماه و در رژیم دو ۲ ماه می‌باشد که بیانگر ماندگاری بیشتر رژیم یک؛ یعنی دوران رونق اقتصادی و آرامش در نوسانات نرخ ارز و تورم در اقتصاد ایران در دورهٔ موردمطالعه است.

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]



شکل ۵. شاخص احتمالات انتقال بین رژیم‌ها

شکل فوق نشان‌دهندهٔ احتمالات انتقال بین رژیم‌ها طی دورهٔ ماهانهٔ ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۳ است.

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

جدول ۹

طبقه‌بندی و تاریخ‌نگاری رژیم‌ها

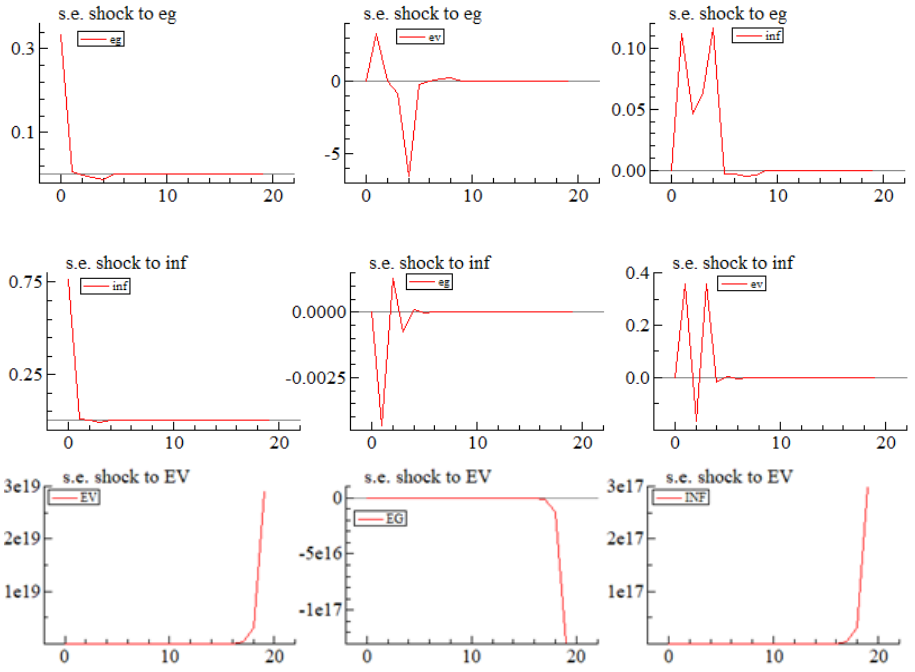
```
Regime classification based on smoothed probabilities
Regime 0                    months  avg.prob.
    1390(7) - 1390(8)          2       0.890
    1391(1) - 1391(2)          2       1.000
    1391(4) - 1391(6)          3       0.999
    1391(8) - 1392(5)         10       0.980
    1393(3) - 1393(4)          2       0.878
    1393(9) - 1393(9)          1       0.993
    1397(1) - 1397(2)          2       1.000
   1397(9) - 1397(12)          4       1.000
    1398(2) - 1398(4)          3       1.000
    1398(9) - 1398(9)          1       1.000
   1398(12) - 1399(3)          4       1.000
    1399(5) - 1399(6)          2       1.000
   1399(10) - 1400(9)         12       0.999
    1401(1) - 1401(2)          2       0.982
    1401(4) - 1401(4)          1       1.000
   1401(9) - 1401(12)          4       1.000
    1402(2) - 1403(1)         12       0.984
  Total: 67 months (44.37%) with average duration of 3.94 months.
Regime 1                    months  avg.prob.
   1390(9) - 1390(10)          2       0.999
    1391(3) - 1391(3)          1       0.984
    1392(6) - 1393(2)          9       0.989
    1393(5) - 1393(8)          4       0.986
  1393(10) - 1396(12)         39       0.992
    1397(3) - 1397(3)          1       1.000
    1398(1) - 1398(1)          1       0.998
    1398(5) - 1398(8)          4       0.993
  1398(10) - 1398(11)          2       0.819
  1400(10) - 1400(12)          3       0.924
    1401(5) - 1401(8)          4       0.960
  Total: 70 months (46.36%) with average duration of 6.36 months.
Regime 2                    months  avg.prob.
  1390(11) - 1390(12)          2       1.000
    1391(7) - 1391(7)          1       1.000
    1397(4) - 1397(8)          5       1.000
    1399(4) - 1399(4)          1       1.000
    1399(7) - 1399(9)          3       1.000
    1401(3) - 1401(3)          1       1.000
    1402(1) - 1402(1)          1       1.000
  Total: 14 months (9.27%) with average duration of 2.00 months.
```

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

جدول ۹ بیانگر دوران رونق و آرامش (رژیم صفر و یک) و دوران رکود و تلاطم (رژیم دو) طی دورهٔ موردمطالعه در اقتصاد ایران است.

