Journal of Iranian Economic Issues, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Biannual Journal, Vol. 9, No. 2, Autumn and Winter 2022-2023, 205-234
Doi: 10.30465/ce.2022.41635.1793

Asymmetric Effect of Currency Substitution on Exchange Rate Volatility in Iran:

Markov-Switching Approach

Saman Ghaderi*
Zahra Beiranvand**

Abstract

One of the most important factors influencing the exchange rate volatility is currency substitution due to the dollarization of the economy. The purpose of this study is to investigate the asymmetric effect of currency substitution on exchange rate volatility in Iran. In this study, the quarterly data of Iran's economy during the period of 1990-2021 was used by applying Bound test method and autoregressive with distributive Lag and Markov switching methods. Based on the results, Model MSIH(2)-AR(2) was chosen as the optimal model. In the estimation model, the first regime determines the low-volatility state of the exchange rate, and the second regime determines the high-volatility state of the exchange rate. In addition, in measuring the amount of money, due to the important role of defining the amount of money from monetary aggregates, simple sum and Divisia are used. In addition, the results show that the Divisia monetary aggregate is more appropriate than the simple sum in the expression of asymmetries. In addition, currency substitution in the low-volatility regime had a negative effect on exchange rate volatility, but in the high-volatility regime, the effect of currency substitution was significantly positive. It illustrates the asymmetry effect of currency substitution on exchange rate volatility in various exchange rate regimes and confirms the asymmetric effect of currency substitution on exchange rate volatility.

Keywords: Currency Substitution, Exchange Rate Volatility, Divisia Monetary, Aggregates, Markov-Switching Approach.

JEL Classification: E42, E58, E31, C22.

* Assistant Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran (Corresponding Author), s.ghaderi@uok.ir
** M.A in Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran, Zahra.bynd@gmail.com
Date received: 2022/06/11, Date of acceptance: 2022/10/07

بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ پژوهشی)، سال ۹، شمارهٔ ۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۱

بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در ایران: روش چرخشی مارکوف

سامان قادری*

زهرا بیرانوند**

چکیده

یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در نوسانات نرخ ارز جانشینی پول ناشی از دلاری‌شدن اقتصاد است. هدف مطالعهٔ حاضر بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در ایران است. در این خصوص، از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۶۹–۱۴۰۰، با به‌کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و روش چرخشی مارکوف، استفاده شده است. براساس نتایج تخمین مدل خودرگرسیون چرخشی مارکوف دورژیمه مدل (MSIH(2)-AR(2)) به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شد. در مدل برآوردی، رژیم اول فاز کم‌نوسان ارزی و رژیم دوم فاز پرنوسان ارزی را مشخص می‌کند. هم‌چنین، در اندازه‌گیری حجم پول به‌دلیل نقش مهم تعریف حجم پول از کل‌های پولی جمع ساده و دیویژیا استفاده شده است. علاوه‌براین، نتایج نشان می‌دهد که کل‌های پولی دیویژیا در مقایسه با جمع ساده در بیان نامتقارنی‌ها شاخص مناسب‌تری است. هم‌چنین، جانشینی پول در رژیم کم‌نوسان بر نوسانات نرخ ارز اثر منفی داشته است، اما در رژیم پرنوسان اثر جانشینی پول مثبت و معنادار ارزیابی شد که نشان از نامتقارن‌بودن اثر جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های مختلف ارزی است و اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز تأیید می‌شود.

کلیدواژه‌ها: جانشینی پول، نوسانات نرخ ارز، کل‌های پولی دیویژیا، روش چرخشی مارکوف.

* استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران (نویسندهٔ مسئول)، s.ghaderi@uok.ac.ir
** کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران، Zahra.bynd@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۲۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۱۵

طبقه‌بندی JEL: C22، E31، E58، E42.

۱. مقدمه

ازجمله مسائلی که اکثر کشورهای درحال‌توسعه با آن روبه‌رو هستند نرخ ارز (exchange rate) و نوسانات آن خواهد بود. افزایش و کاهش نرخ ارز و به‌تبع آن تغییر در قدرت خرید مردم و هم‌چنین صادرات و واردات باعث شده است که ساکنان این کشورها از این موضوع تأثیرات زیادی بپذیرند و به‌عنوان یکی از متغیرهای مهم اقتصادی در دنیای کنونی همواره باعث نگرانی دولت‌مردان و صاحب‌نظران اقتصادی بوده است. نوسانات نرخ ارز بخش تقاضای کل اقتصاد را از مجرای خالص صادرات و تأثیرگذاری ذخایر ارزی بانک مرکزی و نیز بخش عرضهٔ اقتصاد را از مجرای کالاهای واسطه‌ای وارداتی تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

جو (Ju 2020)، پتروویچ و دیگران (Petrović et al. 2016)، و کوماموتو و کوماموتو (Kumamoto and Kumamoto 2014) یکی از عوامل مؤثر و مهم در نوسانات نرخ ارز در کشورهای درحال‌توسعه را جانشینی پول (currency substitution) بیان می‌کنند. جانشینی پول به وضعیتی گفته می‌شود که در آن به‌دلیل کاهش شدید ارزش پولِ ملی، پول‌های خارجی جانشین پول داخلی می‌شوند (Kamin and Ericsson 2003: 185). برگ و بورنزتین (Berg and Borensztein 2000)، ییاتی (Levy Yeyati)، و استورزنگر (Sturzenegger 2001) بیان می‌کنند که جانشینی پول موجب می‌شود تا بانک مرکزی استقلال سیاست پولی و درآمد حاصل از حق‌الضرب و مالیات تورمی را از دست بدهد.

جانشینی پول در یک کشور موجب می‌شود که مردم به آیندهٔ اقتصاد کشور خود بدبین باشند که این مهم تضعیف اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای واقعی اقتصاد را به‌همراه دارد. بنابراین، جانشینی پول در تعیین نظام نرخ ارزی، عملکرد سیاست پولی و مالی، و اجرای برنامه‌های تثبیت نقش مهمی را ایفا می‌کند (قادری ۱۳۹۶: ۱۸۸). ازاین‌رو، درصورت تصمیم ساکنان داخلی برای جانشینی پول داخلی به خارجی می‌تواند در سرنوشت اقتصاد کشور نقش تعیین‌کننده‌ای برعهده داشته باشد و تضعیف بیش‌تر ارزش پول ملی و نوسانات بیش‌تر نرخ ارز را به‌همراه خواهد داشت. علاوه‌براین، بررسی عوامل مؤثر در نوسانات نرخ ارز، که یکی از مهم‌ترین آن‌ها جانشینی پول بیان شد، در ایران اهمیت ویژه‌ای دارد. در کشورهایی که جانشینی پول وجود دارد، مقامات پولی تمایل دارند سیاست‌های پولی مؤثر، عمیق، و هم‌چنین مستقل از

تأثیرات خارجی اتخاذ کنند، زیرا چنین کشورهایی از شوک‌های پولی خارجی بیش‌تر تحت‌تأثیر قرار می‌گیرند. در این‌جا، تعریف حجم پول در اندازه‌گیری حجم پول و به‌تبع محاسبهٔ درجهٔ جانشینی پول نقش مهمی را ایفا می‌کند.[1] در این پژوهش، به ارزیابی کل‌های پولی دیویژیا (Divisia) و جمع ساده (simple-sum) در مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز ایران با استفاده از الگوی تغییر رژیم مارکوف (Markov switching)، به‌منظور دست‌یابی به شاخص پولی مناسب در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، پرداخته می‌شود. در روش جمع ساده مؤلفه‌های پولی به‌صورت ساده با یک‌دیگر جمع می‌شوند، ولی در روش دیویژیا سبد دارایی‌های مختلف پولی را در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده در نظر می‌گیرد و تخمینی از یک تابع غیرخطی برحسب مقادیر و قیمت‌های مؤلفه‌هاست. بنابراین هدف پژوهش حاضر بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های پرنوسان و کم‌نوسان طی دورهٔ زمانی ۱۳۶۹–۱۴۰۰ با تناوب فصلی است که بدین منظور برای محاسبهٔ جانشینی پول از کل‌های پولی دیویژیا و جمع ساده استفاده شده است.

این مقاله در شش بخش ارائه شده است. بعد از مقدمه، که در بخش اول آمده، در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم پیشینهٔ پژوهش ارائه شده است. روش‌شناسی و تصریح الگو در بخش چهارم گزارش شده است و بخش پنجم به برآورد الگوها اختصاص دارد. نتیجه‌گیری و پیش‌نهادها در بخش ششم ارائه شده است. سرانجام، منابع استفاده‌شده در این مقاله در بخش کتاب‌نامه آمده است.

۲. مبانی نظری

نرخ ارز قیمت نسبی پول خارجی به پول داخلی است که، به‌عنوان یکی از عوامل کلان اقتصادی، همواره موردتوجه جامعهٔ اقتصادی و مالی بوده است. افزایش مداوم نرخ ارز در بازار آزاد بعد از خروج آمریکا از برجام و شروع دور جدید تحریم خرید نفت از ایران، چشم‌انداز منفی از آیندهٔ تحریم‌های جدید، درآمدهای ارزی و ذخایر ارزی کشور، گسترش فضای رانت درپی فاصله‌گرفتن نرخ بازار از نرخ رسمی ارز، افزایش فشارهای تورمی، و کم‌رنگ‌شدن تأثیرگذاری اظهارنظرهای مقامات مسئول در انتظارات فعالان بازار موجب می‌شود تا کشور در آستانهٔ یک بحران ارزی و دلاریزه‌شدن اقتصاد قرار گیرد.

نوسان نرخ ارز و نااطمینانی در معاملات بین‌المللی کالاها و دارایی‌ها در نظر گرفته می‌شود تا تغییرات پیش‌بینی‌ناپذیر در عرضه و تقاضای پول ملی و خارجی را منعکس کند. بنابراین،

نوسان نرخ ارز انتظاراتِ عوامل را درمورد تغییرات در انـدازه و حجـم عرضـهٔ پـول، نـرخ‌هـای سود، و درآمد منعکس می‌کند (Azid et al. 2005: 749).

