

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

* 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: 11/06/2022, Date of acceptance: 07/10/2022



Copyright © 2010, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/> or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

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.

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

روش چرخشی مارکوف

سامان قادری*

زهرا بیرانوند**

چکیده

یکی از مهمترین عوامل موثر بر نوسانات نرخ ارز، جانشینی پول ناشی از دلاری شدن اقتصاد است. هدف مطالعه حاضر بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در ایران می‌باشد. در این راستا از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹-۱۴۰۰ با به‌کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و روش چرخشی مارکوف استفاده شده است. بر اساس نتایج تخمین مدل خودرگرسیون چرخشی مارکوف دو رژیم مدل $(MSIH(2)-AR(2))$ به عنوان مدل بهینه انتخاب شد در مدل برآوردی، رژیم اول فاز کم نوسان ارزی و رژیم دوم فاز پرنوسان ارزی را مشخص می‌نماید. همچنین در اندازه‌گیری حجم پول به دلیل نقش مهم تعریف حجم پول از کل‌های پولی جمع ساده و دیویژیا استفاده شده است. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که کل‌های پولی دیویژیا در مقایسه با جمع ساده در بیان نامتقارنی‌ها شاخص مناسب‌تری است. همچنین جانشینی پول در رژیم کم‌نوسان اثر منفی بر نوسانات نرخ ارز داشته اما در رژیم پرنوسان، اثر جانشینی پول مثبت و معنادار ارزیابی شد که نشان از عدم تقارن اثر جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های مختلف ارزی است و اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز مورد تایید قرار می‌گیرد.

* استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران (نویسنده 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



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

طبقه‌بندی JEL: E42, E58, E31, C22

۱. مقدمه

از جمله مسائلی که اکثر کشورهای در حال توسعه با آن روبه‌رو هستند نرخ ارز (Exchange rate) و نوسانات آن خواهد بود افزایش و کاهش نرخ ارز و به تبع آن تغییر در قدرت خرید مردم و همچنین صادرات و واردات باعث شده که ساکنین این کشورها تاثیرات زیادی از این موضوع بپذیرند و به عنوان یکی از متغیرهای مهم اقتصادی در دنیای کنونی، همواره باعث نگرانی دولت مردان و صاحب‌نظران اقتصادی بوده است. نوسانات نرخ ارز بخش تقاضای کل اقتصاد را از مجرای خالص صادرات و تاثیرگذاری ذخایر ارزی بانک مرکزی و نیز بخش عرضه اقتصاد را از مجرای کالاهای واسطه‌ای وارداتی، تحت تاثیر قرار می‌دهد.

جو (Ju) (۲۰۲۰)، پتروویچ و همکاران (Petrović et al) (۲۰۱۶) و کوماموتو و کوماموتو (Kumamoto and Kumamoto) (۲۰۱۴) یکی از عوامل مؤثر و مهم بر نوسانات نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه را جانشینی پول (Currency Substitution) بیان می‌کنند. جانشینی پول به وضعیتی گفته می‌شود که در آن به دلیل کاهش شدید ارزش پول ملی، پول‌های خارجی جانشین پول داخلی می‌شوند (کمین و اریکسون (Kamin and Ericsson)، ۲۰۰۳: ۱۸۵). برگ و بورنزتین (Berg and Borensztein) (۲۰۰۰) و ییاتی (Levy Yeyati) و استورزنگر (Sturzenegger) (۲۰۰۱) بیان می‌کنند که جانشینی پول موجب می‌شود تا بانک مرکزی استقلال سیاست پولی و درآمد حاصل از حق الضرب و مالیات تورمی را از دست بدهد.

جانشینی پول در یک کشور موجب می‌شود که مردم نسبت به آینده اقتصاد کشور خود بدبین باشند که این مهم تضعیف اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای واقعی اقتصاد را به همراه دارد. بنابراین جانشینی پول نقش مهمی در تعیین نظام نرخ ارزی، عملکرد سیاست پولی و مالی و اجرای برنامه‌های تثبیت دارد (قادری، ۱۳۹۶: ۱۸۸). بنابراین در صورت تصمیم ساکنین داخلی برای جانشینی پول داخلی به خارجی می‌تواند در سرنوشت اقتصاد کشور نقش تعیین‌کننده‌ای داشته باشد و تضعیف بیشتر ارزش پول ملی و نوسانات بیشتر نرخ ارز را به همراه خواهد داشت. علاوه بر این بررسی عوامل موثر بر نوسانات نرخ ارز که یکی از مهم‌ترین آن‌ها جانشینی پول بیان شد، در ایران دارای اهمیت ویژه‌ای است. در کشورهایی که

جانشینی پول وجود دارد مقامات پولی تمایل دارند سیاست‌های پولی موثر و عمیق و همچنین مستقل از تأثیرات خارجی اتخاذ کنند، زیرا چنین کشورهایی نسبت به شوک‌های پولی خارجی بیش‌تر تحت تأثیر قرار می‌گیرند. در اینجا، تعریف حجم پول نقش مهمی را در اندازه‌گیری حجم پول و بالتبع محاسبه درجه جانشینی پول ایفا می‌کند^۱. 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)، به منظور دستیابی به شاخص پولی مناسب در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، پرداخته می‌شود. در روش جمع ساده مؤلفه‌های پولی به صورت 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 غیر خطی برحسب مقادیر و قیمت‌های مؤلفه‌ها است. بنابراین هدف پژوهش حاضر بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های پرنوسان و کم‌نوسان طی دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۴۰۰ با تناوب فصلی است، که در این راستا برای محاسبه 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 پیشینه پژوهش ارائه شده است. روش‌شناسی و تصریح الگو در بخش چهارم گزارش شده است و بخش پنجم به برآورد الگوها اختصاص دارد. نتیجه‌گیری و پیشنهادات در بخش ششم ارائه شده است. سرانجام، منابع و مآخذ در انتهای مقاله آمده است.

۲. مبانی نظری

نرخ ارز قیمت نسبی پول خارجی به پول داخلی است که به عنوان یکی از عوامل کلان اقتصادی، همواره مورد توجه جامعه 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 و چشم انداز منفی از آینده تحریم‌های جدید، درآمدهای ارزی و ذخایر ارزی کشور، گسترش فضای رانت در پی فاصله گرفتن نرخ بازار از نرخ رسمی ارز، افزایش فشارهای تورمی و کمرنگ شدن تأثیرگذاری اظهار نظرات مقامات مسئول بر انتظارات فعالان بازار موجب می‌شود تا کشور در آستانه یک بحران ارزی و دلاریزه شدن اقتصاد قرار گیرد.

نوسان نرخ ارز، نااطمینانی در معاملات بین المللی کالاها و دارایی ها در نظر گرفته می شود. تا تغییرات غیرقابل پیش بینی در عرضه و تقاضای پول ملی و خارجی را منعکس کند. بنابراین نوسان نرخ ارز، انتظارات عوامل را در مورد تغییرات در اندازه و حجم عرضه پول، نرخ های سود و درآمد منعکس می کند (آزید و همکاران (Azid et al)، ۲۰۰۵: ۷۴۹).