در تفسیر تاریخ‌نگاری دوران رکود و تلاطم در اقتصاد ایران باتوجه‌به جدول ۸، می‌توان بیان کرد که دوران ناآرام پایان ۱۳۹۰ و اواسط ۱۳۹۱ ناشی از تشدید تحریم‌های نفتی بر پیکرهٔ اقتصاد ایران است. از ابتدای ۱۳۹۷، گمانه‌زنی‌ها در ارتباط با خروج ترامپ از برجام تقویت شد و در اردیبهشت ۱۳۹۷ ترامپ رسماً از برجام خارج شد و تحریم‌های سختی بر ایران تحمیل شد که اثرات مخرب آن را بر نرخ ارز، تورم، و رشد اقتصادی را طی تیر تا آذر ۱۳۹۷ می‌توان مشاهده کرد. تلاطمات میانهٔ ۱۳۹۹ مصادف با تحولات مهمی در حوزهٔ اقتصادی و سیاسی از قبیل کووید-۱۹، ریزش شدید شاخص کل بورس، و انتخابات ریاست‌جمهوری ایران بوده است. تلاطمات خرداد ۱۴۰۱ ناشی از افزایش قیمت جهانی موادغذایی براثر بروز جنگ بین روسیه و اوکراین بوده است.



شکل ۶. توابع واکنش آنی

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

باتوجه‌به توابع واکنش آنی فوق، می‌توان نتیجه گرفت که با تحمیل تکانه‌ای به‌اندازهٔ یک انحراف معیار به رشد اقتصادی، نوسانات نرخ ارز در دورهٔ تکانه، بدون تغییر مانده و بعداً یک دورهٔ رشد و سپس تا سه دوره کاهشی شدید داشته است. در ادامه، طی یک دوره افزایش، به محدودهٔ قبلی خود بازگشته و به تعادل بلندمدت خود میل کرده و اثر تکانه بر رشد اقتصادی در نوسانات نرخ ارز طی پنج دوره تخلیه شده است.

با تحمیل تکانه به رشد اقتصادی، نرخ تورم در همان دوره از خود واکنشی نشان نمی‌دهد، اما در دورهٔ بعد افزایش شدیدی یافته و سپس کاهشی زیاد در نرخ تورم صورت می‌گیرد و سپس دو دوره افزایش یافته و بعد کاهش یافته و بعد از پنج دوره نوسان به تعادل بلندمدت خود میل کرده است.

با تحمیل تکانه به نرخ تورم، رشد اقتصادی در همان دوره از خود واکنشی نشان نمی‌دهد اما در دورهٔ بعد کاهشی شدید یافته و سپس افزایش در نرخ رشد اقتصادی صورت می‌گیرد و سپس کاهش‌یافته و پس از تقریباً پنج دوره نوسان به تعادل بلندمدت خود میل می‌کند. همچنین با تحمیل تکانه به نرخ تورم، نوسانات نرخ ارز در همان دوره از خود واکنشی نشان نمی‌دهد؛ اما در دورهٔ بعد افزایش یافته و سپس کاهش در آن صورت می‌گیرد و پس از پنج دوره نوسان به تعادل بلندمدت خود میل می‌کند.

با تحمیل تکانه‌ای به‌اندازهٔ یک انحراف معیار به نوسانات نرخ ارز، رشد اقتصادی کاهش یافته و نرخ تورم افزایش می‌یابد و در بلندمدت رشد اقتصادی و نرخ تورم به تعادل بلندمدت خود میل نخواهد کرد.

