مطالعات و سیاست‌های
اقتصادی
دو فصلنامهٔ مطالعات و سیاست‌های اقتصادی
دوره دهم، شمارهٔ یک، بهار و تابستان ۱۴۰۲
شمارهٔ پیاپی ۱۹، صص ۲۱۹-۲۴۰
مقالهٔ پژوهشی

Economic SP
The Journal of Economic Studies and Policies
Semi-annual, Vol. 10, No. 1, Spring & Summer 2023
Issue 19, pp. 219-240
Original Article

اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر نوسانات نرخ ارز واقعی: رویکرد گارچ نمایی مارکوف سوئیچینگ

الهام امراللهی بیوکی*
کامبیز هژبر کیانی**
عباس معمارنژاد***
سیدیحیی ابطحی****

DOI: 10.22096/esp.2022.532230.1533

[تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۲۵ ـ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۲۴]

چکیده

مطالعه حاضر در قالب مدل وابسته به وضعیت (State Dependent Model) و طی بازه زمانی ۱۳۹۸: ۳- ۱۳۸۰: ۱ به بررسی این موضوع می‌پردازد که کدام‌یک از اجزای کل‌های پولی (Monetary Aggregates) بیشترین تأثیر را بر نوسانات نرخ ارز واقعی ایران دارد. جهت دستیابی به این هدف، متغیرهای حجم پول، شبه پول، نقدینگی و پایه پولی به مثابه کل‌های پولی در نظر گرفته شده و به منظور جلوگیری از بروز هم‌خطی چندگانه بین کل‌های پولی، چهار مدل گارچ نمایی مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت (Markov Switching Exponential GARCH with Fixed Transition Probability Model) تصریح شده است. یافته‌های مطالعه حاکی از آن است که در هر دو رژیم پایین و بالای نوسانات نرخ ارز واقعی، کل‌های پولی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز واقعی دارند و اثر کل‌های پولی در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی با رژیم بالای آن متفاوت است؛ ازاین‌رو متغیرهای پولی اثر نامتقارنی بر نوسانات نرخ

* دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: bs.elhamamrollahi@iauyazd.ac.ir
** استاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. «نویسنده مسئول» Email: Kianikh@yahoo.com
*** استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: memarnejad@srbiau.ac.ir
**** استادیار، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. Email: abtahi@iauyazd.ac.ir

CC BY

ارز واقعی دارند. علاوه بر این در هر دو رژیم پایین و بالای نوسانات نرخ ارز واقعی، پایه پولی نسبت به سایر اجزای کل‌های پولی تأثیر بیشتری بر نوسانات نرخ ارز واقعی داشته است؛ بنابراین کنترل اجزای کل‌های پولی با توجه به اهمیت هر یک در وضعیت‌های بالا و پایین رژیم نرخ ارز واقعی می‌تواند به مثابه نکته راهبردی مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی قرارگیرد.

واژگان کلیدی: کل‌های پولی؛ نوسانات نرخ ارز واقعی؛ مدل گارچ نمایی مارکوف سوئیچینگ؛ اثر نامتقارن.
طبقه‌بندی موضوعی: B22, C22, E52, F41.

۱. مقدمه

پس از فروپاشی سیستم برتون وودز در سال ۱۹۷۱ و از بین رفتن سیستم نرخ ارز ثابت، بسیاری از کشورها به سیستم نرخ ارز شناور گرایش پیدا کردند. انتقال از نظام نرخ ارز ثابت به شناور منجر به نوسانات زیادی در ارز بسیاری از کشورها شده است.[۱] اینکه چه عواملی می‌توانند منبع اصلی نوسانات نرخ ارز واقعی باشند، از دیرباز مورد بحث و بررسی اقتصاددانان قرار گرفته است. گروهی از اقتصاددانان، اختلالات ایجادشده در متغیرهای حقیقی اقتصاد را که به شوک‌های حقیقی معروف هستند، اصلی‌ترین منبع نوسان در نرخ ارز واقعی می‌دانند؛ اما گروهی دیگر، اصلی‌ترین منبع نوسانات نرخ ارز واقعی را اختلالات موجود در بازارهای پولی و مالی و به بیان دیگر شوک‌های اسمی می‌دانند.[۲] بر این اساس، بسیاری از تحقیقات تجربی و نظری به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که آیا ممکن است شوک‌های سیاست پولی سبب نوسانات نرخ ارز شده باشند یا خیر. مطالعهٔ انجام‌شده توسط دورنبوش (Dornbusch,۱۹۷۶) به منزله یک رویکرد پیشگام نشان می‌دهد که شوک‌های پولی پیش‌بینی‌نشده از طریق جهش بیش از حد نرخ ارز (Overshooting) می‌توانند منجر به ایجاد نوسانات شدیدی در نرخ ارز شوند. شواهد موجود در اقتصاد ایران نیز نشان می‌دهد که کل‌های پولی در طی سال‌های متمادی، روندی افزایشی و بی‌ثبات داشته‌اند و این مسئله تا حد زیادی در تورم‌های بالا و تا حدی نیز در تورم نهفته انعکاس پیدا کرده است، درحالی‌که انضباط و ثبات متغیرهای پولی، شرط اصلی ثبات اقتصادی و ثبات متغیرهای کلیدی است. اهمیت انضباط و ثبات متغیرهای پولی به حدی است که در برنامه‌های تعدیل ساختار، هدف، شاخص ارزیابی و ابزار دستیابی به اهداف دیگر قلمداد می‌شوند؛ بنابراین آگاهی از اینکه متغیرهای پولی به مثابه یکی از متغیرهای کلان اقتصادی تا چه حدی نوسانات نرخ ارز را تحت تأثیر قرارمی‌دهند، مهم به نظر می‌رسد زیرا نوسانات نرخ ارز به نوبهٔ خود، فضای نامطمئنی را برای تصمیم‌گیرنده‌ها و عاملین اقتصادی ایجاد می‌کنند. مروری بر برخی مطالعات داخلی حاکی از آن است که هوشمند و همکاران (۱۳۹۱) و حسین‌زاده یوسف‌آباد و حقیقت (۱۳۹۲) با در نظر گرفتن حجم نقدینگی به مثابه سیاست پولی، رابطهٔ بین سیاست‌های پولی و نرخ ارز در ایران را با بهره‌گیری از مدل خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (AutoRegressive Distributed Lag ModelARDL,) مورد بررسی قرار داده‌اند. خلیلی عراقی و رحیم‌زاده نامور (۱۳۹۷) به بررسی ناسازگاری زمانی سیاست پولی و اثرگذاری آن بر

1. Andrew Ojede, and Eddery Lam, "The impact of changes in monetary aggregates on exchange rate volatility in a developing country: Do structural breaks matter?," *Economics Letters* 155, (June 2017): 111-115. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.03.024.

۲. ابراهیم هادیان و مرتضی خورسندی، «شناسایی منابع نوسان نرخ حقیقی ارز در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران ۱۰، شماره ۳۵ (تیر ۱۳۸۷): ۳۱-۵۰.

نوسانات نرخ ارز در ایران با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته (Generalized Method GMM' of Moments Model) پرداخته‌اند. همانطور که اشاره شد در مطالعات انجام‌شده، اثر متغیر نقدینگی به مثابه سیاست پولی بر نرخ ارز ایران مورد بررسی قرارگرفته است؛ اما در مطالعهٔ حاضر، به بررسی اثرات وابسته به وضعیت متغیرهای حجم پول، شبه پول، نقدینگی و پایه پولی به منزله کل‌های پولی بر نوسانات نرخ ارز واقعی پرداخته شده است. همچنین با توجه به تغییر سیاست‌های ارزی، اقتصادی و بحران‌های سیاسی مانند انقلاب، شوک نفتی و تحریم، ممکن است در سری‌های زمانی مورد مطالعه شکست ساختاری وجود داشته باشد که در مطالعات انجام‌شده به این موضوع توجه نشده است ازاین‌رو یکی دیگر از ویژگی‌های مطالعهٔ حاضر این است که با استفاده از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (Lee and Strazicich,۲۰۰۳)، شکست‌های ساختاری در عرض از مبدأ و شیب کل‌های پولی و نرخ ارز واقعی محاسبه شده‌اند. همچنین رهیافت متعارف به منظور مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز، مدل‌های خود رگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (Generalized AutoRegressive Conditional GARCH' Heteroskedasticity Model) است. از طرف دیگر، نوسانات نرخ ارز واقعی با توجه به تأثیر متغیرهای پولی، دچار تغییر وضعیت یا تغییر رژیم (Regime-Switching) می‌شوند؛ بنابراین جهت لحاظ نمودن این تغییر وضعیت در فرآیند مدل‌سازی می‌توان از مدل‌های رگرسیونی تغییر رژیم مارکوف (Markov Regime-Switching Regression Models) استفاده نمود. ازاین‌رو در این مطالعه، جهت تحلیل اثر کل‌های پولی بر نوسانات نرخ ارز واقعی از مدل گارچ نمایی مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت بهره گرفته شده است تا با استفاده از نتایج حاصل از برآورد مدل، ضرایب کل‌های پولی (حجم پول، شبه پول، نقدینگی، پایه پولی) بر نوسانات نرخ ارز با یکدیگر مقایسه شوند و مشخص گردد کدام متغیر پولی بیشترین تأثیر را بر نوسانات نرخ ارز واقعی دارد. در ادامه، مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است؛ در بخش دوم، ادبیات نظری و تجربی پیرامون ارتباط سیاست پولی و نوسانات نرخ ارز بیان شده است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه گردیده است؛ در ادامه و در بخش چهارم به برآورد مدل پرداخته شده و در نهایت در پخش پنجم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی لحاظ شده است.