۱.۲ عوامل موثر بر نوسانات نرخ ارز

نوسان را می توان به عنوان بی ثباتی، ناپایداری یا عدم اطمینان تعریف کرد و معیاری از ریسک است. از مهمترین عوامل تاثیرگذار بر نوسانات نرخ ارز: تورم، نقدینگی، نوسانات قیمت نفت و تغییرات درآمدهای نفتی است، از عوامل تاثیر گذار می توان به تحریم اشاره کرد که باعث محدودیت در انتقال ارز سپس بی پاسخ ماندن تقاضای معاملاتی و سفته بازی و به ترتیب افزایش قیمت ارز و افزایش همراه با نوسان نرخ ارز می شود. همچنین رشد بالای نقدینگی ظرفیت شکل گیری تقاضای سفته بازی را ایجاد کرده و باعث نوسانات نرخ ارز شده است (نجارزاده و همکاران، ۱۳۹۵: ۲). از عوامل دیگر موثر بر نرخ ارز و نوسانات آن می توان به موارد زیر اشاره کرد: ۱- تفاوت نرخ رشد درآمد واقعی در داخل و خارج: اگر نرخ رشد درآمد واقعی در داخل بیشتر از خارج باشد در این صورت واردات افزایش و صادرات کاهش می یابد و به طور کلی خالص صادرات کاهش پیدا می کند. چون واردات افزایش پیدا می کند، تقاضای ارز بالا می رود و در نتیجه نرخ ارز افزایش می یابد. ۲- تفاوت نرخ رشد تورم در داخل نسبت به خارج: اگر نرخ تورم در داخل بیشتر از خارج باشد یعنی کالاها در داخل (بطور نسبی) گران تر از خارج می باشند و در نتیجه واردات افزایش و صادرات کاهش می یابد یعنی خالص صادرات کاهش می یابد. که در اینجا نرخ ارز بالا می رود. ۳- قیمت و میزان تولید نفت: مهم ترین عاملی که در عرضه ارز در ایران نقش اساسی دارد، نفت می باشد لذا واضح است که قیمت و میزان تولید (صادرات) نفت در تعیین نرخ ارز در بازار آزاد نقش اصلی را بر عهده دارد. ۴. جایگزینی پول ملی (دلاریزه شدن اقتصاد): در هنگام تورم شدید افراد قسمتی از پس انداز خودشان را به پول کشورهای دیگر (معمولا پول کشوری که از اعتبار جهانی بالاتری برخوردار است) نگهداری می نمایند. در اینجا نگهداری پول کشورهای دیگر به منظور مبادله صورت نمی گیرد، بلکه به منظور نگهداری و ذخیره ارزش ها انجام می شود (شریف 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 (اسحاق (Isaac)، ۱۹۸۹: ۲۷۸). زاکیویان (Zakoian) (۱۹۹۴)، بیان می‌کند که درجه جانشینی پول به سرعت 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 نامشخص هستند 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 موثر است. منافعی که برای جانشینی پول مورد انتظار است، حذف ریسک نوسانات نرخ ارز و کاهش احتمالی خطرات بین‌المللی است. جانشینی پول نمی‌تواند ریسک بحران‌های خارجی را حذف کند، اما بازارهای با ثبات‌تری را به دنبال حذف نوسانات نرخ ارز ایجاد می‌کند (برگ و بورنزتین (Berg, A., & Borensztein, E) ۲۰۰۰: ۵).

بهمنی اسکویی و ملکسی (Bahmani-Oskooee and Malixi) (۱۹۹۱)، برای کشورهای در حال توسعه نشان داده‌اند که در کوتاه مدت کاهش نرخ ارز ممکن است تقاضا برای پول را افزایش یا کاهش دهد ولی در بلندمدت این منجر به کاهش تقاضا برای پول داخلی خواهد شد. اگر دو پول در طرف تقاضا جانشین کامل باشند نرخ ارز آن‌ها نامعین است. جانشینی پول در دوره‌های تورمی افزایش می‌یابد زیرا هزینه نگهداری پول داخلی افزایش و قدرت خرید آن کاهش می‌یابد و نرخ ارز تعدیل می‌شود. جانشینی پول منجر به افزایش نوسان نرخ ارز می‌شود و دلیل اصلی تعامل بین عرضه پول و نرخ ارز است. در یک اقتصاد که در آن هر دو پول داخلی و خارجی به عنوان پول خدمت می‌کنند، تغییرات در نرخ ارز تاثیر خودکار بر عرضه پول دارد اگر کشش جانشینی بالا باشد باعث می‌شود نرخ ارز به هر تغییر احتمالی در عرضه پول داخلی یا سایر عوامل مؤثر بر 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 در مورد اقتصادی با جانشینی پول باقی می‌ماند هر چند 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 برتر هستند (برگ و بورنزتین (Berg, A., & Borensztein, E) ۲۰۰۰: ۴). بر اساس تحقیقات

تجربی جانشینی پول مبتنی بر دو رویکرد است: به نقل از آکسی و کاراسولو (Akçay and Karasulu) (۱۹۹۷) اولین رویکرد توسط میلز (Miles) (۱۹۷۸)، جونز (Joines) (۱۹۸۵) و توماس (Thomas) (۱۹۸۵) بیان شد و فرآیند تصمیم‌گیری دو مرحله‌ای بین پول و دیگر دارایی‌ها را نشان می‌دهد. طبق این رویکرد افراد در اولین مرحله ثروت خود را بین پول و دیگر دارایی‌ها تخصیص می‌دهند. مرحله دوم این فرآیند تصمیم‌گیری شامل تقسیم بخش پولی ثروت بین انواع مختلف پول می‌شود. دومین رویکرد تعادل پورتفولیو ابتدا توسط کادینگتون (Cuddington) (۱۹۸۳) پیشنهاد شده است که تأکید بر تخصیص ثروت بین انواع مختلف پول و دیگر دارایی‌ها به طور همزمان دارد. تقاضای دارایی می‌تواند به صورت تقاضا برای پول داخلی، تقاضا برای پول خارجی، تقاضا برای اوراق قرضه داخلی، تقاضا برای اوراق قرضه خارجی باشد.

جانشینی پول در کشورهای پیشرفته به صورت متقارن و در کشورهای در حال توسعه به صورت یک طرفه مشاهده می‌شود. جانشینی ارز به جای 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 کوتاه مدت، پول خارجی، جواهرات، انواع فلزات گران‌قیمت و جریان‌های اعتباری بانک جایگزین آن می‌شود (کینز (keynes)، ۱۹۳۶: ۲۴).

میلز (Miles) (۱۹۷۸) با توجه به شدت جانشینی پول نسبت به واکنش نرخ ارز به تغییر در مازاد عرضه 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 عرضه پول داخلی باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش ارزش پول داخلی (ارزان شدن پول ملی) و در نتیجه افزایش نرخ ارز می‌شود. در واقع تحت رژیم نرخ ارز شناور جریان پولی بین بانک‌های مرکزی وجود ندارد. اما در صورتی که در کشور پول خارجی بتواند جایگزینی برای پول داخلی باشد، مازاد عرضه پول داخلی به کشور دیگری منتقل می‌شود و در این صورت با افزایش یکسان سطح قیمت‌ها، نرخ ارز ثابت باقی می‌ماند.

جانشینی پول ثبات سرعت گردش پول و تقاضای پول داخلی را تحت تأثیر قرا می‌دهد و باعث مشکل برای بانک‌های مرکزی و مقامات پولی در هدایت سیاست‌های پولی می‌شود، این

بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات ... (سامان قادری و زهرا پیرانوند) ۲۲۳

پدیده باعث فشار بر نرخ ارز، کاهش توانایی بانک مرکزی در حفظ و بقا اهداف پولی و تحت تاثیر قرار دادن کارایی سیاست‌های پولی و مالی می‌شود. جانشینی پول در کشوری که نظام نرخ ارز شناور دارد، عامل عمده نوسانات نرخ ارز محسوب می‌شود همچنین کاهش تقاضای پول داخلی نسبت به پول خارجی، سطح قیمت تعادلی را افزایش خواهد داد (هو) (Ho) ، ۲۰۰۳: ۲۹)

۳.۲ اثرگذاری نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز

اثرگذاری جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های پر نوسان و کم نوسان می‌تواند متفاوت ارزیابی شود. علت نامتقارنی جانشینی را می‌توان به دو دسته تقسیم بندی کرد:

الف) اثر میراث گذشته (Past Legacy Effect): سطوح بالای نرخ تورم و بحران‌های پولی و مالی که به طور عمده در اثر سوء مدیریت پولی و مالی ایجاد می‌شوند، باعث ایجاد انتظارات بدبینانه در مردم در مورد آینده نظام‌های پولی و مالی می‌شوند. در نتیجه افراد و شرکت‌ها پول خارجی قوی‌تر را به منظور اجتناب از نتایج منفی که بر استفاده‌کنندگان پول داخلی تحمیل می‌شود انتخاب می‌کنند.