۶ نتیجه‌گیری

تورم و نوسانات نرخ ارز دو مقولهٔ بسیار مهم در اقتصاد ایران‌اند که از یکدیگر تأثیر می‌پذیرند و رشد اقتصادی در ایران را تحت‌الشعاع قرار می‌دهند. طبق مبانی نظری میزان اثرگذاری متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نوسانات نرخ ارز، و نرخ تورم بر یکدیگر در هر رژیم متفاوت است، یا به عبارتی اثرگذاری نامتقارن وجود دارد. از طرفی، متغیرهای رشد اقتصادی، نوسانات نرخ ارز، و نرخ تورم به‌صورت درون‌زا در نظر گرفته شده‌اند تا به بررسی رابطهٔ علیت بین متغیرهای مذکور پرداخته شود. ازاین‌رو، در این پژوهش برای بررسی ارتباط علیت بین متغیرها به روش خودرگرسیونی برداری با ویژگی غیرخطی ($MSVAR$) طی دورهٔ ماهانه ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۳ عمل شده است.

با درنظرگرفتن دو رژیم صفر و یک به‌عنوان دوران رونق و آرامش، رابطهٔ علیت بین هر سه متغیر به‌صورت دوبه‌دو وجود دارد به‌جز رابطهٔ علیت از سوی نرخ رشد اقتصادی به نرخ

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

تورم. به عبارتی، در دوران رونق و آرامش هیچ‌گونه اثر علیتی از سمت نرخ رشد اقتصادی به نرخ تورم وجود ندارد، اما تورم بر رشد اقتصادی اثر علیتی دارد.

در دوران رکود و تلاطم یا همان رژیم دو، متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نوسانات نرخ ارز، و نرخ تورم به‌صورت دوبه‌دو بر یکدیگر اثر معنادار دارند که این نشانهٔ حساسیت بالای متغیرها نسبت به یکدیگر در دوران رکود و تلاطم است.

همچنین، نتایج بیانگر ماندگاری بیشتر رژیم یک؛ یعنی دوران رونق اقتصادی و آرامش در نوسانات نرخ ارز و تورم در اقتصاد ایران، در دورهٔ موردمطالعه است. این نوع بررسی نامتقارن عوامل اثرگذار در سایر مقالات صورت نگرفته است.

در بررسی توابع واکنش آنی با تحمیل تکانهی به‌اندازهٔ یک انحراف معیار به نوسانات نرخ ارز، رشد اقتصادی کاهش یافته و نرخ تورم افزایش می‌یابد که با مطالعات کاندیل (۲۰۰۴)، توکلی و همکاران (۱۳۹۴)، آگنور و مونتیل (۱۹۹۶)، اسونسون (۲۰۰۰)، و امیدی و همکاران (۱۳۹۹) همسوست. با تحمیل تکانه به نرخ تورم، رشد اقتصادی در همان دوره از خود واکنشی نشان نداده، اما در دورهٔ بعد کاهش یافته است. نوسانات نرخ ارز نیز در همان دوره از خود واکنشی نشان نمی‌دهد؛ اما در دورهٔ بعد افزایش یافته و سپس کاهش در آن صورت گرفته که با مطالعات کاندیل (۲۰۰۴)، ایلماس و همکاران (۲۰۲۲)، مارتینز (۲۰۲۱)، آلور (۲۰۲۰)، گوکال و هنیف (۲۰۰۴)، و امیدی و همکاران (۱۳۹۹) همسو است. در نهایت، با تحمیل تکانه‌ای به‌اندازهٔ یک انحراف معیار به رشد اقتصادی، نوسانات نرخ ارز در دورهٔ تکانه بدون تغییر مانده و سپس یک دوره رشد و بعد کاهشی شدید یافته است. نرخ تورم نیز در همان دوره از خود واکنشی نشان نمی‌دهد؛ اما در دورهٔ بعد افزایش یافته و سپس کاهشی در نرخ تورم صورت گرفته و سپس افزایش یافته است. نتایج این یافتهٔ پژوهش با مطالعهٔ امیدی و همکاران (۱۳۹۹) همسوست.

ازآنجاکه اثرگذاری نامتقارن متغیرهای مذکور طی رژیم‌های مختلف مشهود است، بنابراین به سیاست‌گذار پیشنهاد می‌شود این اثرگذاری نامتقارن در سیاست‌گذاری موردتوجه قرارگیرد تا درک بهتر و صحیح‌تری از آثار اجرایی سیاست‌های اقتصادی خود داشته باشد.

