Journal of Iranian Economic Issues, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Biannual Journal, Vol. 9, No. 2, Autumn and Winter 2022-2023, 215-245
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

* 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ پژوهشی)، سال ۹، شمارهٔ ۲، پاییز و زمستان۱۴۰۱، ۲۱۷ - ۲۴۵

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 داده های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹-۱۴۰۰ با به‌کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و روش چرخشی مارکوف استفاده شده است. بر اساس نتایج تخمین مدل خودرگرسیون چرخشی مارکوف دو رژیمه 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 براین، 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 رژیم های مختلف ارزی است و اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز مورد تایید قرار می‌گیرد.

* 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

Copyright © 2018, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose.

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

طبقه‌بندی JEL: E42, E58, E31, C22

۱. مقدمه

ازجمله 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 دولت‌مردان 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 به‌همراه 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 درصورت تصمیم ساکنین داخلی برای جانشینی پول داخلی به خارجی می‌تواند در سرنوشت اقتصاد کشور نقش تعیین کننده‌ای داشته باشد و تضعیف بیشتر ارزش پول ملی و نوسانات بیشتر نرخ ارز را به‌همراه 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 تاثیرات خارجی اتخاذ کنند، زیرا چنین کشورهایی نسبت به شوک‌های پولی خارجی بیش‌تر تحت تاثیر قرار می‌گیرند. در اینجا، تعریف حجم پول نقش مهمی را در اندازه‌گیری حجم پول و بالتبع محاسبه درجه جانشینی پول 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)، 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 ارایه شده است. بعد از مقدمه که در بخش اول آمده، در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم پیشینه پژوهش ارایه 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 ارایه 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 تاثیرگذاری 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 درنظر گرفته می‌شود. تا تغییرات غیرقابل پیش‌بینی 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 می‌کند (آزید و همکاران(Azid et al) ،۲۰۰۵: ۷۴۹).

۱.۲ عوامل موثر برنوسانات نرخ ارز

نوسان را می‌توان به عنوان بی‌ثباتی، 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 می‌توان به تحریم اشاره کرد که باعث محدودیت در انتقال ارز سپس بی‌پاسخ ماندن تقاضای معاملاتی و سفته بازی و به ترتیب افزایش قیمت ارز و افزایش همراه با نوسان نرخ ارز می‌شود. همچنین رشد بالای نقدینگی ظرفیت شکل‌گیری 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 می‌توان 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 می‌یابد و به طور کلی خالص صادرات کاهش پیدا می‌کند. چون واردات افزایش پیدا می‌کند، تقاضای ارز بالا می‌رود و در نتیجه نرخ ارز افزایش می‌یابد. 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) گران‌تراز خارج می‌باشند و در نتیجه واردات افزایش و صادرات کاهش می‌یابد یعنی خالص صادرات کاهش می‌یابد. که دراینجا نرخ ارز بالا می‌رود.۳- قیمت و میزان تولید نفت: مهم‌ترین عاملی که در عرضه ارز در ایران نقش اساسی دارد، نفت می‌باشد 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 پس‌انداز خودشان را به پول کشورهای دیگر(معمولا پول کشوری که از اعتبار جهانی بالاتری بر خوردار است) نگهداری می‌نمایند. در اینجا نگهداری پول کشورهای دیگر به منظور مبادله صورت نمی‌گیرد، بلکه به منظور نگهداری و ذخیره ارزش‌ها انجام می‌شود (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). زاکوییان(Zakoïan) (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 اصلا 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 درحال 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 دوره های 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 برعرضه 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 درمورد اقتصادی با جانشینی پول باقی می‌ماند هر چند این نتیجه مطلق نیست و منبع شوک هنوز مهم است. اگر شوک ها بیشتر ناشی از بازارهای پولی باشند نرخ‌های ارز ثابت باعث ثبات بیش‌تری می‌شوند. اما اگر شوک ها عمدتا 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 تصمیم گیری دو مرحله ای بین پول و دیگر دارایی ها را نشان می‌دهد. طبق این رویکرد افراد در اولین مرحله ثروت خود را بین پول و دیگر دارایی ها تخصیص می‌دهند. مرحله دوم این فرآیند تصمیم گیری شامل تقسیم بخش پولی ثروت بین انواع مختلف پول می‌شود. دومین رویکرد تعادل پورتفولیو ابتدا توسط کادینگتون (Cuddington) (۱۹۸۳) پیشنهاد شده است که تاکید بر تخصیص ثروت بین انواع مختلف پول و دیگر دارایی ها به طور همزمان دارد. تقاضای دارایی می‌تواند به صورت تقاضا برای پول داخلی، تقاضا برای پول خارجی، تقاضا برای اوراق قرضه داخلی، تقاضا برای اوراق‌قرضه 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 دارایی های 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 بدهی های کوتاه مدت، پول خارجی، جواهرات، انواع فلزات گران‌قیمت و جریانات 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 تاثیر قرا 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 بقا اهداف پولی و تحت‌تاثیر 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 بحران های 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 پول های 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. پیشینهٔ 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 خودرگرسیونی 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.