ب) پیامدهای خارجی شبکه‌ای (Network Externalities): اگر عاملین اقتصادی قادر به انتخاب از بین پول‌های مختلف باشند آنها پولی را ترجیح می‌دهند که در گذشته نزدیک به‌طور گسترده در اقتصاد مورد استفاده قرار گرفته شده است. بنابراین اگر دلاری شدن طی دوره شدید تورمی به سطوح بالایی برسد این پدیده بعد از کاهش تورم هم باقی خواهد ماند. زیرا دلار به‌عنوان وسیله مبادله با ثبات در نظر گرفته شده است. به عبارت دیگر یک افزایش در سطح کل دلاری شدن هزینه مبادله با پول خارجی را کاهش می‌دهد (پری، ۱۳۹۰: ۵-۶).

۳. پیشینه تحقیق

جو (Ju) (۲۰۲۰) در رساله خود به بررسی رابطه بین درجه جانشینی پول و نوسانات نرخ ارز برای هشت کشور مورد مطالعه با استفاده از روش ARCH آستانه‌ای می‌پردازد که نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که برای ۴ کشور رابطه مثبت و در دو کشور رابطه منفی بین جانشینی پول و نوسانات نرخ ارز وجود دارد. برای دو کشور دیگر نیز ارتباط معنی داری مشاهده نشده است.

آجیبولا و همکاران (Ajibola et al) (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین جانشینی پول و نوسانات نرخ ارز با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای کشور نیجریه پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ارتباط مثبت و معنی‌داری هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت بین جانشینی پول و نوسانات نرخ ارز وجود دارد.

سرسیلات و همکاران (et al Srithilat) (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین تورم، نرخ ارز و جانشینی پول در اقتصادهای جنوب شرقی آسیا بر اساس مدل تصحیح خطای برداری (VECM) در دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۵ می‌پردازند و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تایید کرده‌اند. و افزایش نرخ تورم و کاهش ارزش پول ملی به طور مثبت در بلندمدت بر جانشینی پول تاثیر می‌گذارد. پتروویچ و همکاران (Petrović et al) (۲۰۱۶)، به بررسی تاثیر جانشینی ارز بر نوسانات نرخ ارز در صربستان در سال ۲۰۰۲ با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیون تعمیم یافته نمایی (EGARCH) پرداخته‌اند. تجزیه و تحلیل آنها برای این فرضیه که جانشینی پول به طور مثبت بر نوسانات نرخ ارز (Expected depreciation rate) تاثیر می‌گذارد، رد شد.

باروس و همکاران (Barros et al) (۲۰۱۶) به بررسی تقاضای بلندمدت و کوتاه مدت پول طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ در آنگولا با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM) پرداختند. و به این نتیجه رسیدند که رابطه تعادلی بلندمدتی بین حجم پول، درآمد، تورم، نرخ ارز و نرخ بهره وجود دارد، اما در کوتاه مدت رابطه همجمعی بی ثبات است. کوماموتو و کوماموتو (Kumamoto and Kumamoto) (۲۰۱۴) به بررسی تاثیر 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 خود رگرسیون آستانه‌ای (Threshold ARCH) برای در نظر گرفتن اثر چرخشی نرخ ارز به این نتیجه رسیده‌اند که در کشورهای نمونه (بجز پرو و لهستان)، افزایش میزان جانشینی پول باعث افزایش نوسانات نرخ ارز می‌شود.

سامرس (Samreth) (۲۰۱۱)، به بررسی وجود پدیده جانشینی پول در کامبوج در دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۹ با استفاده از آزمون‌های انباشتگی و الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداخت. با استفاده از یک تابع مطلوبیت ساده با دو نوع پول داخلی و خارجی به این نتیجه رسید که یک رابطه با ثبات و بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو وجود دارد. آدام و همکاران (Adom et al) (۲۰۰۹)، به بررسی تابع تقاضای پول بر اساس مدل

سبد دارایی برای هشت کشور آفریقایی طی دوره زمانی ۱۹۷۶-۲۰۰۵ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در اکثر کشورهای مورد بررسی جانشینی پول وجود دارد.

لونت (Levent) (۲۰۰۷)، برای دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۷ و با استفاده از روش واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته (GARCH) نشان داد که جانشینی پول منجر به نوسانات نرخ ارز در ترکیه می‌شود. مقصودلو (۱۳۹۵)، به بررسی درجه جانشینی پول با استناد به افزایش بیش از حد نرخ ارز طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۷۰ در ایران با رویکردی نوآورانه الگوی رگرسیون آستانه با مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) ترکیب شده و به بررسی درجه جانشینی پول در ایران پرداخته است. و نشان می‌دهد درآستانه‌های بالای نرخ ارز، این پدیده که با افزایش زیاد نرخ ارز، تقاضا برای ارز همانند هر کالای اقتصادی دیگر روبه کاهش می‌گراید.

پری (۱۳۹۰)، به بررسی رابطه‌ی بین نوسانات نرخ ارز و جانشینی پول در کشورهای منتخب جهان (ایران، آنگولا، مصر، آلبانی، ترکیه، پرو، ویتنام) برای دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۹ با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیون تعمیم یافته استفاده شده است که نشان می‌دهد یک رابطه مثبت و معنی‌داری بین نوسانات نرخ ارز و جانشینی پول در کشورهای مورد بررسی وجود دارد. طهرانچیان و نوروزی بیرامی (۱۳۹۰) به بررسی جانشینی پول در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۲ با استفاده از روش ARDL پرداختند. و به این نتیجه رسیدند که ضریب متغیر نرخ ارز اسمی منفی و معنا دار باشد جانشینی پول تایید می‌شود و شدت جانشینی پول در ایران در بلند مدت بیشتر از کوتاه مدت است. لشگری (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به مقایسه دلاری شدن ایران و کانادا در دوره 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.

لشگری و عرب مازار (۱۳۸۳)، در مطالعه‌ای به بررسی رتبه جانشینی پول در ایران، در میان ۲۷ کشور جهان پرداختند. در این مطالعه توصیفی به منظور دسترسی به اهداف پژوهش از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۸۰ برای ایران استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که در میان ۲۷ کشور مورد بررسی، ایران با ۳۸/۴ درصد رتبه دوازدهم را در کشورهای مورد مطالعه دارد.

شایان ذکر است که بر اساس بررسی‌های صورت گرفته، مطالعات داخلی بیشتر بر محاسبه درجه جانشینی پول و عوامل موثر بر آن پرداخته‌اند، بنابراین مطالعه حاضر به لحاظ موضوعی

در داخل کشور منحصر به فرد می‌باشد. همچنین نوآوری دیگر پژوهش حاضر، استفاده از کل‌های پولی دیویژیا علاوه بر کل‌های پولی جمع ساده در محاسبه درجه جانشینی پول و به‌کارگیری آن در مدلسازی نوسانات نرخ ارز می‌باشد.

۴. مدل تحقیق و روش برآورد

۱.۴ روش‌شناسی و تصریح مدل

در پژوهش حاضر، گردآوری اطلاعات بر اساس روش کتابخانه‌ای صورت گرفته است و داده‌های فصلی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دوره ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۰ با تناوب فصلی مورد استفاده قرار گرفته است.

$$CS_t = \frac{(EXR_t F_t)}{M_t} \quad (1)$$

همان نرخ جانشینی پول است که EXR_t نرخ ارز غیررسمی برای دلار آمریکا است و 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 با توجه به شاخص دیویژیا به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\ln NDM2 = f(i_t^p, \inf_t, P_t^{max}, \ln exr_t, \ln gdp_t) \quad (2)$$

$\ln inf_t$: لگاریتم تورم محاسبه شده بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) در زمان t است.