فهرست منابع

ابراهیمی، س، و مدنی‌زاده، س. (۱۳۹۵). تغییرات گذر نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن در ایران. *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵(۱۸)، ۱۴۷ـ ۱۷۰.

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

امیدی، و.، گودرزی فراهانی، ی.، و رودری، س. (۱۴۰۲). بررسی ارتباط چندکی متغیر در زمان میان نرخ ارز، کسری حساب جاری، کسری بودجهٔ دولت و تورم در اقتصاد ایران. *مدلسازی اقتصادسنجی* ۸(۱)، ۱۵۷-۱۲۹.

امیری، ح.، صالحی کمرودی، م.، و پاسبان، م. (۱۳۹۹). ارتباط متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ سود بانکی با رشد اقتصادی در قالب مدل$Panel - VA$ ؛ شواهدی از کشورهای مسلمان. *پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی* ۱۰(۴۰).

پیرپور، ح.، و صمصامی مزرعه آخوند، ح. (۱۴۰۳). ارزیابی اثر نوسانات نرخ ارز بر تورم پایه با استفاده از الگوی تصادفی ماندل_فلمینگ و تشخیص رابطه متقابل بین نوسانات نرخ ارز و انحرافات تورم در ایران. *فصلنامهٔ علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*.

توکلی، ا.، فیروزه، ن.، و کریمی، ف.، (۱۳۹۴). تأثیر نوسان‌های نرخ ارز بررشد اقتصادی و نرخ تورم ایران، ۱۳۸۸ـ ۱۳۴۰. *اقتصاد توسعه و برنامه ریزی*، ۴(۱)، ۱ـ ۱۹.

توکلیان، ح.، و شاهمرادی، ا. (۱۳۹۱). بررسی رابطهٔ غیرخطی بین تورم و رشد تولید در ایران. *فصلنامهٔ پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۲(۳)، ۵۱ـ ۷۰.

خداوردیزاده، م.، خداوردیزاده، ص.، جانی، س.، و خلیلی، ع. (۱۳۹۸). تأثیر آستانه‌ای تورم بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه: رویکرد مدل رگرسیون انتقال مالیم پانلی ($PSTR$). *فصلنامهٔ اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۱۶(۱)، ۴۹ـ ۷۷.

زنگنه، ا.، زمانیان، غ.، شهیکی تاش، م.، و چشمی، ع. (۱۴۰۱). بررسی آثار متقابل چرخه‌های تجاری و اعتباری از یکدیگر. *پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۱۵(۵۴)، ۵۵۵ـ ۵۷۸.

شاه آبادی، ا.، و محمودی، ع.، (۱۳۸۵). تعیین‌کننده‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران. *جستارهای اقتصادی*، ۳(۵)، ۸۹ـ ۱۲۶.

طیبی، س.، و نصراللهی، خ. (۱۳۸۱). نقش متغیرهای اساسی در تبیین رفتار نرخ واقعی تعادلی بلند مدت ارز در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴(۱۳)، ۱۰۹-۱۳۳.

عبدی سیّدکلایی، م.، و طاهری بازخانه، ص. (۱۳۹۹). بازبینی رابطهٔ میان رشد اقتصادی و تورم در ایران با استفاده از تحلیل در حوزهٔ زمان- فرکانس. *پژوهش‌های اقتصادی ایران* ۲۵(۸۵)، ۹۱ـ ۱۱۵.

فلاحی، ف. (۱۳۹۳). علیت مارکوف سوئیچینگ و رابطه تولید و پول در ایران. *فصلنامهٔ علمی_پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۱۱).

نوفرستی، م.، یزدانی، م.، و محبی‌نیا، ف. (۱۳۹۹). ارزیابی میزان عبور نرخ ارز بر زنجیره‌های تولیدی در اقتصاد ایران (با استفاده از تحلیل داده_ستانده). *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۱۱ (۴۲): ۷ـ ۴۹.

Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R., & Rogoff, K., (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *NBER Working*, Paper 12117.

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

Allor, P. (2020). The effect of monetary policy and inflation on the exchange rate: A case study of Ghana. *Journal of Economics and International Finance*, 12(4), 151- 163.

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.

Barguellil, A., Ben-Salha, O., & Zmami, M. (2018). Exchange rate volatility and economic growth, *J. Econ. Integrat*. 33 (2), 1302–1336.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *J. Econom*. 31, 307–327.