سریسیلات 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 بلند مدت بین متغیرها را تایید کرده‌اند. و افزایش نرخ تورم و کاهش ارزش پول ملی به طور مثبت در بلند مدت بر جانشینی پول تاثیر می‌گذارد. پتروویچ و همکاران(Petrović) et al) (۲۰۱۶)، به بررسی تاثیر جانشینی ارز بر نوسانات نرخ ارز در صربستان در سال۲۰۰۲ با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیون تعمیم یافته نمایی(EGARCH) پرداخته‌اند. تجزیه و تحلیل آنها برای این فرضیه که جانشینی پول به‌طور مثبت بر نوسانات نرخ ارز (Expected depreciation rate) تأثیر می‌گذارد، رد شد.

باروس و همکاران(Barros et al) (۲۰۱۶) به بررسی تقاضای بلند مدت و کوتاه مدت پول طی دوره زمانی ۲۰۰۰تا ۲۰۱۳ در آنگولا با استفاده از مدل تصحیح خطا (ECM) پرداختند. و به این نتیجه رسیدند که رابطه تعادلی بلند مدتی 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 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 خود رگرسیون آستانه‌ای(Threshold ARCH) برای در نظر گرفتن اثر چرخشی نرخ ارز به این نتیجه رسیده‌اند که درکشورهای 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 آزمون های 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 رسیدکه 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 ارزطی 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 درآستانه های 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 درکشورهای منتخب جهان (ایران، آنگولا، مصر، آلبانی، ترکیه، پرو، ویتنام) برای دوره ۱۹۹۰–۲۰۰۹ با استفاده از الگوی رگرسیونی داده‌های تابلویی پرداخت، همچنین برای برآورد نوسانات نرخ ارز 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 اقتصاد سنجی نشان می‌دهد که جانشینی پول در ایران نامتقارن ولی در کانادا متقارن است.

لشکری وعرب مازار(۱۳۸۳)، درمطالعه‌ای 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 ۱۳۸۸تا ۱۳۸۰برای ایران استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که درمیان ۲۷ کشور مورد بررسی، ایران با ۳۸/۴ درصد رتبه دوازدهم را درکشورهای 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.

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

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 باتوجه به شاخص دیویژیا به صورت زیر تصریح می‌شود:

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

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

$lnexr_t$: لگاریتم نرخ ارز بازار غیر رسمی ارز بر حسب دلار آمریکا است.

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

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

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

lnNDM2: لگاریتم کل های 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 تخمینβ از تابع تقاضای پول داخلی استفاده می‌شود که با توجه به حجم پول دیویژیا معادله زیر را خواهیم داشت:

$$\mathrm{Ln}NDM2_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_t^D + \alpha_2 \mathrm{inf}_t + \alpha_3 lnEXR_t + \alpha_4 P_t^{max} + \alpha_5 lnGDP \quad (۳)$$

که در این معادله رگرسیونی α_4 همانβ است. i_t^D نرخ بهره 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 می دهد. 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 می کنند 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:

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

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

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

$\mathrm{z_i}$ برداری از متغیرهای y_i و x_i می‌باشد. C_0 یک بردار (k+1) از عرض از مبدأها وβ یک بردار (k+1) از ضرائب روند (Trend) می‌باشد. پسران و همکاران (۲۰۰۱) مدل VECM(Vector Error Correction Model (VECM)) زیر را برای رابطه فوق به‌دست آورده‌اند:

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

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

$x_t = (\ i_t^D\ ،\ \mathrm{inf_t}\ ،\ ln\mathrm{exr_t}\ ،lngdp_t\ ،\ P_t^{max})$