$\ln exr_t$: لگاریتم نرخ ارز بازار غیر رسمی ارز بر حسب دلار آمریکا است.

i_t^p : نرخ بهره داخلی برای بازه زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۰ با تناوب فصلی.

$\ln gdp_t$: تولید ناخالص داخلی برای بازه زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۰ با تناوب فصلی.

P_t^{max} : حداکثر نرخ تورم تا تاریخ مورد بررسی است.

$\ln NDM2$: لگاریتم کل‌های پولی دیویژیا است.

برای اندازه‌گیری حجم دلارهای در گردش، از روش کمین و اریکسون (۲۰۰۱) استفاده شده است. آن‌ها فرض می‌کنند که تقاضا برای کل پول داخلی و خارجی تابعی از متغیر مقیاس (ثروت یا GDP)، شاخص قیمت مصرف کننده، نرخ ارز، نرخ بهره و حداکثر نرخ تورم تا تاریخ

مورد بررسی (P_t^{max}) است. کمین و اریکسون بیان می‌کنند هیچ روش قطعی برای تجزیه پول‌های خارجی در گردش و سپرده های دلاری در داخل و خارج وجود ندارد. برای تخمین β از تابع تقاضای پول داخلی استفاده می‌شود که با توجه به حجم پول دیویژیا معادله زیر را خواهیم داشت:

$$\ln NDM2_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_t^D + \alpha_2 \ln inf_t + \alpha_3 \ln EXR_t + \alpha_4 P_t^{max} + \alpha_5 \ln GDP \quad (۳)$$

که در این معادله رگرسیون α_4 همان β است. i_t^D نرخ بهره داخلی (نرخ واقعی سود سپرده‌های بلندمدت) است. $\ln inf_t$ 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 مورد نظر با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها (Bounds Test) که توسط پسران و همکاران (Pesaran et al) (۲۰۰۱) ارائه گردید، 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 به صورت زیر محاسبه می‌شود:

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

به تبعیت از پسران و همکاران (۲۰۰۱)، این مقاله از روش آزمون کرانه‌ها و با مدل‌سازی رابطه بلندمدت به‌عنوان یک مدل خودرگرسیون برداری (Vector Autoregressive (VAR)) (VAR) از رتبه p استفاده می‌کند:

$$Z_t = C_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^p \phi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (۵)$$

Z_t برداری از متغیرهای y_i و x_i می‌باشد. C_0 یک بردار $(k+1)$ از عرض از مبدأها و β یک بردار $(k+1)$ از ضرایب روند (Trend) می‌باشد. پسران و همکاران (۲۰۰۱) مدل (VECM) (Vector Error Correction Model (VECM)) زیر را برای رابطه فوق به‌دست آورده‌اند:

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta_t + \pi_t Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t, t = 1, 2, 3, \dots, T$$

$$\pi = I_{k+1} - \sum_{i=1}^p \Psi_i \quad \text{و} \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \Psi_j, i = 1, 2, 3, \dots, p-1 \quad (۶)$$

y_i بردار متغیرهای وابسته $I(1)$ است که با $\ln NDM2_t$ تعریف شده و

$$x_t = (i_t^D, \ln inf_t, \ln exr_t, \ln gdp_t, P_t^{max})$$

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) (i,i,d) واریانس همسان فرض شده است. علاوه بر این، با این فرض که یک ارتباط بلندمدت واحد میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی به دست می‌آید. پسران و همکاران (۲۰۰۱) با توجه به وجود یا عدم وجود و مقید یا غیرمقید بودن عرض مبدأ و روند، پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی نموده‌اند.

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

$$\Delta \ln NMD2_t = c_0 + \beta t + \delta_1 \ln NMD2_{t-1} + \delta_2 i_{t-1}^D + \delta_3 \ln f_{t-1} + \delta_4 \ln exr_{t-1} + \delta_5 \ln gdp_{t-1} + \delta_6 P_{t-1}^{max} + \sum_{i=1}^p \phi_i \ln NMD2_{t-i} + \sum_{l=1}^q \varphi_l \Delta i_{t-l}^D + \sum_{p=1}^q \vartheta_p \Delta \ln f_{t-p} + \sum_{r=1}^q \gamma_r \Delta \ln exr_{t-r} + \sum_{s=1}^q \mu_s \Delta \ln gdp_{t-s} + \sum_{m=1}^q \rho_m \Delta P_{t-m}^{max} + \Psi i_t^D + \varepsilon_t \quad (7)$$

در روابط فوق δ_i ها ضرائب بلندمدت، c_0 عرض از مبدأ است. در آزمون کرانه‌ها گام نخست، تخمین رابطه ECM شرطی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به منظور آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با به کارگیری آزمون فرضیه F به شرح زیر است:

$$\begin{aligned} H_N: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0 \\ H_A: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6 \neq 0 \end{aligned} \quad (8)$$

برای متغیرهای مستقل $I(d)$ ، دو دسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه‌ها ارائه شده است: کرانه پائین برای متغیرهای توضیحی $I(0)$ و کرانه بالا برای متغیرهای توضیحی $I(1)$ در نظر گرفته شده‌اند. اگر آماره F بزرگتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه هم جمع بودن متغیرها، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را رد نمود. اگر آماره آزمون پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پائین قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد نمود. در نهایت اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است. در گام دوم، می‌توان مدل بلندمدت $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ شرطی به شرح زیر را تخمین زد:

$$\ln NMD2_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \ln NMD2_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_{2i} i_{t-i}^D + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_{3i} \ln f_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_{4i} \ln exr_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_{5i} \ln GDP + \sum_{i=0}^{q_5} \delta_{6i} P_{t-i}^{max} + \Psi i_t^D + \varepsilon_t \quad (9)$$

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ برای پنج متغیر را با استفاده از معیار آکائیک (AIC) (Akaike info criterion) تعیین نمود. در گام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به وسیله تخمین ECM زیر به دست می‌آید:

$$\Delta \ln NMD2_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \ln NMD2_{t-i} + \sum_{l=1}^q \varphi_l \Delta i_{t-1}^p + \sum_{p=1}^q \vartheta_p \Delta INF_{t-p} + \sum_{r=1}^q \tau_r \Delta \ln exr_{t-r} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \Delta \ln GDP + \sum_{m=1}^q \rho_m \Delta P_{t-m}^{max} + \vartheta ec m_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

در روابط فوق $\rho, \varphi, \phi, \gamma, \tau, \delta$ ضرایب کوتاه‌مدت پویای مدل‌ها به سمت تعادل و ϑ سرعت تعدیل می‌باشد.

شایان ذکر است که برای متغیر وابسته لگاریتم کل‌های پولی جمع ساده (lnNMS2) معادلات ۸-۱۴ قابل تعریف است.