۱.۲ عوامل مؤثر در نوسانات نرخ ارز

نوسان را می‌توان به‌عنـوان بـی‌ثبـاتی، ناپایـداری، یـا عـدم اطمینـان تعریـف کـرد و معیـاری از ریسک است. از مهم‌ترین عوامـل تأثیرگـذار در نوسـانات نـرخ ارز تـورم، نقـدینگی، نوسـانات قیمت نفت، و تغییرات درآمدهای نفتی است. از عوامل تأثیرگذار می‌توان به تحـریم اشـاره کـرد که باعث محدودیت در انتقال ارز سـپس بـی‌پاسـخ مانـدن تقاضـای معـاملاتی و سـفته‌بـازی و به‌ترتیب افزایش قیمت ارز و افزایش هم‌راه با نوسان نرخ ارز می‌شـود. هـم‌چنـین رشـد بـالای نقدینگی ظرفیت شکل‌گیری تقاضای سفته‌بازی را می‌کند و باعث نوسـانات نـرخ ارز مـی‌شـود (نجارزاده و دیگران ۱۳۹۵: ۲). از عوامل دیگر مؤثر در نرخ ارز و نوساناتِ آن می‌تـوان بـه ایـن موارد اشاره کرد:

۱. تفاوت نرخ رشد درآمد واقعی در داخل و خارج: اگر نرخ رشد درآمـد واقعـی در داخـل بیش‌تر از خارج باشد، دراین‌صورت واردات افزایش و صادرات کاهش می‌یابد و بـه‌طـور کلـی خالص صادرات کاهش می‌یابد. چـون واردات افـزایش مـی‌یابـد، تقاضـای ارز بـالا مـی‌رود و درنتیجه نرخ ارز افزایش می‌یابد؛

۲. تفاوت نرخ رشد تورم در داخل در مقایسه با خارج: اگر نرخ تورم در داخل بیش‌تـر از خارج باشد، یعنی کالاها در داخل (به‌طـور نسـبی) از خـارج گـران‌ترنـد و درنتیجـه واردات افزایش و صادرات کاهش می‌یابد؛ یعنی خالص صادرات کاهش می‌یابد کـه در ایـن‌جـا نـرخ ارز بالا می‌رود؛

۳. قیمت و میزان تولید نفت: مهم‌ترین عاملی که در عرضهٔ ارز در ایران نقـش اساسـی دارد، نفت است. لذا واضح است که قیمت و میزان تولید (صادرات) نفت در تعیین نـرخ ارز در بـازار آزاد نقش اصلی را برعهده دارد؛

۴. جای‌گزینی پول ملی (دلاریزه‌شدن اقتصاد): هنگام تورم شدید افراد قسـمتی از پـس‌انـداز خودشان را به پول کشورهای دیگر (معمـولاً پـول کشـوری کـه از اعتبـار جهـانی بـالاتری بـر خوردار است) نگه‌داری می‌کنند. در این‌جا نگـه‌داری پـول کشـورهای دیگـر بـه‌منظـور مبادلـه صورت نمی‌گیرد، بلکه به‌منظور نگه‌داری و ذخیـرهٔ ارزش‌هـا انجـام مـی‌شـود (شـریف آزاده و حقیقت ۱۳۸۴: ۳۲–۳۳).

۲.۲ کانال‌های اثرگذاری جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز

جانشینی پول اغلب منبع افزایش نوسانات نرخ ارز و بی‌ثباتی اقتصادی است، افزایش جانشینی پول باعث افزایش نوسانات نرخ ارز می‌شود که ناشی از انتظار کاهش ارزش پول است (Isaac 1989: 278). زاکوییان (Zakoïan 1994) بیان می‌کند که درجهٔ جانشینی پول به‌سرعت با بی‌ثباتی کلان اقتصادی افزایش می‌یابد، اما پس از ثبات فقط کمی کاهش می‌یابد یا این‌که اصلاً کاهش نمی‌یابد. در یک اقتصاد با جانشینی کامل پول، نرخ‌های ارز نامشخص‌اند و مقامات پولی نمی‌توانند ارزش پول را کاهش (افزایش نرخ ارز) دهند.

در این شرایط، سیاست کاهش ارزش پول در تغییر نرخ حقیقی ارز کم‌تر مؤثر است. منافعی که برای جانشینی پول موردانتظار است، حذف ریسک نوسانات نرخ ارز و کاهش احتمالی خطرهای بین‌المللی است. جانشینی پول نمی‌تواند ریسک بحران‌های خارجی را حذف کند، اما بازارهای با ثبات‌تری را به‌دنبال حذف نوسانات نرخ ارز ایجاد می‌کند (Berg and Borensztein 2000: 5).

بهمنی اسکویی و ملکسی (Bahmani-Oskooee and Malixi 1991) برای کشورهای درحال‌توسعه نشان داده‌اند که در کوتاه‌مدت کاهش نرخ ارز ممکن است تقاضا برای پول را افزایش یا کاهش دهد، ولی در بلندمدت این به کاهش تقاضا برای پول داخلی منجر خواهد شد. اگر دو پول در طرف تقاضا جانشین کامل باشند، نرخ ارز آن‌ها نامعین است. جانشینی پول در دوره‌های تورمی افزایش می‌یابد، زیرا هزینهٔ نگه‌داری پول داخلی افزایش و قدرت خرید آن کاهش می‌یابد و نرخ ارز تعدیل می‌شود. جانشینی پول به افزایش نوسان نرخ ارز منجر می‌شود و دلیل اصلی تعامل بین عرضهٔ پول و نرخ ارز است. در یک اقتصاد، که در آن هردو پول داخلی و خارجی به‌عنوان پول خدمت می‌کنند، تغییرات در نرخ ارز تأثیر خودکار در عرضهٔ پول دارد؛ اگر کشش جانشینی بالا باشد، باعث می‌شود نرخ ارز به هر تغییر احتمالی در عرضهٔ پول داخلی یا سایر عوامل مؤثر در تعادل پولی حساس‌تر شود.

یک روش که ممکن است جانشینی پول باعث افزایش نوسانات ارزی شود احتمال وجود شوک در تقاضا برای پول داخلی نسبت به پول خارجی است. این اصل هم‌چنان درمورد اقتصادی با جانشینی پول باقی می‌ماند، هرچند این نتیجه مطلق نیست و منبع شوک هنوز مهم است. اگر شوک‌ها بیش‌تر ناشی از بازارهای پولی باشند، نرخ‌های ارز ثابت باعث ثبات بیش‌تری می‌شوند، اما اگر شوک‌ها عمدتاً واقعی باشند، نرخ‌های شناور در کاهش نوسانات برترند (Berg and Borensztein 2000: 4). براساس تحقیقات تجربی، جانشینی پول مبتنی‌بر دو

رویکرد است: به‌نقل‌از آکسی و کاراسولو (Akçay and Karasulu 1997) اولین رویکرد توسط میلز (Miles 1978)، جونز (Joines 1985)، و توماس (Thomas 1985) بیان شد و فرایند تصمیم‌گیری دومرحله‌ای را بین پول و دیگر دارایی‌ها نشان می‌دهد. طبق این رویکرد افراد در اولین مرحله ثروت خود را بین پول و دیگر دارایی‌ها تخصیص می‌دهند. مرحلهٔ دوم این فرایند تصمیم‌گیری شامل تقسیم بخش پولی ثروت بین انواع مختلف پول می‌شود. دومین رویکرد تعادل پورتفولیو ابتدا توسط کادینگتون (Cuddington 1983) پیش‌نهاد شده است که بر تخصیص ثروت بین انواع مختلف پول و دیگر دارایی‌ها به‌طور هم‌زمان تأکید دارد. تقاضای دارایی می‌تواند به‌صورت تقاضا برای پول داخلی، تقاضا برای پول خارجی، تقاضا برای اوراق قرضهٔ داخلی، و تقاضا برای اوراق قرضهٔ خارجی باشد.

جانشینی پول در کشورهای پیشرفته به‌صورت متقارن و در کشورهای درحال‌توسعه به‌صورت یک‌طرفه مشاهده می‌شود. جانشینی ارز به‌جای پول ملی هنگامی متقارن است که خارجیان نیز خواهان نگه‌داری پول ملی باشند. این موضوع با چهار رویکرد مطالعه می‌شود: الف. رویکرد سبد دارایی‌های مالی، ب. رویکرد کلان، ج. رویکرد تابع تولید، د. رویکرد حداکثر مطلوبیت. کینز بیان می‌کند اگر وضعی پیش آید که پول در جریان کشور خاصیت نقدینگی خود را از دست بدهد، جانشین‌های فراوانی مثل بدهی‌های کوتاه‌مدت، پول خارجی، جواهرات، انواع فلزات گران‌قیمت، و جریانات اعتباری بانک جای‌گزین آن می‌شود (Keynes 1936: 24).

میلز (Miles 1978) شدت جانشینی پول را نسبت به واکنش نرخ ارز به تغییر در مازاد عرضهٔ پول بیان می‌کند. اگر در یک کشور پول داخلی و خارجی جانشین یک‌دیگر نباشند، با فرض وجود نرخ ارز شناور و ثبات سایر شرایط افزایش مازاد عرضهٔ پول داخلی باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش ارزش پول داخلی (ارزان‌شدن پول ملی) و درنتیجه افزایش نرخ ارز می‌شود. درواقع تحت رژیم نرخ ارز شناور جریان پولی بین بانک‌های مرکزی وجود ندارد، اما درصورتی‌که در کشور پول خارجی بتواند جای‌گزینی برای پول داخلی باشد، مازاد عرضهٔ پول داخلی به کشور دیگری منتقل می‌شود و دراین‌صورت با افزایش یک‌سان سطح قیمت‌ها نرخ ارز ثابت باقی می‌ماند.