Chroufa, M.A., Chtourou, N. (2023). Asymmetric relationship between exchange rate and inflation in Tunisia: Fresh evidence from multiple-threshold NARDL model and Granger quantile causality. *SN Bus Econ* 3, 121.

Demirhan, B., & Göksu, S. (2023). The linear and nonlinear effects of macroeconomic factors on the nominal exchange rate in Türkiye. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Dergisi*, 18(3), 730-747.

Gokal, V., & Hanif, S. (2004). Relation between inflation and economic growth. *Working Paper, 04*, retrieved from rbf.gov.fj/docs/2004_04_wp.pdf

Ilmas, N., Amelia, M., & Risandi, R. (2022). Analysis of the effect of inflation and exchange rate on exports in 5-years Asean countries (years 20102020). *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.

Karahan, Ö. & Çolak, O. (2020). Inflation and economic growth in Turkey: Evidence from a nonlinear ARDL approach. *In book: Economic and Financial Challenges for Balkan and Eastern European Countries* (pp.33-45).

Kayamo Samuel, E. (2021). Asymmetric impact of real exchange rate on inflation in Ethiopia: A non-linear ARDL approach. *Cogent Economics & Finance*, 9:1, 1986931.

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

Krolzig, H., (1998). Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using MSVAR for Ox, Discussion Paper. *Oxford: Nuffield College*.

Martinez, R.M., (2021). The Law of One Price and the Purchase Power Parity theory: A review. *Jaume Univercity, Bachelor's Degree in Economics*.

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

Ebenezer, O., Ogujiuba, K., Maredza A. (2022). Exchange Rate Volatility, Inflation and Economic Growth in Developing Countries: Panel Data Approach for SADC. *Economies* 10: 67

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.

Ramoni-Perazzi, J., Romero, H. (2022). Exchange rate volatility, corruption, and economic growth. *Heliyon*, Dec 15;8(12): e12328. doi: 10.1016/j.heliyon.2022.e12328. PMID: 36593824; PMCID: PMC9803706.

Sax, C. & Steiner, P. (2013). Temporal disaggregation of time series. *The R Journal*, 5(2), 80-87.

Servén, L. (2003). Real exchange rate uncertainty and private investment in LDCs. *Review of Economics and Statistics* 85: 212-218.

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

Vanelle, V. (2001). L'impact de la volatilité des taux de change sur le commerce international: L'apport des études empiriques. *Economie Appliquée* 54: 59-90.

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

پژوهش‌های پولی-بانکی سال هجدهم، شماره ۶۵، پاییز ۱۴۰۴

Journal of Monetary & Banking Research
Vol.18, No. 65, Autumn 2025
pages 487-519

Investigating the Causal Relationship Between Exchange Rate Volatility, Economic Growth, and Inflation Rate

Ehsan Zanganeh[1]

Received: 5-Jan -2025 Accepted: 31-Aug-2025

Abstract

Inflation and exchange rate volatility are two very important categories in the Iranian economy that affect each other and overshadow economic growth in Iran. Different views on the relationship between these variables are common in economic literature. Therefore, investigating this issue is very important for policymaking. In the present study, the causal relationship between exchange rate volatility, economic growth, and inflation rate is investigated with a nonlinear approach in the form of Markov regime change vector autoregression method using monthly data from ۲۰۱۱ to ۲۰۲۴. The results of this study indicate that during boom and bust, there is a two-to-two causal relationship between all three variables, except for the causal relationship from the economic growth rate to the inflation rate. In other words, during boom and bust, there is no causal effect from the economic growth rate to the inflation rate, but inflation has a causal effect on economic growth. During recessions, the variables of economic growth rate, exchange rate fluctuations, and inflation rate have a significant effect on each other in pairs, which indicates the high sensitivity of the variables to each other during recessions and turbulence. Since the asymmetric effect of the aforementioned variables is evident under different regimes, it is recommended that policymakers

[1] Assistant Professor of Economics, University of Birjand, Birjand, Iran. (Corresponding Author). e.zangane@birjand.ac.ir

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]

consider this asymmetric effect in policymaking in order to have a better and more accurate understanding of the implementation effects of their economic policies.

Keywords: Asymmetric Effects, Markov Switching - Vector Auto Regressive, Exchange Rate Volatility, Economic Growth, Inflation Rate.
JEL Classification: E6, E31

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

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.487]