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

۱.۵ برآورد دلارهای در گردش

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده رگرسیون کاذب است. یعنی با وجود ضریب تعیین بالا ولی رابطه معناداری بین متغیرها وجود ندارد. بنابراین قبل از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل و همچنین وجود رابطه بلندمدت و پیامد‌های متقابل بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها (Bounds Test) که پسران و همکاران (Pesaran et al) (۲۰۰۱) ارائه کردند بررسی شود. به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد فیلیپس پرون (Phillips Perron) و دیکی فولر (Dickey-Fuller) استفاده شده است. در جدول ۱ نتایج آزمون ریشه واحد ADF و PP ارائه شده است. با توجه به اینکه درجه جمعی داده‌ها همسان نمی‌باشد، از آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر و فیلیس پرون
 مأخذ: محاسبات پژوهش

متغیر	ADF	t_{ADF}	PP	t_{pp}
i_t^D	I (1)	-۴/۸۴۰***	I (1)	-۶/۹۳۱***
inf_t	I (1)	-۴/۸۸۷***	I (1)	-۶/۷۸۳***
$lnexr_t$	I (1)	-۸/۵۹۸***	I (1)	-۸/۶۰۲***
$lngdp_t$	I (1)	-۴/۲۴۲***	I (0)	-۱۸/۴۹۷***
$lnNDM2$	I (1)	-۱۱/۳۷۸***	I (1)	-۱۱/۳۸۳***
$lnNSM2$	I (1)	-۱۱/۳۵۵***	I (1)	-۱۱/۳۵۹***
$pmax$	I (0)	-۴/۱۵۱***	I (0)	-۳/۷۶۵**

***، **، * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ درصد است.

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

جدول ۲. آزمون کرانه‌ها جهت بررسی وجود رابطه بلندمدت
 مأخذ: محاسبات پژوهش

متغیر وابسته	آماره F		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	

بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات ... (سامان قادری و زهرا بیرانوند) ۲۳۱

در جدول ۳ تخمین ضرائب بلندمدت مدل ARDL گزارش شده است. همان‌طوری‌که مشاهده می‌شود که ضریب متغیرهای تورم، نرخ بهره داخلی و نرخ ارز در هر دو مدل منفی و معنادار ارزیابی شد و همچنین ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی در دو مدل مثبت ولی تنها در مدل حجم پول ساده معنادار و متغیر حداکثر تورم تا تاریخ مورد بررسی نیز در هر دو مدل مثبت و معنادار ارزیابی گردید، همچنین متغیر روند در بلندمدت معنادار می‌باشد. با توجه به نتایج تخمین مدل ECM مشاهده می‌شود که در مدل حجم پول دیویژیا جمله تصحیح خطا به میزان ۰/۲۶- تخمین زده شده 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 به علت تکانه‌های فصل قبل، در فصل جاری از بین می‌رود.

جدول ۳. تخمین مدل ARDL

مأخذ: محاسبات پژوهش

ARDL (1,1,1,0,0,0) بر اساس معیار آکائیک انتخاب شده است.					
متغیر وابسته $\ln NMD2$ است.			متغیر وابسته $\ln NMS2$ است.		
	ضریب	احتمال		ضریب	احتمال
i_t^D	-۰/۰۲۳	(۰/۰۰۶)	i_t^D	-۰/۰۰۸	(۰/۰۳۲)
$\ln f_t$	-۰/۰۱۸	(۰/۰۰۵)	$\ln f_t$	-۰/۰۰۶	(۰/۰۴۱)
$\ln exr_t$	-۰/۰۷۸	(۰/۰۳۲)	$\ln exr_t$	-۰/۰۶۲	(۰/۰۳۸)
$\ln gdp_t$	۰/۰۱۶	(۰/۰۶۱)	$\ln gdp_t$	۰/۰۸۱	(۰/۰۶۳)
p_{max}	-۰/۰۰۳	(۰/۰۰۲)	p_{max}	-۰/۰۰۲	(۰/۰۰۶)
Trend	۰/۰۰۸۹	(۰/۰۰۰)	Trend	۰/۰۰۶۰	(۰/۰۰۴)
ECM(-1)	-۰/۲۶	(۰/۰۰۰۰)	ECM(-1)	-۰/۱۹۲	(۰/۰۰۰۰)

۲.۵ مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز

بر اساس روش باکس-جنکینز و معیار تعیین آکائیک بهترین الگو برای نوسانات نرخ ارز الگوی AR(2) به عنوان الگوی بهینه مورد برآورد قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. مقایسه آماره آکائیک الگوهای ARMA مختلف برای نوسانات نرخ ارز
 مأخذ: محاسبات پژوهش

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

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

جدول ۵. خصوصیات الگوی بهینه AR (2)
 مأخذ: محاسبات پژوهش

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

از الگوی گارچ نمایی (The Exponential GARCH) برای تخمین رابطه واریانس ناهمسانی شرطی بین باقیمانده های الگو استفاده می کنیم. الگوی EGARCH مناسب برای باقیمانده های الگوی AR(2)، الگوی EGARCH(1,1) می باشد نتایج برآورد نوسانات متغیر نرخ ارز اسمی با مدل EGARCH با مراتب مختلف و انتخاب بهترین مدل بر اساس معیار آکائیک (AIC) در جدول ۶ آمده است که بعد از انتخاب بهترین مدل مقادیر مربوط به نوسانات نرخ ارز اسمی استخراج شده و در مدل اصلی استفاده می گردد.

جدول ۶. نتایج حاصل از الگوهای مختلف EGARCH
 مأخذ: محاسبات پژوهش

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

نمودار شماره ۱ نشان‌دهنده‌ی تغییرات و بی‌ثباتی نرخ ارز از سال ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۰ می‌باشد، به علت تشدید تحریم‌ها از سال ۸۹، و به ویژه تحریم‌های همه‌جانبه، کاهش عرضه‌ی ارز، افزایش نرخ ارز از نیمه دوم سال ۹۰ مشاهده می‌شود، به علت کمبود درآمد‌ها و ذخایر ارزی در سال‌های اول دهه ۷۰ 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 اتحادیه اروپا تحریم گردید و تمام دارایی‌های ایران مسدود گردید و تمام داد و ستدهای بانکی ایران و همچنین دلارهای حاصل از فروش نفت نیز مسدود گردید و ایران نتوانست حتی درآمدهای حاصل از فروش نفت را که به صورت دلار از کشورهای خریدار نفت خود می‌گرفت از طریق عملیات بانکی به داخل کشور انتقال دهد که این خود نشان‌دهنده آن است که میزان درآمدهای ارزی ایران به دلیل تحریم بانک مرکزی که قسمت اعظم درآمدهای ارزی کشور می‌باشد، کاهش پیدا کرد. بدنبال تحریم بانک مرکزی که باعث کاهش درآمدهای ارزی و همچنین بلااستفاده ماندن این درآمدها شد، در سه ماه دوم سال ۱۳۹۱، با شروع تحریم نفتی ایران میزان درآمدهای نفتی ایران نسبت به سال قبل آن نصف گردید. با امضای توافق‌نامه برجام در سال ۱۳۹۴ و لغو تحریم‌های بین‌المللی شرایط بازار ارز تا حتی متعادل گردید اما با خروج یکجانبه آمریکا از توافق برجام در سال ۱۳۹۷ و بازگشت تحریم‌های یکجانبه آمریکا، مجدداً بازار ارز کشور دچار نوسانات و بی‌ثباتی فراوان گردید. بنابراین از سال ۸۹ تا سال ۹۴ و از سال ۹۷ به بعد علت نوسانات به حوزه 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 پدیده جانشینی پول در چنین فضایی بیشتر پدیدار خواهد شد و بی‌ثباتی نرخ ارز بیش‌تر را به همراه خواهد داشت.