جانشینی پول ثبات سرعت گردش پول و تقاضای پول داخلی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و باعث مشکل برای بانک‌های مرکزی و مقامات پولی در هدایت سیاست‌های پولی می‌شود. این پدیده باعث فشار بر نرخ ارز، کاهش توانایی بانک مرکزی در حفظ و بقای اهداف پولی، و

تحت‌تأثیر قراردادن کارآیی سیاست‌های پولی و مالی می‌شود. جانشینی پول در کشوری که نظام نرخ ارز شناور دارد، عامل عمدهٔ نوسانات نرخ ارز محسوب می‌شود. هم‌چنین، کاهش تقاضای پول داخلی در مقایسه با پول خارجی سطح قیمت تعادلی را افزایش خواهد داد (Ho 2003: 29).

۳.۲ اثرگذاری نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز

اثرگذاری جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های پرنوسان و کم‌نوسان می‌تواند متفاوت ارزیابی شود. علت نامتقارنی جانشینی را می‌توان به دو دسته تقسیم‌بندی کرد:

الف. اثر میراث گذشته (past legacy effect): سطوح بالای نرخ تورم و بحران‌های پولی و مالی، که به‌طور عمده براثر سوءمدیریت پولی و مالی ایجاد می‌شوند، باعث ایجاد انتظارات بدبینانه در مردم درمورد آیندهٔ نظام‌های پولی و مالی می‌شوند. درنتیجه افراد و شرکت‌ها پول خارجی قوی‌تر را به‌منظور اجتناب از نتایج منفی، که بر استفاده‌کنندگان پول داخلی تحمیل می‌شود، انتخاب می‌کنند.

ب. پی‌آمدهای خارجی شبکه‌ای (network externalities): اگر عاملان اقتصادی قادر به انتخاب از بین پول‌های مختلف باشند، آن‌ها پولی را ترجیح می‌دهند که در گذشتهٔ نزدیک به‌طور گسترده در اقتصاد استفاده شده است. بنابراین، اگر دلاری‌شدن طی دورهٔ شدید تورمی به سطوح بالایی برسد، این پدیده بعد از کاهش تورم هم باقی خواهد ماند، زیرا دلار به‌عنوان وسیلهٔ مبادلهٔ باثبات در نظر گرفته شده است. به‌عبارت‌دیگر، یک افزایش در سطح کل دلاری‌شدن هزینهٔ مبادله با پول خارجی را کاهش می‌دهد (پری ۱۳۹۰: ۵-۶).

۳. پیشینهٔ تحقیق

جو (Ju 2020) در رسالهٔ خود به بررسی رابطهٔ بین درجهٔ جانشینی پول و نوسانات نرخ ارز برای هشت کشور موردمطالعه با استفاده از روش ARCH آستانه‌ای می‌پردازد و نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که برای چهار کشور رابطهٔ مثبت و در دو کشور رابطهٔ منفی بین جانشینی پول و نوسانات نرخ ارز وجود دارد. برای دو کشور دیگر نیز ارتباط معنی‌داری مشاهده نشده است.

آجیبولا و دیگران (Ajibola et al. 2020) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین جانشینی پول و نوسانات نرخ ارز با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای کشور

نیجریه پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بین جانشینی پول و نوسانات نرخ ارز ارتباط مثبت و معنی‌دار، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، وجود دارد.

سریسیلات و دیگران (Srithilat et al. 2018) به بررسی رابطهٔ بین تورم، نرخ ارز، و جانشینی پول در اقتصادهای جنوب‌شرقی آسیا براساس مدل تصحیح خطای برداری (VECM) در دورهٔ زمانی ۱۹۹۵–۲۰۱۵ می‌پردازند و وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها را تأیید کرده‌اند. افزایش نرخ تورم و کاهش ارزش پول ملی به‌طور مثبت در بلندمدت در جانشینی پول تأثیر می‌گذارد. پتروویچ و دیگران (Petrović et al. 2016) به بررسی تأثیر جانشینی ارز در نوسانات نرخ ارز در صربستان در سال ۲۰۰۲ با استفاده از مدل واریانس ناهم‌سانی شرطی اتورگرسیون تعمیم‌یافتهٔ نمایی (EGARCH) پرداخته‌اند. تجزیه‌وتحلیل آن‌ها برای این فرضیه، که جانشینی پول به‌طور مثبت در نوسانات نرخ ارز (expected depreciation rate) تأثیر می‌گذارد، رد شد.

باروس و دیگران (Barros et al. 2016) به بررسی تقاضای بلندمدت و کوتاه‌مدت پول طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ در آنگولا با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM) پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بین حجم پول، درآمد، تورم، نرخ ارز، و نرخ بهره رابطهٔ تعادلی بلندمدت وجود دارد، اما در کوتاه‌مدت رابطهٔ هم‌جمعی بی‌ثبات است. کوماموتو و کوماموتو (Kumamoto and Kumamoto 2014) به بررسی تأثیر میزان جانشینی پول در نوسان اسمی نرخ ارز در هفت کشور (اندونزی، فیلیپین، جمهوری چک، مجارستان، لهستان، آرژانتین، و پرو) در دوره‌های نمونه در سال ۲۰۰۰ پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل واریانس ناهم‌سانی شرطی خودرگرسیون آستانه‌ای (Threshold ARCH) برای درنظرگرفتن اثر چرخشی نرخ ارز به این نتیجه رسیده‌اند که در کشورهای نمونه (به‌جز پرو و لهستان)، افزایش میزان جانشینی پول باعث افزایش نوسانات نرخ ارز می‌شود.

سامرس (Samreth 2011) به بررسی وجود پدیدهٔ جانشینی پول در کامبوج در دورهٔ زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۹ با استفاده از آزمون‌های انباشتگی و الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداخت. او با استفاده از یک تابع مطلوبیت ساده با دو نوع پول داخلی و خارجی به این نتیجه رسید که بین متغیرهای موجود در الگو یک رابطهٔ باثبات و بلندمدت وجود دارد. آدام و دیگران (Adom et al. 2009) به بررسی تابع تقاضای پول براساس مدل سبد دارایی برای هشت کشور آفریقایی طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۶– ۲۰۰۵ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در اکثر کشورهای موردبررسی جانشینی پول وجود دارد.

لونت (Levent 2007) برای دورهٔ زمانی ۱۹۸۷–۲۰۰۶ و با استفاده از روش واریانس ناهم‌سانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته (GARCH) نشان داد که جانشینی پول به نوسانات نرخ ارز در ترکیه منجر می‌شود. مقصودلو (۱۳۹۵) با استناد به افزایش بیش از حد نرخ ارز طی دورهٔ ۱۳۷۰–۱۳۹۳ در ایران با رویکرد نوآورانهٔ الگوی رگرسیون آستانه با مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) ترکیب‌شده به بررسی درجهٔ جانشینی پول در ایران پرداخته است. او نشان می‌دهد در آستانه‌های بالای نرخ ارز این پدیده با افزایش زیاد نرخ ارز تقاضا برای ارز همانند هر کالای اقتصادی دیگر رو به کاهش می‌گراید.

پری (۱۳۹۰) به بررسی رابطهٔ بین نوسانات نرخ ارز و جانشینی پول در کشورهای منتخب جهان (ایران، آنگولا، مصر، آلبانی، ترکیه، پرو، و ویتنام) برای دورهٔ ۱۹۹۰–۲۰۰۹ با استفاده از الگوی رگرسیونی داده‌های تابلویی پرداخت. هم‌چنین، برای برآورد نوسانات نرخ ارز از الگوی واریانس ناهم‌سانی شرطی اتورگرسیون تعمیم‌یافته استفاده شده است که نشان می‌دهد بین نوسانات نرخ ارز و جانشینی پول در کشورهای موردبررسی رابطهٔ مثبت و معنی‌داری وجود دارد. طهرانچیان و نوروزی بیرامی (۱۳۹۰) به بررسی جانشینی پول در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۲–۱۳۸۷ با استفاده از روش ARDL پرداختند و به این نتیجه رسیدند که اگر ضریب متغیر نرخ ارز اسمی منفی و معنادار باشد، جانشینی پول تأیید می‌شود و شدت جانشینی پول در ایران در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت است. لشکری (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به مقایسهٔ دلاری‌شدن ایران و کانادا در دورهٔ زمانی ۱۳۳۸–۱۳۸۴ می‌پردازد و نتایج حاصل پس از تخمین توابع تقاضای پول با استفاده از الگوی اقتصادسنجی نشان می‌دهد که جانشینی پول در ایران نامتقارن، ولی در کانادا متقارن است.

لشکری و عرب مازار (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به بررسی رتبهٔ جانشینی پول در ایران درمیان ۲۷ کشور جهان پرداختند. در این مطالعهٔ توصیفی به‌منظور دست‌رسی به اهداف پژوهش از داده‌های دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ برای ایران استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که درمیان ۲۷ کشور موردبررسی، ایران با ۳۸/۴ درصد رتبهٔ دوازدهم را در کشورهای موردمطالعه دارد.

گفتنی است که براساس بررسی‌های صورت‌گرفته، مطالعات داخلی بیش‌تر بر محاسبهٔ درجهٔ جانشینی پول و عوامل مؤثر در آن پرداخته‌اند. بنابراین مطالعهٔ حاضر به‌لحاظ موضوعی در داخل کشور منحصربه‌فرد است. هم‌چنین، نوآوری دیگر پژوهش حاضر استفاده از کل‌های پولی دیویژیا علاوه‌بر کل‌های پولی جمع ساده در محاسبهٔ درجهٔ جانشینی پول و به‌کارگیری آن در مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز است.