یک ماتریس برداری از متغیرهـای توضـیحی I(0) و I(1) اسـت، $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})'$ بـردار خطاهـای دارای میـانگین صـفر (Identically and Independently Distributed) (*i,i,d*) واریـانس همسان فرض شده است. علاوه بر این، با این فرض کـه یـک ارتبـاط بلندمـدت واحـد میـان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی به‌دست می‌آید. پسـران و همکـاران (۲۰۰۱) بـا توجـه بـه 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 پـنجم(بـا عـرض از مبـدا و رونـد 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 فوق δ_i هـا ضـرائب بلندمـدت، c_0 عـرض از مبـدأ اسـت. در آزمـون کرانـه‌هـا گام نخست، تخمین رابطه ECM شرطی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، بـه‌منظـور آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با به‌کارگیری آزمون فرضیه 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 جهت انجام آزمـون کرانـه‌هـا ارائـه 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 توجـه به درجه هم‌جمع بودن متغیرها، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهـا را رد نمود. اگر آماره آزمون پائین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پـائین قـرار گیـرد، فرضـیه صـفر را نمی‌توان رد نمود. در نهایت اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پائین قرار گیرد نتیجه آزمـون نامشخص است. در گام دوم، می‌تـوان مـدل بلندمـدت $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ شـرطی 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 $\mathrm{ARDL}(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ برای پنج متغیر را با استفاده از معیار آکائیک (Akaike info criterion)(AIC) تعیین نمود. در گام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به وسیله تخمین ECM زیر به‌دست می‌آید:

$$\Delta \mathrm{lnNMD2}_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \, \Delta \mathrm{lnNMD2}_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \, \Delta i_{t-1}^{D} + \sum_{\mathrm{p}=1}^{\mathrm{q}} \vartheta_{\mathrm{p}} \Delta INF_{\mathrm{t-p}} + \sum_{r=1}^{q} \tau_r \, \Delta \mathrm{lnexr}_{\mathrm{t-r}} + \sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{q}} \gamma_{\mathrm{i}} \, \Delta lnGDP + \sum_{\mathrm{m}=1}^{\mathrm{q}} \rho_{\mathrm{m}} \, \Delta P_{t-m}^{max} + \vartheta ecm_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

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

شایان ذکر است که برای متغیر وابسته لگاریتم کل های 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 بلند مدت و پیامد های متقابل بین متغیرها از آزمون کرانه ها(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(Dicky-Fuller) استفاده شده است. در جدول۱ نتایج آزمون ریشه واحد ADF و PP ارائه شده است. با توجه به اینکه درجه جمعی داده ها همسان نمی‌باشد، از آزمون کرانه ها برای بررسی وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها استفاده می‌شود.

جدول۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر و فیلیپس پرون
مأخذ: محاسبات پژوهش

متغیر	ADF	t_{ADF}	PP	t_{pp}
i_t^p	I (۱)	-۴/۸۴۰***	I (۱)	-۶/۹۳۱***
$\inf_t$	I (۱)	-۴/۸۸۷***	I (۱)	-۶/۷۸۳***
$lnexr_t$	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**

***، **، *** به مفهوم رد فرض صفربه 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 جدول۲ 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 کرانه ها جهت بررسی وجود رابطه بلندمدت
مأخذ: محاسبات پژوهش

	آماره 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

در جدول۳ 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 دیوژیا 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 lnNMS2 است.			**متغیر وابسته lnNMD2 است.**		
	ضریب	احتمال		ضریب	احتمال
i_t^D	-۰/۰۰۸	(۰/۰۳۲)	i_t^D	-۰/۰۲۳	(۰/۰۰۶)
$\mathrm{inf_t}$	-۰/۰۰۶	(۰/۰۴۱)	$\mathrm{inf_t}$	-۰/۰۱۸	(۰/۰۰۵)
$ln\mathrm{exr_t}$	-۰/۰۶۲	(۰/۰۳۸)	$ln\mathrm{exr_t}$	-۰/۰۷۸	(۰/۰۳۲)
$lngdp_t$	۰/۰۸۱	(۰/۰۶۳)	$lngdp_t$	۰/۰۱۶	(۰/۰۶۱)
P^{max}	-۰/۰۰۲	(۰/۰۰۶)	P^{max}	-۰/۰۰۳	(۰/۰۰۲)
Trend	۰/۰۰۶۰	(۰/۰۰۴)	Trend	۰/۰۰۸۹	(۰/۰۰۰)
ECM(-1)	-۰/۱۹۲	(۰/۰۰۰۰)	ECM(-1)	-۰/۲۶	(۰/۰۰۰۰)

۲.۵ مدل‌سازی نوسانات نرخ ارز

براساس 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 الگو هایARMA 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 می‌کنیم. الگوی EGARCH مناسب برای باقیمانده‌های الگوی AR(2)، الگوی EGARCH(1,1) می‌باشد نتایج برآورد نوسانات متغیر نرخ ارز اسمی با مدلEGARCH با مراتب مختلف و انتخاب بهترین مدل بر اساس معیارآکائیک (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 می‌گردد.