نمودار ۱. نوسانات نرخ ارز
مأخذ: محاسبات پژوهش

۳.۵ رویکرد چرخشی مارکوف تک متغیره

کرولیزگ (Krolzig) (۱۹۹۷)، کیم و نلسون (Kim and Nelson) (۱۹۹۸)، ارتباط بین مفهوم تغییر در ادوار تجاری و تغییر در رژیم را تأیید کرده‌اند. همچنین همیلتون و ساسمل (Hamilton and Susmel) (۱۹۹۴) مزیت اصلی فرآیندهای تغییر در رژیم، توانایی آنها را در توضیح الگوهای غیرخطی، به منظور مدل‌سازی عدم تقارن‌های زمانی، به خوبی شرایط پایایی ماندگار در سری‌های زمانی اقتصادی می‌داند. به منظور بررسی نحوه اثرگذاری جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز، ابتدا در الگوی چرخشی مارکوف فرض می‌شود که لگاریتم نوسانات نرخ ارز ($lnvexr_t$)، از فرآیند اتورگرسیون مرتبه p رابطه‌ی رابطه‌ی (۸) پیروی می‌کند:

$$lnvexr_t = c(S_t) + a_1(S_t)lnvexr_{t-1} + \dots + a_p(S_t)lnvexr_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۲۴) \text{ رابطه}$$

اگر S_t یکی از M ارزش متفاوت نماینده به وسیله‌ی عدد صحیح $1, 2, 3, \dots, M$ را بگیرد، رابطه‌ی (۸) ترکیبی از M الگوی خودرگرسیون را نشان می‌دهد. در یک مورد دو رژیمی، وضعیت رژیم کم نوسان ارزی (هنگامیکه $S_t = 1$) را به خوبی پر نوسان ارزی (هنگامی که $S_t = 2$) در متغیر نوسانات نرخ ارز نشان می‌دهد. بنابراین رژیم کم نوسان ارزی می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۱۰) نشان داده شود:

$$lnvexr_t = c_1 + a_{11}lnvexr_{t-1} + \dots + a_{p1}lnvexr_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۱۰) \text{ رابطه}$$

در حالی که اگر سرعت گردش پول بالا باشد، به صورت رابطه‌ی (۱۱) مدل‌سازی می‌شود:

$$\text{Invexr}_t = c_2 + a_{12}\text{Invexr}_{t-1} + \dots + a_{p2}\text{Invexr}_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

پارامترهای فرآیند شرطی، به یک رژیم که فرض شده است تصادفی و غیرقابل مشاهده باشد وابسته می‌باشند. بنابراین به منظور تشریح کامل فرآیند خلق داده، تشریح فرمول‌بندی فرآیند خلق رژیم لازم می‌باشد. با فرض دو رژیم ($i=2$)، رژیم‌ها به وسیله متغیر پنهان S_t نشان داده می‌شوند، به طوری که S_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و دوره‌های رکود مقدار یک و در دوره‌های رونق مقدار دو را می‌گیرد. انتقال بین رژیم‌ها به وسیله‌ی یک فرآیند مارکوف مرتبه اول کنترل می‌شود طبق رابطه‌ی (۱۲):

$$\begin{aligned} P(S_t = 0/S_{t-1} = 0) &= p_{00} \\ P(S_t = 0/S_{t-1} = 1) &= 1 - p_{00} \\ P(S_t = 1/S_{t-1} = 0) &= 1 - p_{11} \\ P(S_t = 1/S_{t-1} = 1) &= p_{11} \end{aligned} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

در رابطه‌ی (۱۲)، رژیم رایج S_t به رژیم دوره‌ی گذشته S_{t-1} وابسته است، به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا 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 (همیلتون، ۱۹۸۹). همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)، بیان می‌کنند با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، فرم تابعی آن‌ها به صورت رابطه‌ی (۱۳) است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)} \quad \text{and} \quad p_{11} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

۴.۵ آزمون غیرخطی بودن داده‌های متغیر نوسانات نرخ ارز

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

با توجه به نتایج بدست آمده مدل خود رگرسیون چرخشی مارکوف دو رژیمه با رتبه خودرگرسیون دو و عرض از مبدأ و واریانس جملات اخلاص تابعی از رژیم MSIH(2)-AR(2) دارای کمترین معیار AIC بوده و به عنوان مدل‌های بهینه انتخاب می‌شوند. قبل از انجام آزمون مارکوف آزمون LR را برای بررسی غیر خطی بودن لگاریتم نوسانات نرخ ارز انجام می‌دهیم و صرفی بودن احتمال نشان می‌دهد مجاز به استفاده از مدل غیر خطی هستیم و فرضیه 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)
مأخذ: محاسبات پژوهش

lnL		-۱۶۱/۴۰۴
AIC		۲/۷۱۰
	ضریب	آماره 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

جدول ۸. آزمون LR بررسی حالت خطی بودن نوسانات نرخ ارز
مأخذ: محاسبات پژوهش

	lnL	LR
خطی AR(2)	-۱۹۷/۲۷۱	$\chi^2(3) = 71.73^{**}$
MSIH(2)-AR(2)	-۱۶۱/۴۰۴	

***، **، * به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ درصد است

بر اساس نتایج بدست آمده از تخمین، ضریب خود رگرسیون مدل MSIH(2)-AR(2) و انحراف معیار در دو رژیم تخمینی در سطح معنی‌داری قرار دارند، بر این اساس تغییرات ساختاری، هنگام مدل‌سازی فرآیند نوسانات نرخ ارز در نظر گرفته می‌شود. در جدول ۸ که

بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات ... (سامان قادری و زهرا بیرانوند) ۲۳۷

آزمون بررسی حالت خطی بودن نوسانات نرخ ارز ارائه شده است، بر اساس آزمون راست‌نمایی $LR = 2 \times | \ln L_{MSIH(2)-AR(2)} - \ln L_{linear(2) AR} |$ می‌باشد. با توجه به نتایج جدول ۸، آماره χ^2 محاسباتی در سطح پنج درصد معنی‌دار بوده و فرض حالت خطی بودن نوسانات نرخ ارز رد می‌شود، بنابراین بر اساس نتایج مدل، یک طبقه‌بندی در دو رژیم مشاهده شده، به منظور 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 در نظر گرفتن جانشینی جمع پول ساده و دیویژیا در جدول ۹ آمده است.

جدول ۹. نتایج تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیر جانشینی پول در مدل MSIH(2)-AR(2)
مأخذ: محاسبات پژوهش

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

با توجه به نتایج تخمین مدل MSIH(2)-AR(2)، در جدول ۹ ضرایب متغیر جانشینی پولی، تاثیر متفاوت این متغیر را بر نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد، به طوری که

در رژیم کم نوسان ارزی (رژیم یک) یک درصد افزایش در متغیرهای جمع پولی ساده و دیویژیا، در همان دوره به ترتیب منجر به کاهش ۰/۷۸۳ و ۰/۸۲۰ درصد در نوسانات نرخ ارز خواهد شد، اما یک درصد افزایش در متغیرهای جمع پولی ساده و دیویژیا در رژیم پرنوسان ارزی (رژیم دو)، به ترتیب منجر به افزایش ۰/۹۳۲ و ۰/۹۷۰ درصد در نوسانات نرخ ارز خواهند شد. بنابراین می‌توان گفت که هر دوی کل‌های پولی جمع ساده و دیویژیا دارای اثرات نامتقارنی بر نوسانات نرخ ارز در اقتصاد ایران هستند.