۴. مدل تحقیق و روش برآورد

۱.۴ روش‌شناسی و تصریح مدل

در پژوهش حاضر، گردآوری اطلاعات براساس روش کتاب‌خانه‌ای صورت گرفته است و داده‌های فصلی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دورهٔ ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۰ با تناوب فصلی استفاده شده است.

$$CS_t = \frac{(\mathrm{EXR_t F_t})}{M_\mathrm{t}} \qquad .۱$$

همان نرخ جانشینی پول است که EXR_T نرخ ارز غیررسمی برای دلار آمریکاست، F_t مقدار نگه‌داری پول خارجی در داخل یا حجم دلارهای در گردش، و M_t حجم پول داخلی است.

مدل پایه‌ای برای بررسی دلارهای در گردش باتوجه‌به شاخص دیویژیا به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$lnNDM2 = \mathrm{f}\left(i_t^D \text{ ، } \mathrm{inf_t}, P_t^{max}, ln\mathrm{exr_t}, lngdp_t \right) \qquad .۲$$

$lninf_t$: لگاریتم تورم محاسبه‌شده براساس شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در زمان t است.

$lnexr_t$: لگاریتم نرخ ارز بازار غیررسمی ارز برحسب دلار آمریکاست.

i_t^D: نرخ بهرهٔ داخلی برای بازهٔ زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۰ با تناوب فصلی.

$lngdp_t$: تولید ناخالص داخلی برای بازهٔ زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۰ با تناوب فصلی.

(P_t^{max}): حداکثر نرخ تورم تا تاریخ موردبررسی است.

lnNDM2: لگاریتم کل‌های پولی «دیویژیا»ست.

برای اندازه‌گیری حجم دلارهای در گردش، از روش کمین و اریکسون (2001) استفاده شده است. آن‌ها فرض می‌کنند که تقاضا برای کل پول داخلی و خارجی تابعی از متغیر مقیاس (ثروت یا GDP)، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز، نرخ بهره، و حداکثر نرخ تورم تا تاریخ موردبررسی (P_t^{max}) است. کمین و اریکسون بیان می‌کنند هیچ روش قطعی برای تجزیهٔ پول‌های خارجی در گردش و سپرده‌های دلاری در داخل و خارج وجود ندارد.

برای تخمین β از تابع تقاضای پول داخلی استفاده می‌شود که باتوجه‌به حجم پول دیویژیا معادلهٔ زیر را خواهیم داشت:

$$\mathrm{Ln}NDM2_\mathrm{t} = \alpha_0 + \alpha_1 i_t^D + \alpha_2 \mathrm{inf_t} + \alpha_3 lnEXR_t + \alpha_4 P_t^{max} + \alpha_5 lnGDP \qquad .۳$$

که در این معادلهٔ رگرسیونی α_4 همان β است. i_t^D نرخ بهرهٔ داخلی (نرخ واقعی سود سپرده‌های بلندمدت[۲]) است. $\inf_t$ نرخ تورم داخلی و P_t^{max} نیز حداکثر تورم تا تاریخ موردنظر را نشان می‌دهد. برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و اثرات متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل موردنظر با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها (bounds test)، که توسط پسران و دیگران (Pesaran et al. 2001) ارائه شد، تخمین زده شده است.

هم‌چنین، فرض می‌کنند F_t حجم دلارهای در گردش است که تفاوت بین کل حجم پول داخلی و خارجی با کل حجم پول داخلی در گردش است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$F_t = (M_t/EXR_t) \times (\exp[\beta P_t^{max}] - 1 \qquad .۴$$

به تبعیت از پسران و دیگران (Pesaran et al. 2001)، این مقاله از روش آزمون کرانه‌ها و با مدل‌سازی رابطهٔ بلندمدت به‌عنوان یک مدل خودرگرسیونی برداری (Vector Autoregressive/ VAR) از رتبهٔ p استفاده می‌کند:

$$Z_t = C_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i Z_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1, 2, 3, \dots, T \qquad .۵$$

z_i برداری از متغیرهای y_i و x_i است. C_0 یک بردار (k+1) از عرض از مبدأها و β یک بردار (k+1) از ضرایب روند (Trend) است. پسران و دیگران (Pesaran et al. 2001) مدل (Vector Error Correction Model/ VECM) زیر را برای رابطهٔ فوق به‌دست آورده‌اند:

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta_t + \pi_t Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1, 2, 3, \dots, T$$
$$\pi = I_{k+1} \sum_{i=1}^{p} \Psi_i \quad \text{و} \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} \Psi_i, i = 1, 2, 3, \dots, p-1 \qquad .۶$$

y_i بردار متغیرهای وابستهٔ I(1) است که با lnNMD2 تعریف شده و

$$x_t = (i_t^D \text{، } \inf_t \text{، } ln\text{exr}_t \text{، } lngdp_t \text{، } P_t^{max})$$

یک ماتریس برداری از متغیرهای توضیحی I(0) و I(1) است، $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}')'$ بردار خطاهای دارای میانگین صفر (Identically and Independently Distributed/ IID) واریانس هم‌سان فرض شده است. علاوه‌براین، با این فرض که میان متغیرها ارتباط بلندمدت واحد وجود دارد، VECM شرطی به‌دست می‌آید. پسران و دیگران (Pesaran et al. 2001) باتوجه‌به وجود یا نبود و مقید یا غیرمقیدبودن عرض از مبدأ و روند پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی کرده‌اند.

مدل تصحیح خطای شرطی مربوط به این مقاله در حالت پنجم (با عرض از مبدأ و روند نامقید) به‌صورت زیر است:

$$\Delta \ln NMD2_t = c_0 + \beta t + \delta_1 \ln NMD2_{t-1} + \delta_2 i^D_{t-1} + \delta_3 inf_{t-1} + \delta_4 lnexr_{t-1} + \delta_5 lngdp_{t-1} + \delta_6 P^{max}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \ln NMD2_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \Delta i^D_{t-l} + \sum_{p=1}^{q} \vartheta_p \Delta inf_{t-p} + \sum_{r=1}^{q} \gamma_r \Delta lnexr_{t-r} + \sum_{s=1}^{q} \mu_r \Delta lngdp_{t-s} + \sum_{m=1}^{q} \rho_m \Delta P^{max}_{t-m} + \Psi i^D_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

در روابط بالا δ_iها ضرایب بلندمدت و c_0 عرض از مبدأ است. در آزمون کرانه‌ها گام نخست تخمین رابطهٔ ECM شرطی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به‌منظور آزمون وجود رابطهٔ بلندمدت، میان متغیرها با به‌کارگیری آزمون فرضیهٔ F به‌شرح زیر است:

$$H_N: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$$

$$H_A: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6 \neq 0 \quad (۸)$$

برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی برای انجام آزمون کرانه‌ها ارائه شده است: کرانهٔ پایین برای متغیرهای توضیحی I(0) و کرانهٔ بالا برای متغیرهای توضیحی I(1) در نظر گرفته شده‌اند. اگر آمارهٔ F بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانهٔ بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجهٔ هم‌جمع‌بودن متغیرها، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر نبود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را رد کرد. اگر آمارهٔ آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانهٔ پایین قرار گیرد، فرضیهٔ صفر را نمی‌توان رد کرد. درنهایت اگر آمارهٔ آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد، نتیجهٔ آزمون نامشخص است. در گام دوم می‌توان مدل بلندمدت $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ شرطی به‌شرح زیر را تخمین زد:

$$\text{Ln } NDM2_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p} \delta_{1i} \ln NMD2_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_{2i} i^D_{t-1} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_{3i} INF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_{4i} lnexr_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_{5i} lnGDP + \sum_{i=0}^{q_5} \delta_{6i} P^{max}_{t-1} + \Psi i^D_t + \varepsilon_t \quad (۹)$$

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $\text{ARDL}(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ برای پنج متغیر را با استفاده از معیار آکائیک (Akaike Info Criterion/ AIC) تعیین کرد. در گام بعد، پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت از طریق تخمین ECM زیر به‌دست می‌آید:

$$\Delta \ln NMD2_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta \ln NMD2_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \Delta i^D_{t-1} + \sum_{p=1}^{q} \vartheta_p \Delta INF_{t-p} + \sum_{r=1}^{q} \tau_r \Delta lnexr_{t-r} + \sum_{i=1}^{q} \gamma_i \Delta lnGDP + \sum_{m=1}^{q} \rho_m \Delta P^{max}_{t-m} + \vartheta ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

در روابط بالا $\rho, \varphi, \emptyset, \gamma, \tau, \delta$ ضرایب کوتاه‌مدت پویای مدل‌ها به‌سمت تعادل و ϑ سرعت تعدیل است.

گفتنی است که برای متغیر وابستهٔ لگاریتم کل‌های پولی جمع ساده (lnNMS2) معادلات ۸-۱۴ تعریف‌شدنی است.

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

۱.۵ برآورد دلارهای در گردش

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیدهٔ رگرسیون کاذب است؛ یعنی باوجود ضریب تعیین بالا بین متغیرها رابطهٔ معناداری وجود ندارد. بنابراین، قبل از برآورد مدل لازم است مانایی متغیرهای مورداستفاده در مدل و هم‌چنین وجود رابطهٔ بلندمدت و پی‌آمدهای متقابل بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها (bounds test)، که پسران و دیگران (Pesaran et al. 2001) ارائه کردند، بررسی شوند. به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشهٔ واحد فیلیپس پرون (Phillips Perron) و دیکی فولر (Dicky-Fuller) استفاده شده است. در جدول ۱ نتایج آزمون ریشهٔ واحد ADF و PP ارائه شده است. باتوجه‌به این‌که درجهٔ جمعی داده‌ها هم‌سان نیست، از آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی ـ فولر و فیلیپس ـ پرون

متغیر	ADF	t_{ADF}	PP	t_{pp}
i_t^D	I (۱)	-۴/۸۴۰***	I (۱)	-۶/۹۳۱***
$\mathrm{inf_t}$	I (۱)	-۴/۸۸۷***	I (۱)	-۶/۷۸۳***
$ln\mathrm{exr_t}$	I (۱)	-۸/۵۹۸***	I (۱)	-۸/۶۰۲***
$lngdp_t$	I (۱)	-۴/۲۴۲***	I (۰)	-۱۸/۴۹۷***
lnNDM2	I (۱)	-۱۱/۳۷۸***	I (۱)	-۱۱/۳۸۳***
lnNSM2	I (۱)	-۱۱/۳۵۵***	I (۱)	-۱۱/۳۵۹***
P^{max}	I (۰)	-۴/۱۵۱***	I (۰)	-۳/۷۶۵**

منبع: محاسبات پژوهش

***، **، و *** به مفهوم رد فرض صفر به‌ترتیب در سطح ۱۰، ۵، و ۱ درصدند.**

مطابق نتایج جدول ۱، آزمون مانایی (pp) لگاریتم تولید ناخالص داخلی، نرخ واقعی سود سپرده‌های بلندمدت، و حداکثر نرخ تورم تا تاریخ موردبررسی (فصل چهارم سال ۱۴۰۰) مانا از درجهٔ صفر و سایر متغیرها مانا از درجهٔ یک هستند. هم‌چنین، آزمون مانایی (ADF) نشان می‌دهد حداکثر نرخ تورم تا تاریخ موردبررسی (فصل چهارم سال ۱۴۰۰) مانا از درجهٔ صفر و سایر متغیرها مانا از درجهٔ یک هستند. باتوجه‌به این‌که درجهٔ جمعی داده‌ها یک‌سان نیست، برای بررسی رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها استفاده می‌شود. در جدول ۲ مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارائه شده است که در سطح معناداری ۱۰ درصد و ۵ درصد آزمون کرانه‌ها وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای مدل را تأیید می‌کند.

جدول ۲. آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت

	آمارهٔ F متغیر وابسته	0 / 10		0 / 05	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
$lnNDM2$	۴/۵۳۳	۲/۷۵	۳/۷۹	۳/۱۲	۴/۲۵
$lnNSM2$	۵/۷۰۳	۲/۷۵	۳/۷۹	۳/۱۲	۴/۲۵

منبع: محاسبات پژوهش

در جدول ۳ تخمین ضرایب بلندمدت مدل ARDL گزارش شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، ضریب متغیرهای تورم، نرخ بهرهٔ داخلی، و نرخ ارز در هردو مدل منفی و معنادار ارزیابی شد و هم‌چنین، ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی در دو مدل مثبت، ولی تنها در مدل حجم پول ساده و متغیر حداکثر تورم تا تاریخ موردبررسی نیز در هردو مدل مثبت و معنادار ارزیابی شد. هم‌چنین، متغیر روند در بلندمدت معنادار است. باتوجه‌به نتایج تخمین مدل ECM مشاهده می‌شود که در مدل حجم پول دیویژیا جملهٔ تصحیح خطا به‌میزان ۰/۲۶- و در مدل حجم پول ساده ۰/۱۹- تخمین زده شده که از نظر آماری کاملاً معنادار و علامت آن مطابق انتظار است. بنابراین، می‌توان گفت که در مدل حجم پول دیویژیا تقریباً ۳۸ درصد از عدم تعادل و ۲۵ درصد از عدم تعادل در مدل حجم پول ساده به‌علت تکانه‌های فصل قبل در فصل جاری از بین می‌رود.

جدول ۳. تخمین مدل ARDL

ARDL (1,1,1,0,0,0) براساس معیار آکائیک انتخاب شده است.					
متغیر وابسته lnNMS2 است.			متغیر وابسته lnNMD2 است.		
احتمال	ضریب		احتمال	ضریب	
(۰/۰۳۲)	−۰/۰۰۸	i_t^D	(۰/۰۰۶)	−۰/۰۲۳	i_t^D
(۰/۰۴۱)	−۰/۰۰۶	$\mathrm{inf_t}$	(۰/۰۰۵)	−۰/۰۱۸	$\mathrm{inf_t}$
(۰/۰۳۸)	−۰/۰۶۲	$ln\mathrm{exr_t}$	(۰/۰۳۲)	−۰/۰۷۸	$ln\mathrm{exr_t}$
(۰/۰۶۳)	۰/۰۸۱	$lngdp_t$	(۰/۰۶۱)	۰/۰۱۶	$lngdp_t$
(۰/۰۰۶)	−۰/۰۰۲	P^{max}	(۰/۰۰۲)	−۰/۰۰۳	P^{max}
(۰/۰۰۴)	۰/۰۰۶۰	Trend	(۰/۰۰۰)	۰/۰۰۸۹	Trend
(۰/۰۰۰۰)	−۰/۱۹۲	ECM(-1)	(۰/۰۰۰۰)	−۰/۲۶	ECM(-1)

منبع: محاسبات پژوهش

۲.۵ مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز

براساس روش باکس ـ جنکینز و معیار تعیین آکائیک بهترین الگو برای نوسانات نرخ ارز الگوی AR(2) به‌عنوان الگوی بهینه برآورد شد که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. مقایسهٔ آمارهٔ آکائیک الگوهای ARMA مختلف برای نوسانات نرخ ارز

AR \ MA	۰	۱	۲
۰	-	۱۷/۲۳۸	۱۷/۰۹۱
۱	۱۹/۹۵۸	۱۷/۴۲۱	۱۷/۶۲۱
۲	۱۹/۰۲۵	۱۷/۲۹۴	۱۷/۷۸۴

منبع: محاسبات پژوهش

باتوجه به آمارهٔ روش باکس جنکینز، الگوی AR(2) انتخاب شده است که خصوصیات این الگو در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵. خصوصیات الگوی بهینهٔ AR (2)

متغیر	ضریب	Prob
C	۰/۵۹۲	۰/۰۶۹
AR(1)	۰/۷۱۱	۰/۰۰۰۰
AR(2)	۰/۲۹۸	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۹۳۲	
F	۴۵۴۳/۱۳	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

از الگوی گارچ نمایی (The Exponential GARCH) برای تخمین رابطهٔ واریانس ناهم‌سانی شرطی بین باقی‌مانده‌های الگو استفاده می‌کنیم. الگوی EGARCH مناسب برای باقی‌مانده‌های الگوی AR(2)، الگوی EGARCH(1,1) است. نتایج برآورد نوسانات متغیر نرخ ارز اسمی با مدل EGARCH با مراتب مختلف و انتخاب بهترین مدل براساس معیار آکائیک (AIC) در جدول ۶ آمده است که بعد از انتخاب بهترین مدل مقادیر مربوط به نوسانات نرخ ارز اسمی استخراج و در مدل اصلی استفاده می‌شود.

جدول ۶. نتایج حاصل از الگوهای مختلف EGARCH

معیار	E- GARCH(1,1)	E- GARCH(1,2)	E- GARCH(2,2)	E-GARCH(2,1)
معیار آکائیک	۱۶/۹۷۹	۱۷/۰۱۹	۱۶/۹۹۳	۱۶/۹۹۰

منبع: محاسبات پژوهش

نمودار ۱ نشان‌دهندهٔ تغییرات و بی‌ثباتی نرخ ارز از سال ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۰ است. به‌علت تشدید تحریم‌ها از سال ۸۹ و به‌ویژه تحریم‌های همه‌جانبه و کاهش عرضهٔ ارز افزایش نرخ ارز از نیمه دوم سال نود مشاهده می‌شود و به‌علت کمبود درآمدها و ذخایر ارزی در سال‌های اول

دهۀ ۱۳۷۰ و نیز بدهی‌های ارزی بازار ارز نامتعادل شد. توضیح این نکته لازم است که از سال ۱۳۸۹ بانک مرکزی ایران از سوی آمریکا و سپس اتحادیۀ اروپا تحریم شد و تمام دارایی‌های ایران مسدود و تمام دادوستدهای بانکی ایران و هم‌چنین دلارهای حاصل از فروش نفت نیز مسدود شد و ایران نتوانست حتی درآمدهای حاصل از فروش نفت را، که به‌صورت دلار از کشورهای خریدار نفت خود می‌گرفت، از طریق عملیات بانکی به داخل کشور انتقال دهد که این خود نشان‌دهندۀ آن است که میزان درآمدهای ارزی ایران به‌دلیل تحریم بانک مرکزی، که قسمت اعظم درآمدهای ارزی کشور است، کاهش یافت. به‌دنبال تحریم بانک مرکزی، که باعث کاهش درآمدهای ارزی و هم‌چنین بی‌استفاده‌ماندن این درآمدها شد، در سه ماه دوم سال ۱۳۹۱ با شروع تحریم نفتی ایران میزان درآمدهای نفتی ایران در مقایسه با سال قبل آن نصف شد. با امضای توافق‌نامۀ برجام در سال ۱۳۹۴ و لغو تحریم‌های بین‌المللی شرایط بازار ارز تا حتی متعادل شد، اما با خروج یک‌جانبۀ آمریکا از توافق برجام در سال ۱۳۹۷ و بازگشت تحریم‌های یک‌جانبۀ آمریکا مجدداً بازار ارز کشور دچار نوسانات و بی‌ثباتی فراوان شد. بنابراین، از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ و از سال ۱۳۹۷ به بعد علت نوسانات به حوزۀ سیاست خارجی، مدیریت بازار ارز، و سیاست‌گذاری ارزی برمی‌گردد. نوسانات شدید آثاری مخرب بر تولید و توزیع درآمد ملی دارد و باعث می‌شود سرمایه‌گذار در چنین فضای نااطمینانی اقدام به سرمایه‌گذاری نکند و پدیدۀ جانشینی پول در چنین فضایی بیش‌تر پدیدار خواهد شد و بی‌ثباتی نرخ ارزِ بیش‌تر را به‌همراه خواهد داشت.