۲. مبانی نظری و مروری بر مطالعات

۲.۱. سیاست پولی و نوسانات نرخ ارز

اغلب اقتصادهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه از نوسانات شدید نرخ ارز واقعی رنج می‌برند زیرا این نوسانات منجر به درجهٔ بالایی از عدم اطمینان در دستیابی به اهداف عمدهٔ کلان اقتصادی و سیاست‌های پولی در زمینهٔ ثبات قیمت و رشد اقتصادی می‌شوند. نوسانات شدید نرخ ارز واقعی با

تحرکات پیش‌بینی ناپذیر قیمت نسبی در اقتصاد همراه می‌باشند؛ بنابراین ثبات نرخ ارز یکی از عوامل اصلی تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری‌های خارجی، ثبات قیمت و رشد اقتصادی پایدار است.[۳] از زمان فروپاشی سیستم برتون وودز، نرخ‌های ارز بسیاری از کشورها دچار نوسانات قابل توجهی شده‌اند. علیرغم تحقیقات مرتبط با مدیریت نرخ ارز، این مسئله همچنان مورد توجه اقتصاددانان، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه است. این امر عمدتاً به این دلیل است که نرخ ارز نه تنها یک قیمت نسبی مهم برحسب سایر ارزها است، بلکه بازارهای داخلی و خارجی کالا و دارایی را به هم مرتبط می‌کند و همچنین نشان‌دهندهٔ قدرت رقابت ارز یک کشور با ارز سایر کشورها در بازار جهانی است.[٤] ایران به مثابه یک کشور در حال توسعه، اقتصادی وابسته به واردات و وابسته به صادرات تک‌محصولی (نفت) دارد؛ ازاین‌رو نرخ ارز علاوه بر تأثیرگذاری بر روابط تجاری ایران با دیگر کشورها، رقابت‌پذیری کشور و رشد اقتصادی، در سیاست پولی نیز نقش مهمی را ایفا می‌کند؛ بنابراین مقامات پولی کشور به منظور دستیابی به هدف ثبات قیمت، سیاست‌های مختلف تعدیل نرخ ارز را در پیش گرفته‌اند. اهداف اصلی سیاست پولی، کنترل سطح قیمت‌ها، کاهش سطح بیکاری و رشد اقتصادی است؛ پس مقامات پولی جهت دستیابی به این اهداف از متغیرهای سیاستی مانند نرخ بهره و عرضه پول به منظور افزایش رشد اقتصادی استفاده می‌کنند. نظریه اقتصادی مدرن بیان می‌کند که نوسانات نرخ ارز پیامدهای شدیدی بر قدرت خرید دارند و کنترل نوسانات نرخ ارز در روند عملکرد اقتصادی اهمیت زیادی دارد؛ به همین دلیل، نرخ ارز از جمله ابزارهای اقتصادی است که توسط دولت مورد تجزیه و تحلیل و دستکاری قرار می‌گیرد و اغلب کشورها جهت کنترل بی‌ثباتی ارز داخلی، محدودیت‌هایی را بر نوسانات نرخ ارز تحمیل می‌کنند.[۵] بنا به نظر دورنبوش (۱۹۷۶)، نوسانات بسیار شدید نرخ ارز ممکن است توسط شوک‌های پولی غیر منتظره ایجاد شده باشد. تمرکز اصلی مدل دورنبوش، بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر نرخ ارز و تولید (به طور غیر مستقیم بیکاری) است. با توجه به قیمت‌های چسبنده در کوتاه‌مدت، افزایش عرضهٔ پول سبب کاهش ارزش نرخ ارز می‌شود که برای حفظ تعادل بازار پول لازم است؛ بنابراین نرخ ارز اسمی به منظور تساوی بازده دارایی‌های داخلی و خارجی افزایش می‌یابد؛ به عبارت دیگر، نرخ ارز در کوتاه‌مدت به سطحی فراتر از نرخ ارز تعادلی جهش می‌کند و در بلندمدت با افزایش درآمد ملی و افزایش سطح قیمت‌ها، نرخ ارز به سطح تعادلی خود کاهش می‌یابد؛ بنابراین انتظار می‌رود که سطح اصلی نرخ

3. Mayowa.G. Ajao, "The Determinants of Real Exchange Rate Volatility in Nigeria," *Ethiopian Journal of Economics* 24, no. 2 (August 2016): 43-62. 10.22004/ag.econ.259493

4. John Williamson, "Estimates of FEERs," in *Estimating Equilibrium Exchange Rate*, ed. John Williamson (Institute of International Economics, 1994), 177-245.

5. Tariq Mahmood Ali, Muhammad Tariq Mahmood and Tariq Bashir, "Impact of Interest Rate, Inflation and Money Supply on Exchange Rate Volatility in Pakistan," *World Applied Sciences Journal* 33, no. 4 (January 2015): 620-630.

ارز واقعی به دلیل افزایش قیمت و افزایش نرخ ارز اسمی به حالت اولیهٔ خود بازگردد؛ در طول این روند تعدیل، کاهش ارزش نرخ ارز واقعی و نرخ بهرهٔ پایین منجر به افزایش تقاضا و کاهش بیکاری می‌شود که به نوبهٔ خود فشار تورمی را ایجاد می‌کند.[۶] در کشورهای در حال توسعه، سیاست پولی نه تنها برای دستیابی به ثبات قیمت، بلکه برای تثبیت ارزش داخلی و خارجی ارز نیز تدوین شده است؛[۷] بنابراین با توجه به اهمیت تأثیر سیاست پولی بر نوسانات نرخ ارز واقعی، این مطالعه به بررسی اثر کل‌های پولی به مثابه ابزارهای سیاست پولی بر نوسانات نرخ ارز واقعی پرداخته است.

۲.۲. پیشینه مطالعات

نتایج حاصل از مطالعه امپفیو (Mpofu, 2017) با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی حاکی از آن است که طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۳-۱۹۸۶، باز بودن رابطه مبادله تجاری و حساب سرمایه اثر منفی و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز آفریقا دارند؛ همچنین نوسانات تولید، قیمت کالاها، عرضه پول، مصرف بخش دولتی و رژیم‌های نرخ ارز به طور قابل توجهی بر نوسانات نرخ ارز اثر می‌گذارند. فام (Pham, 2018) با در نظر گرفتن داده‌های پنل مربوط به دو گروه از کشورهای پیشرفته و در حال توسعه در طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰، تأثیر نقدینگی بر پویایی نرخ ارز را مورد بررسی قرار داده و نتایج مؤید آن است که ماهیت ارتباط بین نقدینگی و نوسانات نرخ ارز واقعی به سطح توسعه مالی یک کشور بستگی دارد. ژو و همکاران (Zhou, et al, 2020) در پرتوی مدل گارچ-میداس (GARCH-MIDAS Model) تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی (EPU) چین - آمریکا را بر بی‌ثباتی نرخ ارز چین مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در بازه زمانی ژانویه ۲۰۰۳ تا دسامبر ۲۰۱۸، عدم اطمینان سیاست اقتصادی تأثیر مثبتی بر نوسانات نرخ ارز چین در بلندمدت دارد. علاوه بر این، عملکرد پیش‌بینی نوسانات خارج از نمونه مدل گارچ-میداس با عملکرد مدل‌های سنتی گارچ مقایسه شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که: (۱) نسبت EPU چین — ایالات‌متحده تأثیر مثبتی بر نوسانات نرخ ارز چین در بلندمدت دارد، (۲) مدل گارچ میداس در مقایسه با مدل‌های گارچ سنتی عملکرد بهتری دارد. ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نوآوری مالی و نوسانات نرخ ارز در کشورهای منتخب آفریقای جنوبی در طی بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۸۰ و با بهره‌گیری از روش خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDLNonlinear AutoRegressive Distributed Lag Model) توسط کامروزامن و همکاران (Qamruzzaman, et al 2021) مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نوآوری مالی نوسانات نرخ ارز را کاهش می‌دهند.

6. Thi Hong Hanh Pham, "Liquidity and exchange rate volatility," *working paper halshs - 01708633.HAL*, (February 2018).

7. Ali, Mahmood and Bashir, "Impact of Interest Rate, Inflation and Money Supply," 620-630.

اثر شوک‌های اسمی و حقیقی بر نرخ ارز واقعی توسط هادیان و خورسندی (۱۳۸۷) مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های واقعی طرف تقاضا، اصلی‌ترین منبع نوسانات نرخ ارز واقعی در ایران و سهم شوک‌های اسمی در ایجاد نوسانات نرخ ارز واقعی حداقل است. عرب‌مازار و گلمرادی (۱۳۸۹) به بررسی منابع نوسانات نرخ ارز واقعی و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR)(Structural Vector AutoRegressive Model) پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های واقعی ناشی از تغییر عواملی نظیر بهره‌وری، تغییر فناوری، ترکیب مخارج واقعی دولت و بخش خصوصی، میزان ذخایر ارزی و سلیقهٔ مصرف‌کنندگان، عامل مسلط نوسانات نرخ ارز واقعی در کشور به شمار می‌روند و شوک‌های اسمی، توضیح‌دهندهٔ اصلی نوسانات نرخ تورم در کشور می‌باشند. خلیلی عراقی و رحیم‌زاده نامور (۱۳۹۸) با تفکیک دوره زمانی تحقیق به سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۶۸، ۱۳۸۱-۱۳۷۳، ۱۳۹۲-۱۳۸۱، ۱۳۹۶-۱۳۹۲ به بررسی ناسازگاری زمانی سیاست پولی و اثرگذاری آن بر نوسانات نرخ ارز در ایران با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که تورش تورمی در دوره اول و دوم این مطالعه نسبت به دوره‌های سوم و چهارم کمتر بوده است. همچنین انحرافات در نرخ ارز به دلیل بی‌ثباتی در سیاست پولی و بی‌ثباتی در انتظارات تورمی افراد سبب افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز شده است.

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳.۱. مدل گارچ نمایی مارکوف سوئیچینگ (MS-EGARCH)

رفتار بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی و مالی در طول دورهٔ مورد بررسی به طور چشمگیری دستخوش تغییراتی می‌شود. تغییر رفتار سری‌های زمانی اقتصادی به گونه‌ای است که مدل‌های سری زمانی با پارامتر ثابت برای توصیف اینگونه تغییرات از کفایت لازم برخوردار نمی‌باشند.[۸] یک رهیافت مناسب برای مدل‌سازی چنین رفتارهایی، مدل‌های وابسته به وضعیت می‌باشند که دارای ساختار غیرخطی بسیار انعطاف‌پذیر هستند. مدل‌های رژیم سوئیچینگ (Regime Switching Models) از جمله مدل‌های وابسته به وضعیت می‌باشند که جهت تشریح رفتار پویای متغیرهای کلان اقتصادی و سری‌های زمانی مالی در اقتصادسنجی کاربردی مورد استفاده قرار می‌گیرند. با توجه به اینکه رهیافت متعارف به منظور مدل‌سازی نوسانات، خانواده مدل‌های گارچ است و همچنین جهت دستیابی به هدف مطالعه که بررسی اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر نوسانات نرخ ارز واقعی است، مدل گارچ نمایی با چرخش رژیم مارکوف مورد بررسی قرار گرفته است. یک

8. Jeremy Piger, "Econometrics: Models of Regime Changes," in *Encyclopedia of Complexity and Systems Science* (2007): 2744-2757.

مدل EGARCH(1,1) معرفی‌شده توسط نلسون (Nelson, 1991) به صورت رابطهٔ (۱) تا (۳) برای y_t تعریف شده است:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\varepsilon_t = Z_t \sqrt{h_t} \qquad z_t \sim i.i.d.N(0,1) \quad (۲)$$

$$\ln(h_t) = \omega_0 + \alpha \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \delta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta \ln(h_{t-1}) \quad (۳)$$

در رابطهٔ (۱)، μ_t مقدار ثابت در معادلهٔ میانگین شرطی و ε_t جمله پسماند است. در رابطهٔ (۲)، Z_t دارای توزیع مستقل و یکسان با میانگین صفر و واریانس واحد است. در رابطهٔ (۳)، واریانس شرطی از یک فرآیند EGARCH(1,1) پیروی می‌کند و h_t به منزله واریانس شرطی برآورد شده، اکیداً مثبت بوده و نیازی به محدودیت‌های غیر منفی استفاده‌شده در برآورد مدل گارچ ندارد. اثر نامتقارن در به وسیله ضریب δ تفسیر می‌گردد، به حساب آوردن این ضریب برای رفع مشکل مدل‌های گارچ توسط لامورکس و لاستراپس(Lamoureux and Lastrapes, 1990 b) معرفی شد. طبق مطالعهٔ لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰b)، درجه بالاتر ثبات نشان دهنده به وسیلهٔ فرآیند گارچ استاندارد، ممکن است در صورت وجود شکست ساختاری، اشتباه باشد. بر اساس نظر همیلتون و سوسمل (Hamilton and Susmel, 1994) به حساب آوردن تغییرات رژیم به کاهش قابل توجه در درجه پایداری نوسانات جزء خطا منجر می‌شود. بر این اساس، همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴) در چهارچوب مدل تغییرات رژیم، تابع واریانس شرطی را با فرض واریانس شرطی وابسته به وضعیت‌های اقتصادی اصلاح براساس نظر هنری (Henry, 2009) مدل $MS-EGARCH(1,1)$ اولیه می‌تواند به صورت رابطه‌های (٤) تا (٦) اصلاح گردد:

$$y_t = \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (٤)$$

$$\varepsilon_{it} = \sqrt{h_{it} Z_{it}} \quad (٥)$$

$$\ln(h_{it}) = \omega_i + \alpha_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \delta_i \frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}} + \beta_i \ln(h_{it-1}) \quad (٦)$$

مدل $MS-EGARCH(1,1)$ تضمین می‌کند که واریانس شرطی، بدون استفاده از قید غیر منفی، مثبت باشد. با فرض وجود دو رژیم، رژیم‌ها به‌وسیلهٔ متغیر پنهان نشان داده می‌شوند، به طوری که S_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و در دوره‌های رکود مقدار صفر و در دوره‌های رونق مقدار یک را اختیار می‌کند. انتقال بین رژیم‌ها به‌وسیلهٔ یک فرآیند مارکوف مرتبه اول معرفی شده توسط همیلتون (Hamilton, 1989) نترل می‌گردد و به صورت رابطهٔ (۷) است:

$$\begin{aligned} &P(S_t = 0/S_{t-1} = 0) = p_{00} \\ &P(S_t = 0/S_{t-1} = 1) = 1 - p_{11} \\ &P(S_t = 1/S_{t-1} = 0) = 1 - p_{00} \\ &P(S_t = 1/S_{t-1} = 1) = p_{11} \end{aligned} \quad (۷)$$

در رابطهٔ (۷)، رژیم رایج S_t به رژیم دوره گذشته S_{t-1} وابسته است. به علاوه P احتمال آنکه اقتصاد در زمان t، از وضعیت یک (صفر) به وضعیت صفر (یک) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است. طبق نظر همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴)، کای (Cai,۱۹۹۴) و هنری (۲۰۰۹) با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، شکل تابعی آنها به صورت رابطه (۸) است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1 + e(\theta_0)} \qquad p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1 + e(\partial_0)} \qquad (۸)$$

بر اساس نظر همیلتون (۱۹۸۹) و گری (Gray,۱۹۹۶)، مدل $\mathrm{MS-EGARCH}(1,1)$ می‌تواند با استفاده از تکنیک‌های حداکثر درست‌نمایی برآورد شود. کای (۱۹۹۴) و همیلتون و سوسمل (۱۹۹۴) استدلال کردند که مدل‌های گارچ در رژیم سوئیچینگ، به دلیل وابستگی واریانس شرطی به کل تاریخ گذشتهٔ داده‌ها در مدل گارچ انعطاف‌پذیر نیستند. برای حل مشکل مذکور، کلاسن (Klaassen, 2002)، رویکرد گری (۱۹۹۶) را با اتخاذ امید ریاضی با توجه به مجموعه اطلاعات وسیع‌تری نسبت به گری (۱۹۹۶) اصلاح کرد. در رویکرد گری (۱۹۹۶)، S_{t-1} در زمان t ـ ۲ تجمیع می‌گردد درحالی‌که کلاسن (۲۰۰۲) این تجمیع را تا زمان t ـ ۱ به تعویق می‌اندازد. این رویه اجازه می‌دهد که از اطلاعات مشهودتری در زمان تجمیع رژیم قبل استفاده گردد.

۳.۲. الگوی تحقیق

مروری بر مطالعات تجربی نظیر آیکنبام و ایوانز (Eichenbaum and Evans, 1995) و گریلی و روبینی (Grilli, and Roubini, 1996) حاکی از آن است که تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر نوسانات نرخ ارز در اقتصادهای در حال توسعه با بهره‌گیری از مدل خود رگرسیون برداری (Vector AutoRegressive Model VAR) مورد بررسی قرار گرفته است که به طور ضمنی فرض می‌کند، پارامترهای مدل در طول دورهٔ مورد بررسی ثابت هستند؛ درحالی‌که در اغلب موارد این فرض صادق نبوده و پارامترها نسبت به تغییر دوره حساس می‌باشند. (Ojede and Lam) اغلب متغیرهای اقتصادی در طی زمان به دلایل گوناگونی مانند تغییر سیاست‌ها، بحران‌های اقتصادی و طبیعی، دچار تغییر وضعیت یا تغییر رژیم می‌شوند. برای لحاظ نمودن این تغییر وضعیت در فرآیند مدل‌سازی اقتصادی می‌توان از مدل‌های رگرسیونی تغییر رژیم مارکوف استفاده نمود؛ از طرف دیگر، رهیافت متعارف در مدل‌سازی نوسانات، انواع مدل‌های خانوادهٔ خود رگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) است. با این حال یکی از نقاط ضعف مدل‌های مذکور این است که تغییر وضعیت را در نظر نمی‌گیرند؛ عدم لحاظ این تغییرات سبب تصریح ضعیف واریانس شرطی می‌شود؛ بنابراین در این مطالعه به منظور تحلیل اثرات

وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر نوسانات نرخ ارز از مدل گارچ نمایی مارکوف سوئیچینگ گارچ $MS-EGARCH(1,1)$ بهره گرفته شده است. بدین منظور، ابتدا به پیروی از مطالعهٔ اجد و لام (۲۰۱۷)، داده‌های فصلی متغیرهای نرخ ارز غیر رسمی (EXR)، حجم پول (M1)، شبه پول (QM)، نقدینگی (M2)، پایه پولی (MB)، شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به قیمت پایه سال ۲۰۱۰ (CPI_{IRI}) و شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا به قیمت پایه سال ۲۰۱۰ (CPI_{US}) طی بازه زمانی ۱۳۹۸: ۳-۱۳۸۰: ۱ با بهره‌گیری از پایگاه آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و صندوق بین‌المللی پول (IMF)، استخراج شده‌اند. دلیل در نظر گرفتن چنین دوره‌ای، اصلاح نظام ارزی کشور از سال ۱۳۸۰ به بعد و همچنین نوسانات شدید نرخ ارز طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ بوده است. چنین دوره‌ای برای توضیح تغییرپذیری متغیرهای مورد نظر و هدف مطالعه کافی است.

با استفاده از رابطهٔ (۹)، نرخ ارز واقعی که شاخص مناسبی برای اندازه‌گیری میزان رقابت‌پذیری است، استخراج می‌شود:

$$REXR = \frac{P^* \times EXR}{P} \qquad (۹)$$

در رابطهٔ (۹)، REXR بیانگر نرخ ارز واقعی، P^* معرف سطح عمومی قیمت‌های خارجی، P معرف سطح عمومی قیمت‌های داخلی و EXR نشان‌دهندهٔ نرخ ارز غیررسمی است. خلاصهٔ متغیرهای مورد مطالعه در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): خلاصهٔ متغیرها

متغیرها	توصیف متغیرها
LREXR	لگاریتم نرخ ارز واقعی
LM1	لگاریتم حجم پول
LQM	لگاریتم شبه پول
LM2	لگاریتم نقدینگی
LMB	لگاریتم پایه پولی

در این مطالعه:

۱) ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)، نقاط شکست ساختاری در عرض از مبدأ و شیب متغیرهای مورد مطالعه محاسبه شده‌اند و پس از آن سری‌های زمانی با استفاده از رویکرد پیشنهادشده توسط لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) روندزدایی شده‌اند. در این رویکرد، هر کدام از متغیرهای لگاریتم نرخ ارز واقعی و لگاریتم کل‌های پولی به صورت مجزا در سیستم معادله (۱۰) تصریح شده‌اند:

$$j = f\left[Constant, TB_i^j, DT\left(TB_i^j, time\ trend, e_t^j\right)\right] \qquad (۱۰)$$

براساس معادلهٔ (۱۰)، TB_i^j و $DT(TB_i^j)$ به ترتیب نشان‌دهندهٔ متغیرهای دامی در عرض از مبدأ و شیب می‌باشند که تا قبل از نقطهٔ شکست ساختاری مقدار صفر و بعد از آن مقدار یک می‌گیرند. $TB_i^j i = (1,2)$ $j = [LREXR, LM1, LQM, LM2, LMB]$ نشان‌دهندهٔ نقاط شکست ساختاری و e_t^j پسماندهای استخراج شده برای هر j می‌باشند.

۲) علاوه بر مدل‌سازی دو رژیمی معادلهٔ میانگین شرطی، معادلهٔ واریانس شرطی نیز به صورت دو رژیمی مدل‌سازی شده است و به دلیل اینکه هدف مطالعهٔ حاضر بررسی اثرات وابسته به وضعیت کل‌های پولی بر نوسانات نرخ ارز واقعی است؛ ازاین‌رو پسماندهای مربوط به کل‌های پولی در معادلهٔ واریانس شرطی وارد شده‌اند و با توجه به ثابت‌بودن احتمالات انتقال، رویکرد گارچ نمایی مارکوف سوئیچینگ با احتمالات انتقال ثابت $(MS - FTP - EGARCHX(1,1))$، در قالب مدل ذیل تصریح شده است:

$$REXR_{it}^{(Det)} = \mu_{it} + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2 \tag{۱۱}$$

$$\varepsilon_{it} = Z_t\sqrt{h_{it}} \qquad z_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۱۲}$$

$$\ln(h_{it}) = \omega_i + \alpha_i\left[\left|\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \delta_i\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}} + \beta_i\ln(h_{it-1}) + \theta_i Maggregate_{it}^{(Det)} \tag{۱۳}$$

در معادلهٔ (۱۱) که معادلهٔ میانگین شرطی است، $REXR_{it}^{(Det)}$ پسماند لگاریتم نرخ ارز واقعی و μ_{it} مقدار ثابتی است که بین رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی و رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی چرخش می‌کند. در معادلهٔ (۱۲)، جملهٔ پسماند ε_t، خطای مدل در زمان t است. h_{it} بیان‌کنندهٔ واریانس شرطی خود رگرسیونی است که می‌تواند وابسته به مرتبه قبلی دورهٔ t باشد. Z_t دارای توزیع مستقل و یکسان با میانگین صفر و واریانس واحد است. جهت بررسی پایداری و ثبات نوسانات نرخ ارز واقعی، معادلهٔ واریانس شرطی (۱۳) در نظر گرفته شده است. در معادلهٔ واریانس شرطی، h_{it} بیان‌کنندهٔ واریانس شرطی در زمان t است. ω_i عرض از مبدأ و مقداری ثابت است. α_i نشان‌دهندهٔ اثر جملات خطای باوقفه ε_{t-1}^2 بر واریانس شرطی h_{it} است؛ اندازه و اهمیت α_i به معنی وجود فرآیند ARCH در جمله خطا است که خوشه‌بندی نوسانات را ایجاد می‌کند. β_i پارامتر اثر GARCH است و تأثیر واریانس شرطی باوقفهٔ گذشته را بر واریانس شرطی فعلی اندازه‌گیری می‌کند؛ به عبارت دیگر عملکرد پایداری نوسانات را در زمان t و جملات باوقفهٔ t نشان می‌دهد. اثر نامتقارن در نوسانات، به‌وسیلهٔ ضریب δ_i تفسیر می‌گردد. $Maggregate_{it}^{(Det)}$ نیز نشان‌دهندهٔ پسماندهای متغیرهای پولی (پول، شبه پول، نقدینگی و پایه پولی) است.

اگر کل‌های پولی یعنی حجم پول، شبه پول، نقدینگی و پایه پولی به صورت همزمان در مدل گارچ نمایی با راه‌گزینی مارکوف تصریح شوند، هم‌خطی چندگانه به وجود می‌آید؛ ازاین‌رو هر یک از متغیرهای پولی به صورت مجزا وارد معادلهٔ واریانس شرطی شده و مدل‌های $\mathrm{MS-FTP-EGARCHX(1,1)}$ به صورت روابط (۱٤) تا (۲۵) تصریح شده‌اند:

$$\mathrm{MS-FTP-EGARCH-M1^{Det}}\ (1,1)$$

$$REXR_{it}^{(Det)} = \mu_{it} + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2 \tag{۱٤}$$

$$\varepsilon_{it} = Z_t\sqrt{h_{it}} \qquad z_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۱۵}$$

$$\ln(h_{it}) = \omega_i + \alpha_i\left[\left|\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \delta_i\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}} + \beta_i\ln(h_{it-1}) + \varphi_i\,\mathrm{M1}_{it}^{(Det)} \tag{۱٦}$$

$$\mathrm{MS-FTP-EGARCH-QM^{Det}}\ (1,1)$$

$$REXR_{it}^{(Det)} = \mu_{it} + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2 \tag{۱۷}$$

$$\varepsilon_{it} = Z_t\sqrt{h_{it}} \qquad z_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۱۸}$$

$$\ln(h_{it}) = \omega_i + \alpha_i\left[\left|\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \delta_i\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}} + \beta_i\ln(h_{it-1}) + \tau_i\,\mathrm{QM}_{it}^{(Det)} \tag{۱۹}$$

$$\mathrm{MS-FTP-EGARCH-M2^{Det}}\ (1,1)$$

$$REXR_{it}^{(Det)} = \mu_{it} + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2 \tag{۲۰}$$

$$\varepsilon_{it} = Z_t\sqrt{h_{it}} \qquad z_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۲۱}$$

$$\ln(h_{it}) = \omega_i + \alpha_i\left[\left|\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \delta_i\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}} + \beta_i\ln(h_{it-1}) + \gamma_i\,\mathrm{M2}_{it}^{(Det)} \tag{۲۲}$$

$$\mathrm{MS-FTP-EGARCH-MB^{Det}}\ (1,1)$$

$$REXR_{it}^{(Det)} = \mu_{it} + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2 \tag{۲۳}$$

$$\varepsilon_{it} = Z_t\sqrt{h_{it}} \qquad z_t \sim i.i.d.N(0,1) \tag{۲٤}$$

$$\ln(h_{it}) = \omega_i + \alpha_i\left[\left|\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \delta_i\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sqrt{h_{it-1}}} + \beta_i\ln(h_{it-1}) + \vartheta_i\,\mathrm{MB}_{it}^{(Det)} \tag{۲۵}$$

۴. یافته‌های تحقیق

۴.۱. آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP)

برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، لازم است پایایی سری‌های زمانی بررسی شود. ازاین‌رو با بهره‌گیری از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) در دو حالت با عرض از مبدأ و روند و با عرض از مبدأ و بدون روند، پایایی سری‌های زمانی در جدول (۲) مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول (۲): آزمون‌های ریشه واحد PP, ADF

	با عرض از مبدأ و با روند				با عرض از مبدأ و بدون روند			
متغیرها	سطح		یک‌بار تفاضل‌گیری		سطح		یک‌بار تفاضل‌گیری	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
LREXR	-۲/۱٤	-۱/۵۷	-۵/۸۲**	-۵/٦۸**	-۲/۲۲	-۱/۸۱	-۵/۷۰**	-۵/٦۳**
LM1	-۲/۸۹	-۲/۷۱	-٦/۲۸***	-۱۳/۹۲**	۰/۷۳	۰/۳۸	-٦/۱٦***	-۱۳/۹۸**
LQM	-۱/٤۸	-۱/۱۰	-٦/۱٦**	-٦/۱۳**	-۱/۷۸	-۱/۹۳	-۵/۸٤**	-۵/۸٤**
LM2	-۲/۲۰	-۲/۲۱	-۳/۲٦*	-۱۱/۰۹**	-۱/۰۰۸	-۱/۳٤	-۳/۱٤**	-۱۱/۱۸**
LMB	-۲/۸۵	-۲/۹۱	-٤/۰۸**	-۱٤/۷۲**	-۰/٦۷	-۰/۲۹	-٤/۰۷**	-۱٤/٦٦**

*، **، *** به ترتیب نشان‌دهنده سطح معنی‌داری ۱۰%، ۵%، ۱%

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۲)، تمامی متغیرهای مورد مطالعه در سطح ناپایا هستند و با یک بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند.

۴.۲. آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)

به دلیل بحران‌های سیاسی و تغییر سیاست‌های ارزی و اقتصادی، ممکن است در سری‌های زمانی، شکست‌های ساختاری متعددی وجود داشته باشد و آزمون‌های ریشه واحد متعارف اغلب در رد فرضیه صفر ریشه واحد، زمانی که فرآیند تولید داده (GDP)، روند شکست پایا است، ناتوان باشند؛ پس آزمون‌های ریشه واحد با در نظر گرفتن شکست ساختاری، عملکرد دقیق‌تری نسبت به آزمون‌های متعارف خواهند داشت. بدین منظور جهت بررسی دقیق پایایی متغیرهای تحقیق از آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ (LM) که توسط لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) ارائه‌شده، بهره گرفته شده است و نتایج در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول (۳): آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ با دو شکست ساختاری

متغیرها	K	TB_1, TB_2	آماره
LREXR	۲۹	۱۳۹۱:۰۱ و ۱۳۹٤:۰۲	-٦/۳۰**
LM1	۸	۱۳۸۳:۰۳ و ۱۳۹۳:۰۲	-٥/۹۷*
LQM	۱٤	۱۳۸٥:۰۱ و ۱۳۹۲:۰۱	-٥/۹۷*
LM2	۲۰	۱۳۸۹:۰٤ و ۱۳۹٦:۰٤	-٥/۸۳*
LMB	۸	۱۳۸٤:۰۲ و ۱۳۸۸:۰۳	-٦/۳٥**

K: حداکثر تعداد وقفه‌های بهینه، TB_1 نقطه شکست ساختاری اول، TB_2 نقطه شکست ساختاری دوم

*، **، *** به ترتیب نشان‌دهنده سطح معنی‌داری ۱۰%، ٥%، ۱%

منبع: یافته‌های پژوهش

همانگونه که بر اساس نتایج جدول (۳) مشاهده می‌شود پایایی لگاریتم نرخ ارز واقعی و لگاریتم کل‌های پولی از طریق آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) و با در نظر گرفتن دو نقطه شکست ساختاری TB_1 و TB_2 در عرض از مبدأ و شیب بررسی شده است. با توجه به معنادار بودن مقادیر بحرانی در سطح٥% و ۱۰%، تمامی متغیرها با لحاظ نمودن دو شکست ساختاری پایا می‌باشند؛ در واقع سری‌های زمانی مورد مطالعه روند شکست پایا هستند.

پس از تأیید وجود دو شکست ساختاری، هر یک از سری‌های زمانی به صورت مجزا و با توجه به سیستم معادلهٔ (۱۰) روند زدایی شده‌اند و سپس آزمون‌های ریشه واحد دیکی— فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس — پرون برای پسماندهای استخراج‌شده، انجام شده و نتایج در جدول (٤) ارائه شده است.

جدول (٤): آزمون‌های ریشه واحد ADF، PP

	با عرض از مبدأ و با روند		با عرض از مبدأ و بدون روند	
متغیرها	ADF	PP	ADF	PP
$REXR^{Det}$	-٥/۱۹***	-٤/۲۰***	-٥/۲٤***	-٤/۰٥***
$M1^{Det}$	-۳/٥۳**	-٤/۷٥***	-۳/٦۲***	-٤/۷۹***
QM^{Det}	-۳/۹۲**	-۳/۲٦*	-۳/۹٦***	-۳/۲۳**
$M2^{Det}$	-٤/۱۲***	-۳/٥۹**	-٤/۱٥***	-۳/٦۲***
MB^{Det}	-٤/٦***	-۹/۱***	-٤/٥۲***	-۹/۲۳***

*، **، *** به ترتیب نشان‌دهنده سطح معنی‌داری ۱۰%، ٥%، ۱%

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (٤) مشاهده می‌شود، بر اساس آزمون‌های ریشه واحد دیکی— فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس — پرون، پسماند تمام متغیرها در سطح با عرض از مبدأ و با روند و در سطح با عرض از مبدأ و بدون روند پایا می‌باشند.

٤.٣. مدل گارچ نمایی مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت (MS-FTP-EGARCH(1,1))

با توجه به هدف مطالعهٔ حاضر، متغیرهای پولی ($M1^{Det}$، QM^{Det}، $M2^{Det}$، MB^{Det}) هر کدام به صورت مجزا در معادله واریانس شرطی وارد شده‌اند و چهار مدل MS-FTP-EGARCH(1,1) در قالب الگوهای (١٤) تا (٢٥) تصریح شده و نتایج حاصل از برآورد در جدول (٥) نشان داده شده است.

جدول (٥): نتایج برآورد چهار مدل MS-FTP-EGARCH(1,1)

	$MS-FTP-EGARCH-M1^{Det}(1,1)$	$MS-FTP-EGARCH-QM^{Det}(1,1)$	$MS-FTP-EGARCH-M2^{Det}(1,1)$	$MS-FTP-EGARCH-MB^{Det}(1,1)$
μ_1	۰/۰۳۳۰٤*** (۰/۰۰۰۲۷)	۰/۱۳۱٦۹*** (۰/۰۰۲۸۳)	۰/۰۳٦۲۲*** (۰/۰۰۰۵۸)	۰/۰۵٤*** (۰/۰۰٦٤۲)
μ_2	−۰/۰۲۳۵۳*** (۰/۰۰۳۱٤)	−۰/۰۲۵٤٦*** (۰/۰۰٦۰۸)	−۰/۰۲۳۳۵*** (۰/۰۰۱۹)	−۰/۰۲۳۱۸*** (۰/۰۰۰۵۸)
معادله واریانس شرطی				
ω_1	۱۳/٦۰۱۸*** (۱/۵۹۱۲)	۱۸/۷۲۷۹*** (٦/٤۳۳۲)	۱۱/۱۷۰٦*** (۱/۸۸۰۹)	۸/٦۳۲۸*** (۱/۳۹۱۳)
ω_2	٦/۷۹۰۳۲*** (۱/۱۱۹۷)	۵/۹٤۲۸۷*** (۰/۵۷۵۹)	٦/۵۹٦۳۲*** (۱/۰۰۷۸)	٦/۳٤٤۸*** (۰/٦۰۸۲)
α_1	۰/٦۷۹۲۷*** (۰/۲۲۲۷۳)	***۰/۳۲۵۱۹ (۰/۰۳۹۰٤)	۰/٦۸٤۲۵*** (۰/۰۹۳۷)	۰/۲۸۲۱۱ (۰/۷٤۷۷٤)
α_2	۰/۹۱۷٤۷*** (۰/۳٦٦۳٤)	۰/۹۳۸۳*** (۰/۲۵۵۰۸)	۰/۹٦۷۹*** (۰/۳۱۸۷۷)	۰/۰۱۰٦۹*** (۰/۳۰۱۳۸)
β_1	۰/۹۸۳۸۲*** (۰/۰۰۷۹)	۰/٤٦٤٤*** (۰/۰۲۵۸۳)	۰/۹٦۷۲٤*** (۰/۰۵۵۳۱)	۰/۲۳۸*** (۰/۰۲۵۸۵)
β_2	۰/۸۳۳۲*** (۰/۰٦٤۲٦)	۰/۷۳٦۷۸*** (۰/۰۸)	۰/۸۳۹۷۲*** (۰/۰۵۳۷۷)	۰/۸۳٦۸٤*** (۰/۰٤۸۰۹)
δ_1	−۰/۳۲۰۵۵** (۹/۱۵۸۵۷)	−۰/۳۰۰۳۸ (۰/۲۰۱۰۲)	−۰/۱۵۵۳٤** (۰/۰۷۳۱)	−۰/۵٤۲۷۷ (۰/۷۲۳۹٦)
δ_2	۰/۲٤٤۷٤*** (۰/۰۹۱۰۷)	۰/۱۲۰۸۸ (۰/۱۲۹۹)	۰/۲٤۷۱۸*** (۰/۰۷۸۱۵)	۰/۲٤۸۲۲*** (۰/۰۷۹۷۱)
φ_1	۰/۲٦۷۲۸*** (۰/۰۲۲۰٤)	−	−	−
φ_2	۰/۰۳۸٦٤*** (۰/۰۰۲٦۵)	−	−	−
τ_1	−	۰/۲۱٤۷۱*** (۰/۰۵٦۸۹)	−	−
τ_2	−	۰/۰٦۰۲*** (۰/۰۰۵۳۲)	−	−
γ_1	−	−	۰/۰۷۲۸۱*** (۰/۰۰۸۸۳)	−
γ_2	−	−	۰/۱۰۱۷۰*** (۰/۰۲۳۱۳)	−

ϑ_1	–	–	–	۰/٤٦٢٥٨*** (۰/۱۵۲۹)
ϑ_2	–	–	–	۰/۱۷۸۲*** (۰/۰۱۱۵)
Log likelihood	۱۰۷/٤۷۷	۹۲/۹۳۷	۱۰٦/۸٦۹	۱۰۲/٦۱
AIC	۹۲/٤۷٦	۷۸/۹۳۷	۹۲/۸٦۸	۸۸/٦۱
SC	۷۵/۱۹٦	٦۲/۸۰۹	۷٦/۷٤۰	۷۲/٤۸
Normality test	۲۸/۷۹۰۲ [۰/۲۲۱]	۰/٦٤۹۷ [۰/۲۷]	۲/٦۸۵۵ [۰/٤]	٤/۲۹۷ [۰/۲٦]
$Q(12)$	۱٦/۷۱٦٦ [۰/۱٦۱]	۲۳/۰۵٦۵ [۰/۷۲۳]	۲۹/۲۱٦۲ [۰/۲٦۱]	۲۳/۱٦۸ [۰/۱۱۷]
$Q^2(12)$	۳/۷٤۵۳ [۰/۹۸۸]	۸/۸۳۷۹ [۰/۷۱۷]	۱۱/۳۵٦٦ [۰/٤۹۹]	۵/۹۱۳٤ [۰/۹۲]

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

*، **، ***به ترتیب نشان‌دهنده سطح معنی‌داری ۱۰%، ۵%، ۱% است.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه در هر چهار مدل تصریح‌شده، مقدار ثابت در معادلهٔ واریانس شرطی در رژیم دو کمتر از رژیم یک است؛ ازاین‌رو رژیم یک، رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی در نظر گرفته شده است. برای بررسی اثر حجم پول بر نوسانات نرخ ارز واقعی، مدل $MS-FTP-EGARCH-M1^{Det}(1,1)$ برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از آن است که در رژیم پایین و بالای نوسانات نرخ ارز واقعی، حجم پول اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز واقعی داشته است. در مدل $MS-FTP-EGARCH-QM^{Det}(1,1)$ که به منظور بررسی اثر شبه پول بر نوسانات نرخ ارز واقعی برآورد شده است، نتایج حاکی از آن است که در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی اگر شبه پول یک درصد افزایش یابد، نوسانات نرخ ارز واقعی ۰/۰٦ درصد افزایش می‌یابد؛ با چرخش رژیم و قرار گرفتن در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی، شبه پول اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز واقعی دارد به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی شبه پول، نوسانات نرخ ارز واقعی ۰/۲۱ درصد افزایش می‌یابد. نتایج حاصل از برآورد مدل $MS-FTP-EGARCH-M2^{Det}(1,1)$ که به منظور بررسی اثر وابسته به وضعیت نقدینگی بر نوسانات نرخ ارز واقعی تصریح شده است، بیان می‌کند که در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی، اگر نقدینگی یک درصد افزایش یابد، نوسانات نرخ ارز واقعی ۰/۱ درصد افزایش می‌یابد؛ بنابراین در این رژیم ارتباط مثبت و معنی‌داری بین نقدینگی و نوسانات نرخ ارز واقعی وجود دارد. با چرخش رژیم و در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی با افزایش نقدینگی به میزان یک درصد، نوسانات نرخ ارز واقعی ۰/۰۷ درصد افزایش می‌یابد، یعنی نقدینگی اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز واقعی دارد. یکی دیگر از اجزای کل‌های پولی که بر نوسانات نرخ ارز واقعی تأثیرگذار است،

متغیر پایه پولی است که در پرتو مدل $MS-FTP-EGARCH-MB^{Det}(1,1)$ برآورد شده است و نتایج بیانگر آن است که اگر پایه پولی یک درصد افزایش یابد، نوسانات نرخ ارز واقعی در رژیم پایین و بالای نوسانات نرخ ارز واقعی به ترتیب ۰/۱۷ و ۰/٤٦ درصد افزایش می‌یابد؛ همچنین نتایج نشان می‌دهد که در هر چهار مدل تصریح‌شده، ضرایب متغیرهای پولی در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی با رژیم بالای آن متفاوت است، ازاین‌رو کل‌های پولی اثر نامتقارنی بر نوسانات نرخ ارز واقعی دارند. نتایج حاصل از برآورد چهار مدل گارچ نمایی مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال ثابت حاکی از آن است که قدر مطلق ضرایب اثر گارچ معنی‌دار و کوچک‌تر از یک می‌باشند ($|\beta_1|<1$ و $|\beta_2|<1$) ازاین‌رو نوسانات نرخ ارز واقعی در هر دو رژیم، پایدار است و مدت زمان زیادی طول می‌کشد تا نوسانات بازار ارز میرا شود. در مدل‌های $MS-FTP-EGARCH-M1^{Det}(1,1)$، $MS-FTP-EGARCH-M2^{Det}(1,1)$ و $MS-FTP-EGARCH-MB^{Det}(1,1)$ ضریب اثر نامتقارن (δ) در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی، مثبت و معنی‌دار است و حاکی از آن است که تأثیر اخبار بد بر نوسانات نرخ ارز واقعی کمتر از تأثیر اخبار خوب است؛ اما منفی و معنی‌داربودن این ضریب در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی نشان می‌دهد که اثر اخبار بد بر نوسانات نرخ ارز واقعی شدیدتر از اخبار خوب است. پس تأثیر نامتقارن اخبار بر نوسانات نرخ ارز واقعی در ایران مشهود است. آزمون‌های عارضه‌یابی چهار مدل تصریح‌شده در انتهای جدول (۵) نشان داده شده است و حاکی از آن است که فرضیه صفر آزمون نرمال بودن رد نمی‌شود و اجزاء اخلال مدل‌های برآورد شده نرمال می‌باشند؛ $Q(12)$ و $Q^2(12)$ آماره‌های لجانگ باکس ($Ljung-Box$) مربوط به آزمون همبستگی پیاپی اجزاء اخلال نشان می‌دهد که اجزاء اخلال مدل برآورد شده فاقد خودهمبستگی می‌باشند. با توجه به اینکه هدف مطالعهٔ حاضر، بررسی این موضوع است که کدام یک از متغیرهای پولی باعث بروز نوسانات بیشتر در نرخ ارز می‌شوند، نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد که در رژیم پایین و بالای نوسانات نرخ ارز واقعی، متغیر پایه پولی بیشترین تأثیر را در نوسانات نرخ ارز واقعی ایران ایفا می‌کند.

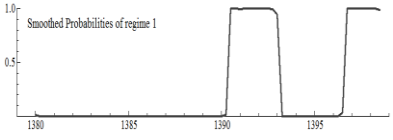
در ادامه احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر مربوط به چهار مدل تصریح‌شده در جدول (٦) ارائه شده است.

جدول (٦): ماتریس احتمالات گذار

$MS-FTP-EGARCH-QM^{Det}(1,1)$		P_1	P_2	$MS-FTP-EGARCH-M1^{Det}(1,1)$		P_1	P_2
	P_1	۰/٦٥	۰/۰۳		P_1	۰/۹۱	۰/۰٦
	P_2	۰/۳٤	۰/۹٦		P_2	۰/۰۸	۰/۹۳
$MS-FTP-EGARCH-MB^{Det}(1,1)$		P_1	P_2	$MS-FTP-EGARCH-M2^{Det}(1,1)$		P_1	P_2
	P_1	۰/۹۰	۰/۰٥		P_1	۰/۹۰	۰/۰٦
	P_2	۰/۰۹	۰/۹٤		P_2	۰/۰۹	۰/۹۳

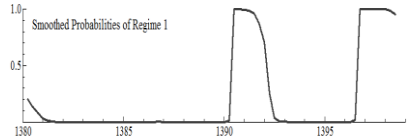
منبع: یافته‌های پژوهش

در هر چهار مدل تصریح‌شده، احتمال ماندن در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی (P_{22}) بیشتر از احتمال ماندن در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی (P_{11}) است. در مدل‌های $MS-FTP-EGARCH-M1^{Det}(1,1)$، $MS-FTP-EGARCH-QM^{Det}(1,1)$، $MS-FTP-EGARCH-M2^{Det}(1,1)$ و $MS-FTP-EGARCH-MB^{Det}(1,1)$ مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی به ترتیب ۱٤/۲۸، ۲۵، ۱٤/۲۸ و ۱٦/٦٦ فصل است و مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی به ترتیب ۱۱/۱۱، ۲/۸۵، ۱۰ و ۱۰ است؛ بنابراین احتمال باقی ماندن در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی بیشتر از رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی است. احتمالات هموارشدهٔ رژیم یک (رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی) در نمودارهای (۱) تا (٤) نشان داده شده است.



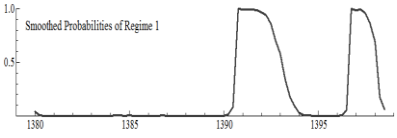
نمودار ۱:

مدل $MS-FTP-EGARCH-M1^{Det}(1,1)$



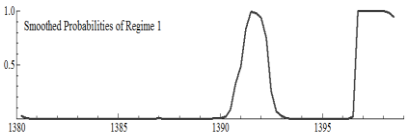
نمودار ۲:

مدل $MS-FTP-EGARCH-QM^{Det}(1,1)$



نمودار ۳:

مدل $MS-FTP-EGARCH-M2^{Det}(1,1)$



نمودار ٤:

مدل $MS-FTP-EGARCH-MB^{Det}(1,1)$

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار احتمالات هموارشدهٔ (۱) که حاصل از تخمین مدل $MS-FTP-EGARCH-M1^{Det}(1,1)$ است، نشان می‌دهد که در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۰ و از اواسط سال ۱۳۹۶، بازار ارز ایران در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی قرار گرفته است. در سال‌های مذکور، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی، عامل افزایش پایه پولی و به تبع آن افزایش حجم پول بوده است و این افزایش حجم پول منجر به قرار گرفتن نوسانات نرخ ارز واقعی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی شده است.

نمودار احتمالات هموارشدهٔ (۲) که مربوط به مدل $MS-FTP-EGARCH-QM^{Det}(1,1)$ است نیز نشان می‌دهد که در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۰ و در سال ۱۳۹۷ به دلیل وقوع شوک ارزی در اقتصاد ایران، نرخ ارز روند صعودی گرفته است و به دلیل اینکه در ایران، فعالیت‌های سوداگرانه از سوددهی بالایی برخوردار است با آغاز شوک اقتصادی، سفته‌بازان، سپرده‌های خود را که نوعی

شبه پول تلقی می‌شدند به پول تبدیل کرده و وارد بازارهای مالی از جمله بازار ارز شدند و منجر به افزایش نرخ ارز و قرار گرفتن بازار ارز ایران در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی شده‌اند.

در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۰ و در سال ۱۳۹۷ خالص دارایی‌های خارجی بانک‌ها، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی، عامل اصلی و مسلط رشد پایه پولی و به تبع آن رشد نقدینگی بوده‌اند و همانطور که در نمودار احتمالات هموار شدهٔ (۳) که مربوط به مدل $MS-FTP-EGARCH-M2^{Det}(1,1)$ است، نشان داده شده است، به دلیل رشد نقدینگی، احتمال قرار گرفتن نوسانات نرخ ارز واقعی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی وجود دارد.

با توجه به مدل $MS-FTP-EGARCH-MB^{Det}(1,1)$ که به بررسی اثرات وابسته به وضعیت پایه پولی بر نوسانات نرخ ارز واقعی می‌پردازد، نمودار احتمالات هموارشدهٔ (٤) حاکی از آن است که در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۰ و در سال ۱۳۹۷، احتمال قرار گرفتن در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی وجود دارد زیرا در سال ۱۳۹۰ خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، در سال ۱۳۹۲ بدهی سایر بانک‌ها به بانک مرکزی و در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۷ خالص مطالبات بانک مرکزی از بخش دولتی، عامل مهم رشد پایه پولی بوده‌اند و منجر به قرار گرفتن نوسانات نرخ ارز واقعی در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی شده‌اند.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

سیاست پولی ابزار تثبیت کنندهٔ بالقوه و منشأ مستقل نوسانات اقتصادی است. در این مطالعه متغیرهای حجم پول، شبه پول، نقدینگی و پایه پولی به منزبه ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شده و به بررسی اثر متغیرهای مذکور بر نوسانات نرخ ارز واقعی ایران در بازه زمانی ۱۳۹۸: ۳- ۱۳۸۰: ۱ پرداخته شده است. به منظور جلوگیری از بروز هم‌خطی چندگانه بین کل‌های پولی، هر کدام به صورت مجزا در معادلهٔ واریانس شرطی وارد شده‌اند و چهار مدل $MS-FTP-EGARCHX(1,1)$ برآورده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها حاکی از آن است که متغیرهای پولی اثر نامتقارنی بر نوسانات نرخ ارز واقعی دارند، زیرا ضریب متغیرهای پولی در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی و رژیم بالای آن با یکدیگر متفاوت هستند؛ همچنین نتایج نشان می‌دهد که در رژیم پایین نوسانات نرخ ارز واقعی، متغیر پایه پولی با ضریب معنی‌داری ۰/۱۷ بیشترین نقش را در نوسانات نرخ ارز واقعی کشور ایران ایفا می‌کند و پس از آن متغیرهای نقدینگی، شبه پول و پول به ترتیب با ضرایب معنی‌داری ۰/۱، ۰/۰٦ و ۰/۰۳ بر افزایش نوسانات نرخ ارز تأثیر می‌گذارند. در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی نیز پایه پولی با ضریب معنی‌داری ۰/٤٦ بیشترین اثر را بر نوسانات نرخ ارز واقعی دارد. پس از آن پول، شبه پول و نقدینگی به ترتیب با ضرایب معنی‌داری ۰/۲٦، ۰/۲۱ و

۰/۰۷ اثر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات نرخ ارز واقعی دارند؛ بنابراین کنترل اجزای کل‌های پولی با توجه به اهمیت هر یک در وضعیت‌های بالا و پایین رژیم نرخ ارز واقعی می‌تواند به منزله نکته کلیدی مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد. همچنین نتایج بیان می‌کند که در هر دو رژیم، پایداری نوسانات بازار ارز در ایران بالا و قابل توجه است، ازاین‌رو بازار ارز در ایران همواره مستعد بحران است. در بازه‌های زمانی ۱۳۹۳-۱۳۹۰ و ۱۳۹۸-۱۳۹۶ نرخ ارز واقعی با نوسانات شدیدی همراه بوده است که نتایج نمودارهای طبقه‌بندی رژیم‌ها بر اساس احتمالات هموارشده نیز حاکی از آن است که نوسانات نرخ ارز واقعی در بازه‌های زمانی مذکور در رژیم بالای نوسانات نرخ ارز واقعی قرار گرفته است. در سال ۱۳۹۱ رشد نقدینگی، تحریم بانک مرکزی و تحریم خرید نفت سبب بحران ارزی گردید و در سال ۱۳۹۷ نیز افزایش نقدینگی به علت کسری بودجه دولت و انتظارات روانی بازگشت تحریم آمریکا از جمله عوامل بروز بحران بوده‌اند و منجر به نوسانات نرخ ارز شده‌اند. پس به منظور جلوگیری از نوسانات نرخ ارز، دولت‌ها می‌توانند نقدینگی را به سمت تولید و سرمایه‌گذاری هدایت کنند؛ در غیر این صورت، نقدینگی به صورت لجام‌گسیخته به بازارهای مختلف از جمله بازار ارز هجوم می‌آورد و آن را به هم می‌ریزد؛ همچنین به دلیل اینکه بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی به علت جبران کسری بودجه دولت، مهم‌ترین عامل رشد پایهٔ پولی بوده است؛ ازاین‌رو دولت در کوتاه‌مدت می‌تواند از کانال فروش اموال و فروش اوراق قرضه دولتی به طور کنترل‌شده و با رعایت جنبه‌های احتیاطی، در میان‌مدت از طریق کاهش هزینه‌ها و اصلاح نظام مالیاتی، کسری بودجه را جبران نموده و از استقراض از بانک مرکزی که سبب افزایش پایه پولی، بروز تورم و کاهش ارزش پول ملی کشور می‌گردد، خودداری نماید. به دلیل اینکه بازار دارایی‌ها از جمله بازار ارز، از سوددهی بالایی برخوردار بوده‌اند، با وقوع هر شوک اقتصادی، سفته‌بازان با تبدیل شبه پول به پول به بازار ارز هجوم آورده و موجب نوسانات نرخ ارز شده‌اند. پس دولت با اعمال سیاست‌هایی از قبیل افزایش نرخ سود بانکی می‌تواند سپرده‌های بیشتری را جذب کند تا این سپرده‌ها در فعالیت‌های تولیدی سرمایه‌گذاری شوند و در نتیجه منجر به رشد عرضه کالاها و خدمات، کاهش تورم و افزایش ارزش پول ملی شوند.

سیاهه منابع

الف- منابع فارسی:

حسین‌زاده یوسف‌آباد، سید مجتبی، و علی حقیقت. «اثر سیاست پولی بر نرخ ارز در ایران با استفاده از الگوی خود همبسته با وقفه توزیع‌شده»، فصلنامه اقتصاد مالی ۷، شماره ۲۵ (زمستان ۱۳۹۲): ۱۲۳-۱۴۶.

خلیلی عراقی، منصور، و منصور رحیم‌زاده نامور. «ناسازگاری زمانی سیاست پولی و اثرگذاری آن بر نوسانات نرخ ارز در ایران»، نشریه علمی سیاستگذاری اقتصادی ۱۱، شماره ۱۲ (شهریور ۱۳۹۸): ۲۱۷-۲۴۰. https://doi.org/10.22034/epj.2019.15.

عرب مازار، عباس، و حسن گلمرادی. «بررسی منابع نوسانات نرخ ارز واقعی و تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامه اقتصاد ۱، شماره ۲ (شهریور ۱۳۸۹): ۷۵-۱۰۳.

هادیان، ابراهیم، و مرتضی خورسندی. «شناسایی منابع نوسان نرخ حقیقی ارز در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران ۱۰، شماره ۳۵ (تابستان ۱۳۸۷): ۳۱-۵۰.

هوشمند، محمود، محمد دانش‌نیا، صالح شهریور، اعظم قزلباش، و زهره اسکندری‌پور. «رابطه بین سیاست‌های پولی و نرخ ارز در ایران»، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) ۹، شماره ۲ (تابستان ۱۳۹۱): ۱۰۹-۱۲۷. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.03.024.

ب_ منابع لاتین:

Ajao, Mayowa.G. "The Determinants of Real Exchange Rate Volatility in Nigeria." *Ethiopian Journal of Economics* 24, no. 2 (2015): 43-62. 10.22004/ag.econ.259493.

Ali, Tariq Mahmood, Muhammad Tariq Mahmood and Tariq Bashir. "Impact of Interest Rate, Inflation and Money Supply on Exchange Rate Volatility in Pakistan," *World Applied Sciences Journal* 33, no. 4 (2015): 620-630.

Cai, Jun. "A Markov model of switching-regime ARCH," *Journal of Business & Economic Statistics* 12, no. 3 (1994): 309–316.

Dornbusch, Rudiger. "Expectations and exchange rate dynamics," *Political economics* 84, no. 6 (1976):1161-1176.

Eichenbaum, Martin, and Charles L. Evans. "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates," *The Quarterly Journal of Economics*110, no. 4 (1995): 975-1009.

Gray, Stephen F. "Modeling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process," *Journal of Financial Economics* 42, no. 1 (1996): 27-62.

Grilli, Vittorio and, Nouriel Roubini. "Liquidity Models in Open Economies: Theory and Empirical Evidence," *European Economic Review* 40, no. 3-5 (1996): 847-859.

Hamilton, James D. "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica* 57, no. 2 (1989): 357-384.

Hamilton, James D., and Raul Susmel. "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime," *Journal of Econometrics* 64, no. 1-2 (1994): 307-333.

Henry, Ólan T. "Regime switching in the relationship between equity returns and short-term interest rates," *Journal of Banking and Finance* 33, no. 2 (2009): 405–414.

Klaassen, Franc. "Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-Switching GARCH," *Empirical Economics* 27, no. 2 (2002): 363–394.

Lamoureux, Christopher G., and William D. Lastrapes. "Persistence in variance, structural change and the GARCH model," *Journal of Business and Economic Statistics* 8, no. 2 (1990b): 225–234.

Lee, Junsoo, and Mark C. Strazicich. "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks," *The Review of Economics and Statistics* 85, no. 4 (2003): 1082-1089. http://dx.doi.org/10.1162/003465303772815961.

Mpofu, Trust R. "The Determinants of Exchange Rate Volatility in South Africa, "*Economic Research Southern Africa, Working Paper* 604, (2016).

Nelson, Daniel B. "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach," *Econometrica* 59, no. 2 (1991): 347-370. https://doi.org/10.2307/2938260.

Ojede, Andrew and Eddery, Lam. "The impact of changes in monetary aggregates on exchange rate volatility in a developing country: Do structural breaks matter?," *Economics Letters* 155, (2017): 111-115. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.03.024.

Pham,Thi Hong Hanh. "Liquidity and exchange rate volatility," *working paper halshs*, (2018).

Piger. Jeremy. "Econometrics: Models of Regime Changes," *Encyclopedia of Complexity and Systems Science* (2007): 2744-2757.

Qamruzzaman, M.d ., Ahmed Muneeb Mehta., Rimsha Khalid, and Ayesha Serfraz. "Symmetric and Asymmetric Effects of Financial Innovation and FDI on Exchange Rate Volatility: Evidence from South Asian Countries," *Journal of Asian Finance Economics and Business*18, no. 1 (2021): 23-36. http://dx.doi.org/10.13106/jafeb.2021.vol8.no1.023.

Williamson, John. "Estimates of FEERs" In *Estimating Equilibrium Exchange Rate*, Edited by John Williamson, 177-245. Institute of International Economics, 1994.

Zhou, Zhongbao, Zhangyan Fua, Yong Jiang, Ximei Zenga and Ling Lin. "Can economic policy uncertainty predict exchange rate volatility? New evidence from the GARCH-MIDAS model," *Finance Research Letters* 34, no. C (2020). https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.08.006.