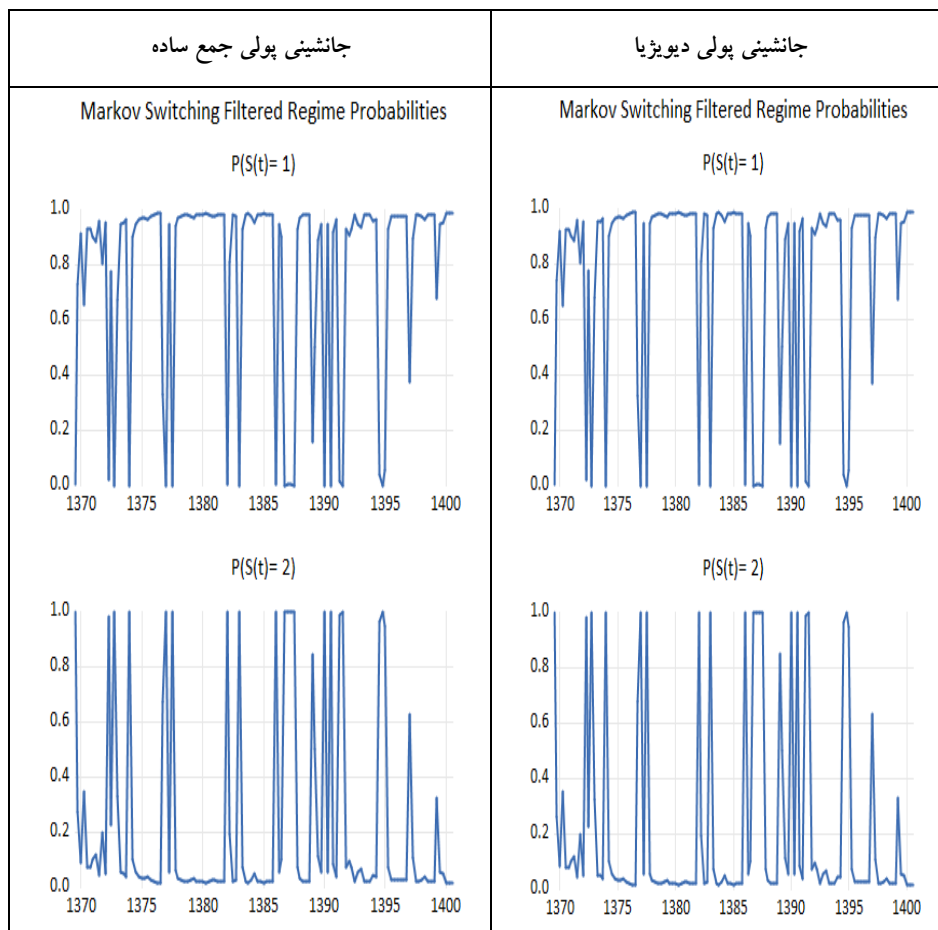
جدول ۱۰. ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

مأخذ: محاسبات پژوهش

	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

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 می‌باشد که نشان‌دهنده پایایی رژیم‌های کم نوسان نرخ ارز در اقتصاد ایران می‌باشد، همچنین پس از فازهای کم نوسان، 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 کم نوسان می‌شود. با توجه به تخمین مدل $MSIH(2)$ و $AR(2)$ ماندگاری در رژیم یک یعنی رژیم کم نوسان ارزی ۴/۳۴ فصل و در رژیم دو رژیم پرنوسان ارزی ۱/۴ فصل می‌باشد که ماندگاری در رژیم یک نسبت به رژیم دو بیشتر است.

احتمالات فیلتر شده انتقال رژیم با در نظر گرفتن جانشینی پولی دیویژیا و جمع ساده در نمودار شماره ۱ گزارش شده است که براساس احتمالات هموار شده و فیلتر شده مدل $MSIH(2)$ - $AR(2)$ ، برای جانشینی پولی جمع ساده و دیویژیا رژیم یک رژیم کم‌نوسان ارزی و رژیم دو رژیم پرنوسان ارزی است.



نمودار ۱. احتمالات فیلترشده انتقال رژیم با در نظر گرفتن جانشینی پولی دیویژیا و جمع ساده
مأخذ: محاسبات پژوهش

۶. نتیجه گیری

هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول در ایران با استفاده از الگوی تغییر رژیم مارکوف می باشد. با توجه به اینکه نرخ ارز در ایران دارای نوسانات زیادی است بررسی عوامل مؤثر بر آن دارای اهمیت زیادی می باشد، یکی از عوامل تأثیرگذار بر نوسانات نرخ ارز، جانشینی پول می باشد زمانی که جانشینی پول افزایش می یابد باعث افزایش نوسانات نرخ ارز می شود و بالعکس. تحقیق حاضر به بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات

نرخ ارز در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۰ بر اساس اطلاعات بانک مرکزی و با تناوب فصلی پرداخته است و با بکارگیری روش چرخشی مارکوف به تبیین رژیم‌های پرنوسان ارزی و کم نوسان ارزی در تحلیل نامتقارن بودن جانشینی پول ایران پرداخته شد که نتایج زیر به دست آمد:

- براساس معیار AIC مدل خود رگرسیون چرخشی مارکوف دو رژیمه با رتبه خودرگرسیون دو و عرض از مبدأ و انحراف معیار متغیر، مدل (MSIH(2)-AR(2)) به عنوان مدل بهینه انتخاب شد.

- بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل برآوردی، رژیم اول فاز کم نوسان نرخ ارز و رژیم دوم فاز پر نوسان نرخ ارز در اقتصاد ایران را مشخص می‌کند.

- احتمالات انتقال محاسبه شده، نشان دهنده پایایی در رژیم‌های کم نوسان ارزی می‌باشد.

- 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 نامتقارن بودن نشان داده شد.

- باتوجه به ضرایب بدست آمده کل‌های پولی دیویژیا نسبت به کل‌های پولی جمع ساده نامتقارنی موجود را بهتر نشان می‌دهد. بنابراین همانطور که ذکر شد جانشینی پول در رژیم کم نوسان اثر منفی بر نوسانات نرخ ارز داشته اما در رژیم پرنوسان اثر جانشینی پول مثبت و معنادار ارزیابی گردید که نشان از عدم تقارن اثر جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز در رژیم‌های مختلف ارزی است و اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز مورد تایید قرار می‌گیرد.

- همانطور که نتایج تحقیق نشان می‌دهد بین نوسانات نرخ ارز و جانشینی پول در رژیم پرنوسان ارزی رابطه مستقیمی وجود دارد. نتایج بدست آمده مطابق با نتایج تحقیقات جو (Ju) (۲۰۲۰)، کوماموتو و کوماموتو (Kumamoto and Kumamoto) (۲۰۱۴)، آدام و همکاران (Adom et al) (۲۰۰۹)، لونت (Levent) (۲۰۰۷) است که نشان دادند جانشینی پول منجر به نوسانات بیشتر نرخ ارز می‌شود. همچنین اثرات منفی جانشینی پول از اثرات مثبت آن بیشتر است، بنابراین ضرورت دارد نوسانات نرخ ارز کاهش یابد تا انگیزه جانشینی پول نیز کاهش یابد. زمانی که نرخ ارز افزایش می‌یابد به دلیل بی ثباتی

حاکم بر اقتصاد همه‌ی مردم تمایل به فروش ارز ندارند بنابراین همیشه جانشینی پول وجود خواهد داشت. به دلیل تحریم‌ها، رشد نقدینگی، شرایط ساختاری نرخ ارز، جو روانی و سیاسی داخلی این نوسانات طی چند سال اخیر کاملاً مشهود بوده و ازین رو به دولت پیشنهاد می‌شود فساد موجود در بازار ارز و ورود به موقع مقام مسئول بازار ارز و حذف فاصله نرخ بازار آزاد با نرخ رسمی را در اولویت فعالیت‌های خود قرار دهد. همچنین به بانک مرکزی پیشنهاد می‌شود با توجه به نامتقارن بودن اثرات جانشینی پول در رژیم‌های کم نوسان و پرنوسان ارزی سیاست‌های متناسب با این رژیم‌ها اعمال شود. همچنین با توجه به عملکرد بهتر کل‌های پولی دیویژیا در مقایسه با کل‌های پولی جمع ساده در انتقالات رژیم و همچنین نوآوری‌های مالی و ترجیحات مصرف‌کنندگان و تغییر در دارایی‌های پولی به علت تغییر مقررات، بهتر است از کل‌های پولی دیویژیا برای نقش پول در اقتصاد ایران استفاده شود. چون جانشینی پول در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت است لذا سیاست‌گذاران باید هماهنگی بین سیاست‌های پولی و ارزی را ایجاد کنند. بنابراین با توجه به یافته‌های تحقیق جانشینی پول در ایران روند افزایشی دارد و پیشنهاد می‌شود سیاست‌های ارزی مناسب اتخاذ شود.

افزایش مداوم نرخ ارز در بازار آزاد بعد از خروج آمریکا از برجام و ماندگاری تحریم خرید نفت از ایران و چشم انداز منفی از آینده تحریم‌ها، درآمدهای ارزی و ذخایر ارزی کشور، گسترش فضای رانت در پی فاصله گرفتن نرخ بازار از نرخ رسمی ارز، افزایش فشارهای تورمی و کم‌رنگ شدن تاثیرگذاری اظهار نظرات مقامات مسئول بر انتظارات فعالان بازار موجب می‌شود تا کشور در آستانه یک بحران ارزی و دلاریزه شدن اقتصاد قرار گیرد.