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 همه جانبه، کاهش عرضه‌ی ارز، افزایش نرخ ارز از نیمه دوم سال ۹۰ مشاهده می‌شود، به علت کمبود درآمد ها و ذخایر ارزی در سال های 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 دارائی‌های 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 نشان دهنده 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، مجددا 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.

پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۱. نوسانات نرخ ارز
مأخذ: محاسبات پژوهش

۳.۵ رویکرد چرخشی مارکوف تک متغیره

کرولزیگ(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 (۸) پیروی می‌کند:

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

اگر S_tیکی از M ارزش متفاوت نماینده به وسیله‌ی عدد صحیح 1,2,3,…,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:

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

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

$$lnvexr_t = c_2 + a_{12} lnvexr_{t-1} + \cdots + a_{p2} lnvexr_{t-p} + \varepsilon_t \qquad \text{رابطه(۱۱)}$$

پارامترهای فرآیند شرطی، به یک رژیم که فرض شده است تصادفی و غیرقابل‌مشاهده 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 طوریکه 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):

$$\begin{aligned} P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) &= p_{00} \\ P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) &= 1 - p_{00} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) &= 1 - p_{11} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) &= p_{11} \end{aligned} \qquad \text{رابطه(۱۲)}$$

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:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)} \quad \text{and} \quad p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1+e(\partial_0)} \qquad \text{رابطه(۱۳)}$$

۴.۵ آزمون غیرخطی بودن داده‌های متغیرنوسانات نرخ ارز

درالگو های غیر خطی فرض بر این است که رفتار متغیرها تحت رژیم های 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 اخلال 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 می دهیم و صفربودن احتمال نشان می‌دهد مجاز به استفاده از مدل غیر خطی هستیم و فرضیه برابری نوسانات نرخ ارز در رژیم های 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	
آماره احتمال	**ضریب**	
۰/۰۰۰۰	۰/۵۶۷	AR(1)
۰/۰۰۰۰	۰/۴۷۰	AR(2)
رژیم ۲	**رژیم۱**	
۱/۲۹۴	−۰/۹۵۰	عرض از مبدا
۰/۵۸۵	−۰/۸۶۰	انحراف معیار رژیم

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

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

***، **، *** 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

آزمون بررسی حالت خطی بودن نوسانات نرخ ارز ارائه شده است، بر اساس آزمون راست‌نمایی $LR = 2 \times \left| \ln L_{\text{MSIH(2)–AR(2)}} - \ln L_{\text{linear(2) AR}} \right|$ 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 مشاهده‌شده، 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

دراین 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 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