نمودار ۱. نوسانات نرخ ارز

منبع: محاسبات پژوهش

۳.۵ رویکرد چرخشی مارکوف تک‌متغیره

کرولزیگ (Krolzig 1997) و کیم و نلسون (Kim and Nelson 1998) ارتباط بین مفهوم تغییر در ادوار تجاری و تغییر در رژیم را تأیید کرده‌اند. هم‌چنین همیلتون و ساسمل (Hamilton and Susmel 1994) مزیت اصلی فرایندهای تغییر در رژیم و توانایی آن‌ها را در توضیح الگوهای غیرخطی، به‌منظور مدل‌سازی عدم تقارن‌های زمانی، به‌خوبی شرایط پایایی ماندگار در سری‌های زمانی اقتصادی می‌دانند. به‌منظور بررسی نحوهٔ اثرگذاری جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز، ابتدا در الگوی چرخشی مارکوف فرض می‌شود که لگاریتم نوسانات نرخ ارز ($lnvexr_t$) از فرایند اتورگرسیون مرتبهٔ p رابطهٔ ۱۱ پیروی می‌کند:

$$lnvexr_t = c(S_t) + a_1(S_t)lnvexr_{t-1} + \cdots + a_p(S_t)lnvexr_{t-p} + \varepsilon_t \qquad .۱۱$$

اگر S_t یکی از M ارزش متفاوت به‌وسیلهٔ عدد صحیح 1, 2, 3,..., M را بگیرد، رابطهٔ ۸ ترکیبی از M الگوی خودرگرسیون را نشان می‌دهد. در یک مورد دورژیمی وضعیت رژیم کم‌نوسان ارزی (هنگامی‌که $S_t = 1$) را به‌خوبی پرنوسان ارزی (هنگامی‌که $S_t = 2$) در متغیر نوسانات نرخ ارز نشان می‌دهد. بنابراین، رژیم کم‌نوسان ارزی می‌تواند به‌صورت رابطهٔ ۱۲ نشان داده شود:

$$lnvexr_t = c_1 + a_{11}lnvexr_{t-1} + \cdots + a_{p1}lnvexr_{t-p} + \varepsilon_t \qquad .۱۲$$

درحالی‌که اگر سرعت گردش پول بالا باشد، به‌صورت رابطهٔ ۱۳ مدل‌سازی می‌شود:

$$lnvexr_t = c_2 + a_{12}lnvexr_{t-1} + \cdots + a_{p2}lnvexr_{t-p} + \varepsilon_t \qquad .۱۳$$

پارامترهای فرایند شرطی به یک رژیم وابسته‌اند که فرض شده است تصادفی و مشاهده‌نشدنی‌اند. بنابراین، به‌منظور تشریح کامل فرایند خلق داده، تشریح فرمول‌بندی فرایند خلق رژیم لازم است. با فرض دو رژیم (i=2)، رژیم‌ها از طریق متغیر پنهان S_t نشان داده می‌شوند، به‌طوری‌که S_t وابسته به وضعیت اقتصاد است و دوره‌های رکود مقدار یک و در دوره‌های رونق مقدار دو را می‌گیرد. انتقال بین رژیم‌ها از طریق فرایند مارکوف مرتبهٔ اول کنترل می‌شود. طبق رابطهٔ ۱۴:

$$\begin{aligned} P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) &= p_{00} \\ P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) &= 1 - p_{00} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) &= 1 - p_{11} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) &= p_{11} \end{aligned} \qquad .۱۴$$

در رابطهٔ ۱۴، رژیم رایج S_t به رژیم دورهٔ گذشته S_{t-1} وابسته است، به‌علاوه p احتمال آن را که اقتصاد در زمان t از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به‌صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است (همیلتون ۱۹۸۹). همیلتون و ساسمل (Hamilton and Susmel 1994) بیان می‌کنند با فرض این‌که احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، فرم تابعی آن‌ها به‌صورت رابطهٔ ۱۵ است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)} \quad \text{and} \quad p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1+e(\partial_0)} \qquad .۱۵$$

۴.۵ آزمون غیرخطی‌بودن داده‌های متغیر نوسانات نرخ ارز

در الگوهای غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیرها تحت رژیم‌های متفاوت تغییر می‌کند. در یک دسته‌بندی کلی، این الگوها به الگوهای مارکوف سوئیچینگ و الگوهای حد آستانه تقسیم‌بندی می‌شوند (مقصودلو ۱۳۹۵: ۲). در این بخش از الگوهای مارکوف سوئیچینگ، که تغییرات رژیم توسط یک متغیر مشاهده‌شدنی را تعیین می‌کنند، استفاده شده است. ابتدا مدل بهینه انتخاب شده و سپس برای آزمون غیرخطی از آزمون نسبت درست‌نمایی استفاده شده است.

باتوجه‌به نتایج به‌دست‌آمده، مدل خودرگرسیون چرخشی مارکوف دورژیمه با رتبهٔ خودرگرسیون دو و عرض از مبدأ و واریانس جملات اخلال تابعی از رژیم MSIH(2)-AR(2) دارای کم‌ترین معیار AIC هستند و به‌عنوان مدل‌های بهینه انتخاب می‌شوند. قبل از انجام آزمون مارکوف، آزمون LR را برای بررسی غیرخطی‌بودن لگاریتم نوسانات نرخ ارز انجام می‌دهیم و صفربودن احتمال نشان می‌دهد که به استفاده از مدل غیرخطی مجازیم و فرضیهٔ برابری نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های متفاوت رد می‌شود. نتایج تخمین مدل MSIH(2)-AR(2) در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج حاصل از تخمین MSIH(2)-AR(2)

lnL		**-۱۶۱/۴۰۴**
AIC		**۲/۷۱۰**
	ضریب	**آمارهٔ احتمال**
AR(1)	۰/۵۶۷	۰/۰۰۰۰
AR(2)	۰/۴۷۰	۰/۰۰۰۰
	رژیم ۱	**رژیم ۲**
عرض از مبدأ	-۰/۹۵۰	۱/۲۹۴
انحراف معیار رژیم	-۰/۸۶۰	۰/۵۸۵

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۸ آزمون LR بررسی حالت خطی‌بودن نوسانات نرخ ارز

	lnL	**LR**
خطی AR(2)	-۱۹۷/۲۷۱	$\chi^2(۳) = ۷۱/۷۳^{***}$
MSIH(2)-AR(2)	-۱۶۱/۴۰۴	

منبع: محاسبات پژوهش

***، **، و *** به‌ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، ۵، و ۱ درصدند.**

براساس نتایج به‌دست‌آمده از تخمین، ضریب خودرگرسیون مدل MSIH(2)-AR(2) و انحراف معیار در دو رژیم تخمینی در سطح معنی‌داری قرار دارند. بر این اساس، هنگام مدل‌سازیْ فرایند نوسانات نرخ ارز تغییرات ساختاری در نظر گرفته می‌شود. در جدول ۸ که آزمون بررسی حالت خطی‌بودن نوسانات نرخ ارز ارائه شده است، براساس آزمون راست‌نمایی $LR = 2 \times \left| \ln L_{\text{MSIH(2)-AR(2)}} - \ln L_{\text{linear(2) AR}} \right|$ است. باتوجه‌به نتایج جدول ۸ آمارهٔ χ^2 محاسباتی در سطح ۵ درصد معنی‌دار است و فرض حالت خطی‌بودن نوسانات نرخ ارز رد می‌شود. بنابراین، براساس نتایج مدل یک طبقه‌بندی در دو رژیم مشاهده شده است و به‌منظور مدل‌سازی سری نوسانات نرخ ارز پول باید در نظر گرفته شود.

۵.۵ رویکرد احتمالات انتقال ثابت

۱.۵.۵ اثرات جانشینی پول جمع ساده و دیویژیا بر نوسانات نرخ ارز

در این بخش به بررسی اثرگذاری نامتقارن جانشینی پول از طریق کل‌های پولی جمع ساده و دیویژیا بر نوسانات نرخ ارز ایران با استفاده از روش چرخشی مارکوف با رویکرد احتمالات انتقال ثابت پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل با درنظرگرفتن جانشینی جمع پول ساده و دیویژیا در جدول ۹ آمده است.

جدول ۹. نتایج تخمین مدل با درنظرگرفتن متغیر جانشینی پول در مدل MSIH(2)-AR(2)

جانشینی پولی دیویژیا		جانشینی پولی جمع ساده		
احتمال آمارهٔ	ضریب	احتمال آمارهٔ	ضریب	
(۰/۰۰۱)	-۰/۸۲۰	(۰/۰۰۰)	-۰/۷۸۳	جانشینی پولی (رژیم یک)
(۰/۰۴۰)	۰/۹۷۰	(۰/۰۴۶)	۰/۹۳۲	جانشینی پولی (رژیم دو)
(۰/۰۰۰۰)	۰/۵۶۶	(۰/۰۰۰۰)	۰/۵۶۴	AR(1)
(۰/۰۰۰۰)	۰/۴۸۱	(۰/۰۰۰۰)	۰/۴۸۰	AR(2)
رژیم دو	رژیم یک	رژیم دو	رژیم یک	
۲/۴۰۸	-۱/۷۸۶	۱/۹۹۸	-۱/۴۳۷	عرض از مبدأ
۰/۶۰۱	-۰/۸۱۲	۰/۶۰۶۹	-۰/۸۸۴۵	انحراف معیار
-۱۵۸/۳۳۰		-۱۵۸/۳۳۹		lnL
۲/۶۸۱		۲/۶۹۳		AIC

منبع: محاسبات پژوهش

باتوجه‌به نتایج تخمین مدل MSIH(2)-AR(2)، در جدول ۹ ضرایب متغیر جانشینی پولی، تأثیر متفاوت این متغیر را در نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد، به‌طوری‌که در رژیم کم‌نوسان ارزی (رژیم یک) یک درصد افزایش در متغیرهای جمع پولی ساده و دیویژیا، در همان دوره به‌ترتیب به کاهش ۰/۷۸۳ و ۰/۸۲۰ درصد در نوسانات نرخ ارز منجر خواهد شد، اما یک درصد افزایش در متغیرهای جمع پولی ساده و دیویژیا در رژیم پرنوسان ارزی (رژیم دو)، به‌ترتیب به افزایش ۰/۹۳۲ و ۰/۹۷۰ درصد در نوسانات نرخ ارز منجر خواهد شد. بنابراین، می‌توان گفت که هردوی کل‌های پولی جمع ساده و دیویژیا اثرات نامتقارنی بر نوسانات نرخ ارز در اقتصاد ایران دارند.

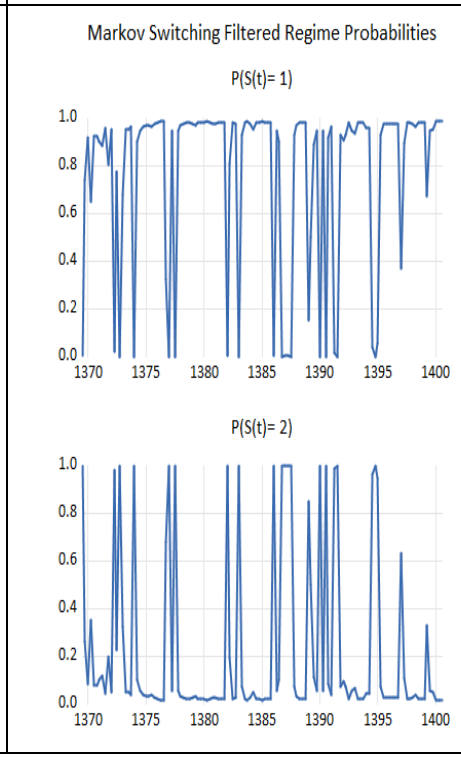
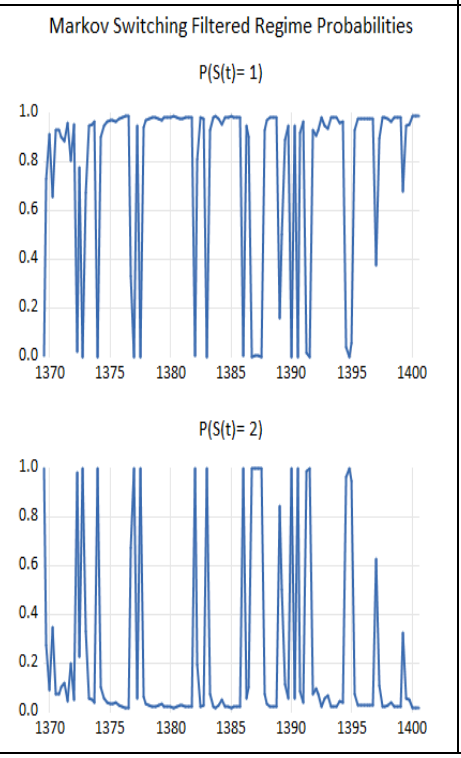
جدول ۱۰. ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	جانشینی پولی جمع ساده		جانشینی پولی دیویژیا	
	رژیم یک	رژیم دو	رژیم یک	رژیم دو
رژیم یک	۰/۸۲۸	۰/۱۷۲	۰/۸۲۷	۰/۱۷۳
رژیم دو	۰/۵۹۱	۰/۴۰۹	۰/۵۹۰	۰/۴۱۰
ماندگاری	۵/۷۹۶	۱/۶۹۱	۵/۷۹۲	۱/۶۹۰

منبع: محاسبات پژوهش

در جدول ۱۰ احتمال ماندن دو مدل در رژیم یک برابر ۰/۸۲۸ و ۰/۸۲۷ و احتمال ماندن دو مدل در رژیم دو برابر ۰/۴۰۹ و ۰/۴۱۰ است که نشان‌دهندهٔ پایایی رژیم‌های کم‌نوسان نرخ ارز در اقتصاد ایران است. هم‌چنین، پس از فازهای کم‌نوسان به احتمال ۰/۲۳۰۳ و ۰/۲۳۰۴ نوسانات نرخ ارز وارد فاز پرنوسان و پس از فاز پرنوسان به احتمال ۰/۶۷۷۲ و ۰/۶۷۷۶ نوسانات نرخ ارز وارد فاز کم‌نوسان می‌شود. باتوجه‌به تخمین مدل MSIH(2)-AR(2) ماندگاری در رژیم یک یعنی رژیم کم‌نوسان ارزی ۴/۳۴ فصل و در رژیم دو رژیم پرنوسان ارزی ۱/۴ فصل است که ماندگاری در رژیم یک در مقایسه با رژیم دو بیش‌تر است.

احتمالات فیلترشدهٔ انتقال رژیم با درنظرگرفتن جانشینی پولی دیویژیا و جمع ساده در نمودار ۲ گزارش شده است که براساس احتمالات هموارشده و فیلترشدهٔ مدل MSIH(2)-AR(2)، برای جانشینی پولی جمع ساده و دیویژیا رژیم یک رژیم کم‌نوسان ارزی و رژیم دو رژیم پرنوسان ارزی است.

جانشینی پولی دیویژیا	جانشینی پولی جمع ساده
	

نمودار ۲. احتمالات فیلترشدهٔ انتقال رژیم با درنظرگرفتن جانشینی پولی دیویژیا و جمع ساده
منبع: محاسبات پژوهش

۶. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول در ایران با استفاده از الگوی تغییر رژیم مارکوف است. باتوجه‌به این‌که نرخ ارز در ایران نوسانات زیادی دارد، بررسی عوامل مؤثر در آن حائز اهمیت است. یکی از عوامل تأثیرگذار در نوسانات نرخ ارز جانشینی پول است و زمانی‌که جانشینی پول افزایش می‌یابد، باعث افزایش نوسانات نرخ ارز می‌شود و بالعکس. تحقیق حاضر به بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۰ براساس اطلاعات بانک مرکزی و با تناوب فصلی پرداخته است و با به‌کارگیری روش چرخشی مارکوف به تبیین رژیم‌های پرنوسان ارزی و کم‌نوسان ارزی در تحلیل نامتقارن‌بودن جانشینی پول ایران پرداخته شد که نتایج زیر به‌دست آمد:

- براساس معیار AIC مدل خودرگرسیون چرخشی مارکوف دورژیمه با رتبهٔ خودرگرسیون دو و عرض از مبدأ و انحراف معیار متغیر مدل ((MSIH(2)-AR(2)) به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شد.
- براساس احتمالات صاف‌شده و فیلترشدهٔ مدل برآوردی، رژیم اول فاز کم‌نوسان نرخ ارز و رژیم دوم فاز پرنوسان نرخ ارز در اقتصاد ایران را مشخص می‌کند.
- احتمالات انتقال محاسبه‌شده نشان‌دهندهٔ پایایی در رژیم‌های کم‌نوسان ارزی است.
- پس از بررسی اثر جانشینی پول توسط کل‌های پولی جمع ساده و دیویژیا مشخص شد که اثر این متغیرها در دو رژیم اثرات معناداری بر نوسانات نرخ ارز دارند.
- ضرایب جانشینی جمع پول ساده و دیویژیا در دو رژیم متفاوت و هم‌چنین اثرات نامتقارن‌بودن نشان داده شد.
- باتوجه‌به ضرایب به‌دست‌آمده کل‌های پولی دیویژیا در مقایسه با کل‌های پولی جمع ساده نامتقارنی موجود را بهتر نشان می‌دهند. بنابراین، همان‌طورکه ذکر شد، جانشینی پول در رژیم کم‌نوسان اثر منفی بر نوسانات نرخ ارز داشته است، اما در رژیم پرنوسان اثر جانشینی پول مثبت و معنادار ارزیابی شد که نشان از نامتقارنی اثر جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های مختلف ارزی است و اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز تأیید می‌شود.
- همان‌طورکه نتایج تحقیق نشان می‌دهد، بین نوسانات نرخ ارز و جانشینی پول در رژیم پرنوسان ارزی رابطهٔ مستقیمی وجود دارد. نتایج به‌دست‌آمده مطابق با نتایج تحقیقات جو (Ju 2020)، کوماموتو و کوماموتو (Kumamoto and Kumamoto 2014)، آدام و دیگران (Adom et al. 2009)، و لونت (Levent 2007) است که نشان دادند جانشینی پول به نوسانات بیش‌تر نرخ ارز منجر می‌شود. هم‌چنین، اثرات منفی جانشینی پول از اثرات مثبت آن بیش‌تر است. بنابراین، ضرورت دارد نوسانات نرخ ارز کاهش یابد تا انگیزهٔ جانشینی پول نیز کاهش یابد. زمانی‌که نرخ ارز افزایش می‌یابد، به‌دلیل بی‌ثباتی حاکم بر اقتصاد، همهٔ مردم به فروش ارز تمایل ندارند. بنابراین، همیشه جانشینی پول وجود خواهد داشت. به‌دلیل تحریم‌ها، رشد نقدینگی، شرایط ساختاری نرخ ارز، و جو روانی و سیاسی داخلی این نوسانات طی چند سال اخیر کاملاً مشهود بوده است و ازاین‌رو، به دولت پیش‌نهاد می‌شود که فساد موجود در بازار ارز و ورود به‌موقع مقام مسئول بازار ارز و حذف فاصلهٔ نرخ بازار آزاد با نرخ رسمی را در اولویت فعالیت‌های خود

قرار دهد. هم‌چنین، به بانک مرکزی پیش‌نهاد می‌شود که، باتوجه‌به نامتقارن‌بودن اثرات جانشینی پول بر رژیم‌های کم‌نوسان و پرنوسان ارزی، سیاست‌های متناسب با این رژیم‌ها اعمال شود. هم‌چنین، بهتر است باتوجه‌به عملکرد بهتر کل‌های پولی دیویژیا در مقایسه با کل‌های پولی جمع ساده در انتقالات رژیم، نوآوری‌های مالی و ترجیهات مصرف‌کنندگان، و تغییر در دارایی‌های پولی به‌علت تغییر مقررات از کل‌های پولی دیویژیا برای نقش پول در اقتصاد ایران استفاده شود. چون جانشینی پول در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت است، سیاست‌گذاران باید بین سیاست‌های پولی و ارزی هماهنگی ایجاد کنند. بنابراین، باتوجه‌به یافته‌های تحقیق، جانشینی پول در ایران روند افزایشی دارد و پیش‌نهاد می‌شود سیاست‌های ارزی مناسب اتخاذ شوند.

افزایش مداوم نرخ ارز در بازار آزاد بعد از خروج آمریکا از برجام، ماندگاری تحریم خرید نفت از ایران، چشم‌انداز منفی از آیندهٔ تحریم‌ها، درآمدهای ارزی، و ذخایر ارزی کشور، گسترش فضای رانت درپی فاصله‌گرفتن نرخ بازار از نرخ رسمی ارز، افزایش فشارهای تورمی، و کم‌رنگ‌شدن تأثیرگذاری اظهارنظرهای مقامات مسئول در انتظارات فعالان بازار موجب می‌شود تا کشور در آستانهٔ یک بحران ارزی و دلاریزه‌شدن اقتصاد قرار گیرد.

باتوجه‌به جانشینی پول و نوسانات نرخ ارز و رکود حاکم بر اقتصاد ایران باید حمایت بانک مرکزی و دولت از فعالیت‌های مولد و اعطای تسهیلات به آن‌ها و هم‌چنین کاهش معاملات گردش پول در فعالیت‌های نامولد در اولویت تصمیم‌گیری قرار گیرد.

پی‌نوشت‌ها

۱. تعریف پول می‌تواند برمبنای ابزار، وظایف، و تعاریف قانونی (M1، M2، و ...) باشد.

۲. نرخ واقعی سود سپرده‌های بلندمدت با کسرکردن نرخ تورم از نرخ اسمی سود سپرده‌های بلندمدت محاسبه شده است.

کتاب‌نامه

پری، خدیجه (۱۳۹۰)، *رابطهٔ بین نوسانات نرخ ارز و جانشینی پول در کشورهای منتخب جهان*، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران.

شاه‌مرادی، اصغر و سیدمهدی ناصری (۱۳۸۹)، «محاسبهٔ حجم پول به روش دیویسیا و مقایسهٔ آن با حجم پول جمع ساده در ایران»، فصل‌نامهٔ *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دورهٔ ۵۴، پیاپی ۱۸.

شریف آزاده، محمدرضا و علی حقیقت (۱۳۸۴)، «عوامل مؤثر بر نرخ ارز در ایران»، *آینده‌پژوهی اقتصاد و مدیریت*، پیاپی ۶۶.

طهرانچیان، امیرمنصور و معصومه نوروزی بیرامی (۱۳۹۰)، «آزمون جانشینی پول در ایران: کاربردی از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)»، فصل‌نامهٔ *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دورهٔ ۴۹، پیاپی ۱۶.

لشکری، محمد (۱۳۸۵)، «مقایسهٔ درجهٔ دلاری‌شدن اقتصاد ایران و کانادا»، *مجلهٔ نامهٔ مفید*، پیاپی ۵۷.

لشکری، محمد و عباس عرب مازار (۱۳۸۳)، «رتبهٔ درجهٔ جانشینی پول ایران درمیان ۲۷ کشور جهان»، *نامهٔ مفید*، پیاپی ۴۵.

مقصودلو، ساناز (۱۳۹۵)، «برآورد درجهٔ جانشینی پول در ایران: رهیافت رگرسیون آستانه»، در: *مجموعه‌مقالات سومین کنفرانس اقتصاد و مدیریت کاربردی با رویکرد ملی*، بابلسر.

نجارزاده، رضا، الهه اسفندی، و کاظم یاوری (۱۳۹۵)، «الگوی نوسانات نرخ ارز غیررسمی در رژیم‌های مختلف ارزی در ایران از سال ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۱ خورشیدی»، در: *مجموعه‌مقالات کنفرانس جهانی مدیریت، اقتصاد، حسابداری، و علوم انسانی در آغاز هزارهٔ سوم*، شیراز، پژوهش شرکت ایده بازار صنعت سبز.

Ajibola, I. O. et al. (2020), "Currency Substitution and Exchange Rate Volatility in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach", *CBN Journal of Applied Statistics*, vol. 11, no. 2.

Akçay, O. C., C. E. Alper, and M. Karasulu (1997), "Currency Substitution and Exchange Rate Instability: The Turkish Case", *European Economic Review*, vol. 41, no. 3-5.

Alkhareif, R. and W. A. Barnett (2012), "Divisia Monetary Aggregates for the GCC Countries", *MPRA Paper*, no. 39539.

Anderson, R. G., B. Jones, and T. Nesmith (1997), "Building New Monetary Services Indices: Concepts, Methodology and Data", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 79, no. 1.

Azid, T. et al. (2005), "Impact of Exchange Rate Volatility on Growth and Economic Performance: A Case Study of Pakistan, 1973-2003 [with Comments]", *The Pakistan Development Review*, vol. 44, no. 4.

Bahmani-Oskooee, M. and M. Malixi (1991), "Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money in Developing Countries", *Applied Economics*, vol. 23, no. 8.

Barnett, W. A. (1980), "Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory", *Journal of Econometrics*, vol. 14, no. 1.

Barnett, W. A. (1990), "Developments in Monetary Aggregation Theory", *Journal of Policy Modeling*, vol. 12, no. 2.

Barnett, W. A. and M. Chauvet (2010), "How Better Monetary Statistics Could Have Signaled the Financial Crisis", *MPRA Paper*, no. 24721.

Barros, C. P., J. R. Faria, and L. A. Gil-Alana (2016), "The Demand for Money in Angola", *Journal of Economics and Finance*, vol. 41, no. 2.

Belongia, M. T. (1996), "Measurement Matters: Some Recent Results from Monetary Economicsreexamination", *Journal of Political Economy*, vol. 104, no. 5.

Berg, A. and E. Borensztein (2000), "The Choice of Exchange Rate Regime and Monetary Target in Highly Dollarized Economies", *International Monetary Fund*, no. 2000-2029.

Berg, A. and E. Borensztein (2000), "The Pros and Cons of Full Dollarization", *International Monetary Fund*, no. 00-50.

Cuddington, J. T. (1983), "Currency Substitution, Capital Mobility and Money Demand", *Journal of International Money and Finance*, vol. 2, no. 2.

Désiré Adom, A., S. C. Sharma, and A. K. M. Mahbub Morshed (2009), "Currency Substitution in Selected African Countries", *Journal of Economic Studies*, vol. 36, no. 6.

Feige, E. L. et al. (2002), "Unofficial Dollarization in Latin America: Currency Substitution, Network Externalities and Irreversibility", Germany: University Library of Munich.

Girton, L. and D. Roper (1981), "Theory and Implications of Currency Substitution", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 13, no. 1.

Hamilton, J. D. and R. Susmel (1994), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime", *Journal of Econometrics*, vol. 64, no. 1-2.

Ho, N. H. (2003), "Currency Substitution and the Case of Macao", *Monetary Authority of Macau*.

Isaac, A. G. (1989), "Exchange Rate Volatility and Currency Substitution", *Journal of International Money and Finance*, vol. 8, no. 2.

Joines, D. H. (1985), "International Currency Substitution and the Income Velocity of Money", *Journal of International Money and Finance*, vol. 4, no. 3.

Ju, J. (2020), *The Relationship between Currency Substitution and Exchange Rate Volatility*, Thesis of Ph. D., Department of Economics, University of California, Berkeley.

Kamin, S. B. and N. R. Ericsson (2003), "Dollarization in Post-Hyperinflationary Argentina", *Journal of International Money and Finance*, vol. 22, no. 2.

Kareken, J. and N. Wallace (1981), "On the Indeterminacy of Equilibrium Exchange Rates", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 96, no. 2.

Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, New York, Harcourt, Brace and Company.

Kim, C. J. and C. R. Nelson (1998), "Business Cycle Turning Points, a New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching", *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, no. 2.

Krolzig, H. M. (1997), "Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using MSVAR for Ox", Unpublished, Oxford: Nuffield College.

Kumamoto, H. and M. Kumamoto (2014), "Does Currency Substitution Affect Exchange Rate Volatility?", *International Journal of Economics and Financial Issues*, vol. 4, no. 4.

Levent, K. (2007), "Does Currency Substitution Affect Exchange Rate Uncertainty? The Case of Turkey", *Journal of Qafqaz University*, vol. 20.

Miles, M. A. (1978), "Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence', *The American Economic Review*, vol. 68, no. 3.

Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, no. 3.

Petrović, P., S. Filipović, and G. Nikolić (2016), "Testing of Currency Substitution Effect on Exchange Rate Volatility in Serbia", *Industrija*, vol. 44, no. 3.

Samreth, S. (2011), "An Empirical Study on the Hysteresis of Currency Substitution in Cambodia", *Journal of Asian Economics*, vol. 22, no. 6.

Serletis, A. and O. Y. Uritskaya (2007), "Detecting Signatures of Stochastic Self-Organization in US Money and Velocity Measures", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, vol. 385, no. 1.

Srithilat, K. et al. (2018), "The Relationship between Inflation, Exchange Rate, and Currency Substitution: Evidence from Panel Vector Error Correction Model Approach", *International Journal of Economics and Financial Issues*, vol. 8, no. 2.

Thomas, L. R. (1985), "Portfolio Theory and Currency Substitution", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 17, no. 3.

Yinusa, D. O. and A. E. Akinlo (2008), "Exchange Rate Volatility and the Extent of Currency Substitution in Nigeria", *Indian Economic Review*, vol. 43, no. 2.

Zakoian, J. M. (1994), "Threshold Heteroskedastic Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 18, no. 5.