با توجه به جانشینی پول و نوسانات نرخ ارز و رکود حاکم بر اقتصاد ایران 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 بر مبنای ابزار، وظایف و تعاریف قانونی (M1، M2 و ..) باشد.

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

کتاب‌نامه

- پری، خدیجه. (۱۳۹۰). رابطه بین نوسانات نرخ ارز و جانشینی پول در کشورهای منتخب جهان، پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده علوم اقتصادی و اداری. دانشگاه مازندران.
- طهرانچیان، امیرمنصور و نوروزی بیرامی، معصومه (۱۳۹۰). آزمون جانشینی پول در ایران: کاربرد از الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۴۹(۱۶)، ۹۹-۱۱۵.
- شاهمرادی، اصغر و ناصری، سیدمهدی (۱۳۸۹). محاسبه حجم پول به روش دیویسیا و مقایسه آن با حجم پول جمع ساده در ایران. فصل‌نامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۵۴(۱۸)، ۳۴-۵.
- شریف آزاده، محمدرضا و حقیقت، علی (۱۳۸۴). عوامل موثر بر نرخ ارز در ایران. آینده پژوهی اقتصاد و مدیریت، شماره ۶۶، ۴۳-۳۱.
- لشکری، محمد و عرب مازار، عباس (۱۳۸۳). رتبه درجه جانشینی پول ایران در میان ۲۷ کشور جهان، نامه مفید، شماره ۴۵.
- مقصود لو، ساناز. (۱۳۹۵). برآورد درجه جانشینی پول در ایران: رهیافت رگرسیون آستانه، سومین کنفرانس اقتصاد و مدیریت کاربردی با رویکرد ملی، بابلسر.
- نجار زاده، رضا، اسفندی، الهه و یاوری، کاظم. (۱۳۹۵). الگوی نوسانات نرخ ارز غیر رسمی در رژیم‌های مختلف ارزی در ایران از سال ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۱ خورشیدی، کنفرانس جهانی مدیریت اقتصاد، حسابداری و علوم انسانی در آغاز هزاره سوم، شیراز، پژوهش شرکت ایده بازار صنعت سبز.
- لشگری، محمد (۱۳۸۵). مقایسه درجه دلاری شدن اقتصاد ایران و کانادا، مجله نامه مفید، شماره ۵۷.

Ajibola, I. O., Udoette, S. U., Muhammad, R. A. and Anigwe J. O. (2020). Currency Substitution and Exchange Rate Volatility in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach, *CBN Journal of Applied Statistics*. 11(2), 1-28.

Akçay, O. C., Alper, C. E., & Karasulu, M. (1997). Currency substitution and exchange rate instability: The Turkish case. *European Economic Review*, 41(3-5), 827-835.

Alkhareif, R. and Barnett, W. A. (2012). Divisia monetary aggregates for the GCC countries, *MPRA Paper*, No. 39539, 1-43.

- Anderson, R. G., Jones, B. and Nesmith, T. (1997). Building new monetary services indices: Concepts, methodology and data, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 79(1), 31-55.
- Azid, T., Jamil, M., Kousar, A., & Kemal, M. A. (2005). Impact of exchange rate volatility on growth and economic performance: A case study of Pakistan, 1973-2003 [with Comments]. *The Pakistan development review*, PP.749-775.
- Bahmani-Oskooee, M., & Malixi, M. (1991). Exchange rate sensitivity of the demand for money in developing countries, *Applied Economics*, 23(8), 1377-1384.
- Barnett, W. A. (1980). Economic monetary aggregates: An application of index number and aggregation theory, *Journal of Econometrics*, 14(1), 11-48.
- Barnett, W. A. (1990). Developments in monetary aggregation theory, *Journal of Policy Modeling*, 12(2), 205-257.
- Barnett, W. A. and Chauvet, M. (2010), How better monetary statistics could have signaled the financial crisis, *MPRA Paper*, No. 24721, 1-54.
- Barros, C. P., Faria, J. R., & Gil-Alana, L. A. (2016). The demand for money in Angola, *Journal of Economics and Finance*, 41(2), 408-420.
- Belongia, M. T. (1996), Measurement Matters: some recent results from monetary economics reexamination, *Journal of Political Economy*, 104(5), 1065- 1083.
- Berg, A., & Borensztein, E. (2000). The choice of exchange rate regime and monetary target in highly dollarized economies, *International Monetary Fund*, (No. 2000-2029)..
- Berg, A., & Borensztein, E. (2000). The pros and cons of full dollarization, *International Monetary Fund*, No. 00-50, 1-33.
- Cuddington, J. T. (1983). Currency substitution, capital mobility and money demand. *Journal of International Money and Finance*, 2(2), 111-133.
- Désiré Adom, A., Sharma, S. C., & Mahbub Morshed, A. K. M. (2009). Currency substitution in selected African countries, *Journal of Economic Studies*, 36(6), 616-640.
- Feige, E. L., Faulend, M., Sonje, V., & Šošić, V. (2002). Unofficial dollarization in Latin America: Currency substitution, *network externalities and irreversibility*.
- Girton, L., & Roper, D. (1981). Theory and implications of currency substitution, *Journal of Money, Credit and Banking*, 13(1), 12-30.
- Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime, *Journal of econometrics*, 64(1-2), 307-333.
- Ho, N. H. (2003). Currency substitution and the case of Macao. *Monetary Authority of Macau*, PP. 25-38.
- Isaac, A. G. (1989). Exchange rate volatility and currency substitution. *Journal of International Money and Finance*, 8(2), 277-284.
- Joines, D. H. (1985). International currency substitution and the income velocity of money, *Journal of International Money and Finance*, 4(3), 303-316.

- 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., & Ericsson, N. R. (2003). Dollarization in post-hyperinflationary Argentina, *Journal of International Money and Finance*, 22(2), 185-211.
- Kareken, J., & Wallace, N. (1981). On the indeterminacy of equilibrium exchange rates, *The Quarterly Journal of Economics*, 96(2), 207-222.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, New York, *Harcourt, Brace and Company*.
- Kim, C. J., & Nelson, C. R. (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*, 80(2), 188-201.
- Krolzig, H. M. (1997). Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox. *unpublished, Nuffield College, Oxford*, p.14.
- Kumamoto, H., & Kumamoto, M. (2014). Does Currency Substitution Affect Exchange Rate Volatility?, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(4), 698.
- Levent, K. (2007). Does currency substitution affect exchange rate uncertainty? the case of Turkey. *University Library of Munich, Germany*.
- Miles, M. A. (1978). Currency substitution, flexible exchange rates, and monetary independence, *The American Economic Review*, 68(3), 428-436.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Petrović, P., Filipović, S., & Nikolić, G. (2016). Testing of currency substitution effect on exchange rate volatility in Serbia, *Industrija*, 44(3), 27-40.
- Samreth, S. (2011). An empirical study on the hysteresis of currency substitution in Cambodia, *Journal of Asian Economics*, 22(6), 518-527.
- Serletis, A., & Urtskaya, O. Y. (2007). Detecting signatures of stochastic self-organization in US money and velocity measures, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 385(1), 281-291.
- Srithilat, K., Sun, G., Chanthanivong, T., & Thavisay, M. (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*, 8(2), PP.79-84.
- Thomas, L. R. (1985). Portfolio theory and currency substitution, *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(3), 347-357.
- Yinusa, D. O., & Akinlo, A. E. (2008). Exchange rate volatility and the extent of currency substitution in Nigeria, *Indian Economic Review*, 161-181.

بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات ... (سامان قادری و زهرا بیرانوند) ۲۴۵

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