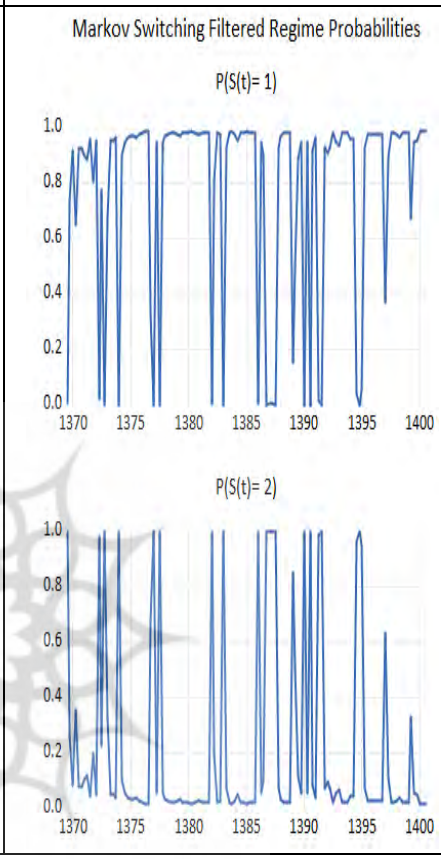
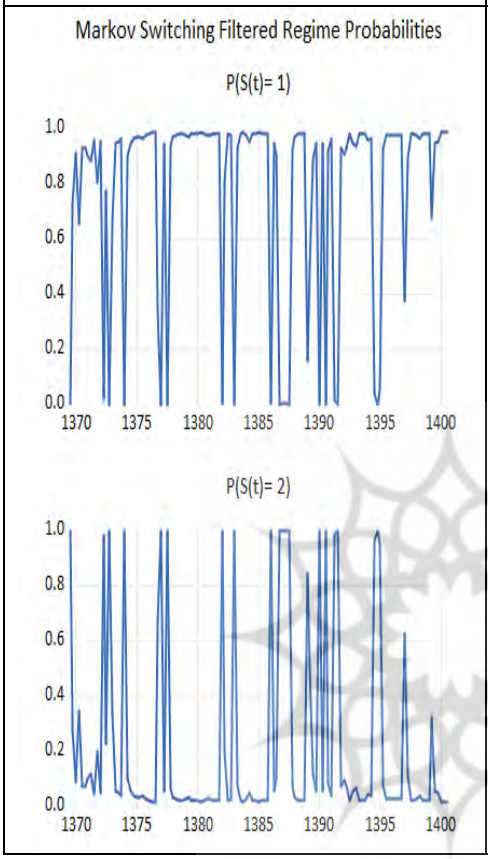
در رژیم کم نوسان ارزی(رژیم یک) یک درصد افـزایش در متغیـرهـای جمـع پـولی سـاده و دیویژیا، در همان دوره به ترتیب منجر به کاهش ۰/۷۸۳و ۰/۸۲۰ درصد در نوسـانات نـرخ ارز خواهد شد، اما یـک درصـد افـزایش در متغیـرهـای جمـع پـولی سـاده و دیویژیـا در رژیـم پرنوسان ارزی (رژیم دو)، به ترتیب منجـر بـه افـزایش ۰/۹۳۲ و ۰/۹۷۰ درصـد در نوسـانات نرخ ارز خواهند شد. بنابراین می‌توان گفت که هر دوی کل‌های پـولی جمـع سـاده و دیویژیـا دارای اثرات نامتقارنی بر نوسانات نرخ ارز دراقتصاد 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 احتمـال مانـدن دو مدل در رژیم دو برابر ۰/۴۰۹ و ۰/۴۱۰ می‌باشد که نشان‌دهنـده‌ی پایـایی رژیـم‌هـای کـم 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 پرنوسـان، بـه احتمـال ۰/۶۷۷۲ و ۰/۶۷۷۶، نوسانات نرخ ارز وارد فاز کم نوسان می‌شود. با توجـه بـه تخمـین مـدل MSIH(2)-AR(2) ماندگاری در رژیم یک یعنی رژیم کم نوسـان ارزی ۴/۳۴ فصـل و در رژیـم دو رژیـم پرنوسان ارزی۱/۴ فصل می‌باشد که ماندگاری در رژیم یک نسبت به رژیم دو بیشتر است.

احتمالات فیلترشده انتقال رژیم با در نظرگرفتن جانشینی پـولی دیویژیـا و جمـع سـاده در نمـودار شـماره ۱ گـزارش شـده اسـت کـه براسـاس احتمـالات همـوار شـده و فیلتـر شـده مـدل MSIH(2)-AR(2)، بـرای جانشـینی پـولی جمـع سـاده و دیویژیـا رژیـم یـک رژیـم کم‌نوسان ارزی و رژیم دو رژیم پرنوسان ارزی است.

جانشینی پولی دیویژیا	جانشینی پولی جمع ساده
	

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

۶. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثر نامتقارن جانشینی پول در ایران با استفاده از الگوی تغییر رژیم مارکوف می‌باشد. با توجه به اینکه نرخ ارز در ایران دارای نوسانات زیادی است بررسی عوامل مؤثر بر آن دارای اهمیت زیادی می‌باشد، یکی از عوامل تأثیرگذار بر نوسانات نرخ ارز، جانشینی پول می‌باشد زمانی که 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 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 به‌دست 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)) به‌عنوان 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 محاسبه‌شده، نشان‌دهنده پایایی در رژیم‌های کم نوسان ارزی می‌باشد.
- پس از بررسی اثرجانشینی پول توسط کل‌های پولی جمع ساده و دیویژیا مشخص شد که اثر این متغیرها در دو رژیم اثرات معنا داری 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 بدست‌آمده 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 رژیم های مختلف ارزی است و اثر نامتقارن جانشینی پول بر نوسانات نرخ ارز مورد تایید قرار می گیرد.
- 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 کاملا 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 رژیم های کم نوسان و پرنوسان ارزی سیاست‌های متناسب با این رژیم‌ها اعمال شود. همچنین با توجه به عملکرد بهتر کل های پولی دیویژیا در مقایسه با کل‌های پولی جمع ساده در انتقالات رژیم و همچنین نوآوری های مالی و ترجیهات 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 باتوجه 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 فعالیت های 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 : کاربردی از الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)*، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۴۹(۱۶)، ۱۱۵-۹۹.

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، شماره۶۶، ۴۳-۳۱.

لشکری، محمد و عرب مازار، عباس(۱۳۸۳).*رتبه درجه جانشینی پول ایران درمیان 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 مدیریتف 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 economicsreexamination, *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., & Šošic, 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., & Uritskaya, 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.

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی