

پیامد تغییر واحد پول ملی: آیا حذف چهار صفر از ریال تورم‌زاست؟

محمد نوفرستی<sup>۱</sup>، زهرا نوروزی<sup>۲</sup>

دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۱۰ پذیرش: ۱۳۹۳/۳/۱۶

### چکیده

تنزل قابل توجه ارزش ریال در سال‌های اخیر سبب گشته است تا لزوم تغییر واحد پول مورد توجه خاص قرار گیرد. هر چند تغییر واحد پول ملی و معرفی ریالی با ارزش‌تر از ریال قدیم دارای فواید مشهودی است اما به دلیل نگرانی از بروز شرایط تورمی، در انجام آن تردید و تعلل می‌شود.

این مقاله سیاست تغییر واحد پول ملی را از جنبه تورمی بودن آن مورد بررسی قرار داده است و برای این منظور بر عرضه پول تمرکز می‌یابد. سؤال آن است که آیا سیاست تغییر واحد پول می‌تواند از طریق تغییر ضریب افزایش پول به تغییر عرضه پول منجر شود؟ برای این منظور تابع تقاضایی برای اسکناس و مسکوک بر اساس مبانی نظری تصریح و به کمک آمار سری زمانی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۱ به روش همجمعی برآورد شده است. نتایج مبین آن است که تغییر واحد پول، تقاضا برای اسکناس و مسکوک را افزایش داده و نسبت اسکناس و مسکوک به سپرده‌های بانکی را افزایش می‌دهد. با افزایش این نسبت، ضریب افزایش پول کاهش پیدا می‌کند. در نتیجه سیاست تغییر واحد پول را می‌توان به عنوان یک سیاست ضد تورمی تلقی کرد.

در عین حال برای بررسی تورم‌زا بودن سیاست تغییر واحد پول در کشورهایی که اقدام به اجرای چنین سیاستی کرده‌اند، تابعی براساس رابطه مقاداری پول برای کشورهایی که داده‌های آماری مورد نیاز وجود داشته است تصریح و برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که نه تنها سیاست تغییر واحد پول ملی به تورم دامن نزده است، بلکه در برخی از کشورها منجر به کاهش تورم نیز شده است.

واژگان کلیدی: حذف صفر از ریال، بازسنجی ارزش پول ملی، تغییر واحد پول، تورم، همجمعی.

طبقه بندی JEL: E۴۱، E۴۲، E۵۱، E۵۲.

<sup>۱</sup> - دکترای اقتصاد، دانشیار، عضو هیأت علمی دانشگاه شهید بهشتی، (نویسنده مسئول)، M-nofereesti@sbu.ac.ir

<sup>۲</sup> - کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، Za.noroozi@gmail.com

## ۱. مقدمه

هنگامی که یک اقتصاد برای دوره‌ای طولانی نرخ‌های تورم بالایی را تجربه می‌کند و سطح عمومی قیمت‌ها به چندین برابر گذشته افزایش می‌یابد، برای معاملات معمول که به صورت نقدی انجام می‌شود، حجم اسکناس و مسکوک زیادی مورد نیاز است. در مواردی افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و در نتیجه کاهش قدرت خرید هر واحد پول به حدی می‌رسد که پول رایج به سختی می‌تواند به عنوان وسیله مبادله، واحد شمارش و ذخیره ارزش نقش خود را ایفا کند. برای مقابله با هزینه‌های ناشی از چنین مسائلی است که دولت‌ها مجبور می‌شوند در واحد پول خود تجدید نظر کنند و پول جدیدی را به جریان اندازند تا مشکلات موجود را رفع نماید.

تغییر واحد پول، فرآیندی است که در آن پول ملی یک کشور، که به دلیل تورم قابل توجه شدیداً کاهش ارزش یافته است، مجدداً ارزش گذاری می‌شود و عموماً این ارزش گذاری مجدد به لحاظ سادگی به شکل حذف چند صفر از پول ملی تجلی پیدا می‌کند. پدیده بازنگری در ارزش پول ملی که در اقتصاد به آن رفرم پولی<sup>۳</sup> یا بازسنجی پولی<sup>۴</sup> نیز اطلاق می‌شود پدیده‌ی جدیدی نیست. نگاهی به تاریخ اقتصادی کشورهای در حال توسعه گویای این واقعیت است که بسیاری از این کشورها پس از مواجهه با دوران‌های تورمی سیاست ارزش گذاری مجدد پول ملی را اعمال کرده‌اند. با توجه به حاکم بودن شرایط تورمی بر اقتصاد ایران در چهار دهه اخیر و تنزل قابل توجه ارزش ریال، نیاز به تغییر واحد پول و معرفی ریالی به مراتب با ارزش تر از ریال قدیم به شدت محسوس است. با این وجود دولتمردان عمدتاً به دلیل نگرانی از تورم‌زا بودن چنین اقدامی در تغییر واحد پول ملی تردید می‌کنند. این مقاله قصد دارد تا مسئله تورم‌زا بودن سیاست تغییر واحد پول را مورد بررسی قرار دهد. ساختار مقاله به این صورت است که پس از این مقدمه در بخش دوم مقاله تاریخچه کوتاهی از تغییر واحد پول ارائه می‌شود و پیشینه سیاست تغییر واحد پول مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم به کمک تصریح الگویی برای تقاضای اسکناس و مسکوک، به پیش بینی امکان بروز تورم در اقتصاد ایران پس از تغییر واحد پول می‌پردازیم. بخش چهارم مقاله به بهره‌گیری از رابطه مقداری پول به بررسی این مسئله می‌پردازد که آیا تغییر واحد پول در کشورهایی که دست به این اقدام زده‌اند در تورم‌تغییری ایجاد کرده است یا خیر. خلاصه و نتیجه‌گیری مقاله نیز در بخش پنجم ارائه می‌شود.

## ۲. تاریخچه تغییر واحد پول

تغییر واحد پول در جهان سابقه‌ای طولانی دارد و به قرن نوزدهم میلادی بر می‌گردد. آرژانتین یکی از اولین کشورهایی است که در سال ۱۸۸۱ میلادی واحد پول خویش را تغییر داده‌است. در طول قرن بیستم متجاوز از ۵۰ کشور اقدام به تغییر واحد پولی خویش کرده‌اند و این امر کماکان در قرن بیست و یکم نیز تداوم دارد. کشورهایی که در سالهای آغازین قرن بیست و یکم به تغییر واحد پول خویش دست زده‌اند، به جز کشور زیمبابوه که در حال حاضر فاقد پول رسمی است و کشورهای حوزه یورو، به گونه‌ای است که در جدول (۱) آمده‌است.

<sup>۳</sup>. Currency Reform.

<sup>۴</sup>. Currency Redenomination.

جدول (۱): کشورهای که در سالهای آغازین قرن ۲۱ در ارزش پول ملی خود تجدید نظر کرده‌اند

ردیف	کشور	سال	برابری پول قدیم با جدید	نام واحد پول
۱	روسیه سفید	۲۰۰۰	۱۰۰۰	روبل
۲	ترکیه	۲۰۰۵	۱۰۰۰۰۰۰	لیر جدید
۳	رمانی	۲۰۰۵	۱۰۰۰۰	لئو
۴	آذربایجان	۲۰۰۶	۵۰۰۰	منات جدید
۵	موزامبیک	۲۰۰۶	۱۰۰۰	متیکایس
۶	غنا	۲۰۰۷	۱۰۰۰۰	سدى
۷	ونزوئلا	۲۰۰۸	۱۰۰۰	بولیوار
۸	ترکمنستان	۲۰۰۹	۵۰۰۰	منات جدید
۹	کره شمالی	۲۰۰۹	۱۰۰	وان

دولت اندونزی نیز رسماً اعلام داشته است که قصد دارد سه صفر را از پول ملی حذف کند. چنانچه این امر مورد تصویب قرار گیرد، پول جدید در کنار پول قدیم به جریان گذاشته خواهد شد و طی ۴ سال تا سال ۲۰۱۸ به تدریج کاملاً جانشین پول قدیم خواهد گردید.

مدتی است که موضوع تغییر واحد پول در ایران نیز مطرح شده است و مطالب متعددی در مورد پیامدهای بازسنجی ارزش ریال نگاشته شده است. اما عموم این مطالب فاقد تحلیل بر اساس مبانی نظری بوده و عمدتاً جنبه توصیفی داشته است. یکی از مقالاتی که به مسئله تغییر واحد پول از جنبه مبانی نظری تقاضای پول نگریسته است مقاله نوفرستی و هاشمی (۱۳۸۵) است. در این مقاله بحث مفصلی در مورد لزوم تغییر واحد پول و به جریان گذاشتن اسکناس و مسکوک ارزشمندتر مطرح شده است و هزینه‌هایی که پول کم ارزش بر جامعه تحمیل می‌کند در دسته بندی زیر مورد بحث و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است:

- مشکلات ناشی از دریافت و پرداخت در مبادلات نقدی، ثبت اطلاعات ارقام ریالی و انجام عملیات محاسباتی و حسابداری.
  - هزینه‌های هنگفت چاپ اسکناس و چک پول.
  - عدم ایفای نقش مناسب سکه در مبادلات.
- در این مقاله حذف ۴ صفر از پول ملی پیشنهاد شده است.

در میان مطالعات خارجی تغییر واحد پول، برنهلز<sup>۵</sup> (۲۰۰۳) در مقاله‌ای با استفاده از تحلیل مقایسه‌ای به بررسی موفقیت یا عدم موفقیت در اجرای سیاست اصلاح واحد پول در ۳۴ کشور پرداخته است. برای این منظور از شش متغیر کیفی شامل اعتبارات داخلی و خارجی، استقلال بانک مرکزی، نظام نرخ ارز ثابت، محدودیت اعتباری برای دولت در بانک مرکزی و اقتصاد با برنامه-ریزی متمرکز استفاده شده است. نتایج مقایسه بین کشورها نشان می‌دهد که استقلال بانک مرکزی و تثبیت نرخ ارز از شاخصه-های مهم موفقیت در اصلاحات پولی هستند.

<sup>۵</sup>. bernholz.

آیوانا<sup>۶</sup> (۲۰۰۵) در مقاله‌ای به بررسی کشورهای که به اصلاح واحد پول اقدام کرده‌اند، به خصوص رومانی و ترکیه پرداخته است. وی بیان می‌دارد که اصلاح واحد پول به عنوان بخشی از راهبرد جامع از اصلاحات اقتصادی در طول ۸۵ سال گذشته، تقریباً در ۵۰ کشور جهان انجام شده است. بررسی مقایسه‌ای کشورها حاکی از این است که اصلاح واحد پول، زمانی موفقیت آمیز است که نتایج زیر حاصل شده باشد:

- نرخ تورم کاهش یابد و یا نرخ تورم تک رقمی شود.
  - کاهش نرخ تورم و اصلاحات پولی موجب بهبود اعتبار پول ملی شود.
  - تولید ناخالص واقعی رشد کرده و کسری بودجه و کسری حساب‌های جاری کاهش یابد.
- همچنین وی با مقایسه کشورها نتیجه گرفته است که حذف صفر از پول ملی منجر به تورم نخواهد شد.

موسلی<sup>۷</sup> (۲۰۰۵) در مقاله‌ای به بررسی و تحلیل شرایطی که کشورهای در حال توسعه به اصلاحات پولی اقدام کرده‌اند پرداخته است. وی با استفاده از مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی شامل نرخ تورم، اعتبار داخلی و خارجی پول ملی و متغیرهای سیاسی شامل درجه دموکراسی، درجه تضاد اجتماعی و افق زمانی دولت، تصمیم به فرم پولی کشورها را در محدوده‌ی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۳ میلادی مورد بررسی قرار داده است. این مطالعه از تورم به عنوان مهمترین عامل پیش‌بینی‌کننده‌ی اصلاح واحد پول نام برده است. موسلی در عین حال، در این مقاله با اشاره به پیشینه و تاریخچه حذف صفرها در سطح جهان به ذکر شرایط لازم برای انجام اصلاحات پولی و نتایج و فوائد آن پرداخته است. وی بیان می‌دارد که چنانچه حذف صفرها در چارچوب یک سلسله اصلاحات اقتصادی به انجام رسد، تورم مهار می‌شود، اعتبار پول ملی افزایش می‌یابد، روحیه ملی ارتقا می‌یابد و سرمایه‌گذاری خارجی در کشور افزایش پیدا می‌کند. به اعتقاد موسلی حذف صفرها از پول ملی هزینه‌چندانی را بر اقتصاد تحمیل می‌کند. این سیاست تنها مستلزم انتشار اسکناس‌های جدید و آگاه کردن مردم و بازارهای مالی نسبت به تغییرات جدید است.

برنهولز و کاکلر<sup>۸</sup> (۲۰۰۶) نیز با استفاده از یک مدل پروبیت به بررسی موفقیت یا شکست در اجرای سیاست اصلاح واحد پول در ۳۴ کشور نمونه پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل پروبیت حاکی از آن است که استقلال بانک مرکزی و وجود نظام نرخ ارز ثابت از عوامل مهم اجرای موفقیت‌آمیز سیاست اصلاح واحد پول هستند. در عین حال، اصلاح واحد پول در کشورهای مبتنی بر اقتصاد بازار نسبت به کشورهای با اقتصاد متمرکز از موفقیت بیشتری برخوردار بوده است.

بلو<sup>۹</sup> (۲۰۰۷) در یک مقاله‌ی توصیفی پس از بررسی تاریخی تغییر واحد پول کشورهای جهان به بررسی مزایا و معایب اجرای این سیاست در کشور نیجریه پرداخته است. بر اساس مطالعه وی، اجرای طرح تغییر واحد پول در بسیاری از کشورها موفقیت آمیز بوده است و منجر به ثبات در اقتصاد کلان، کاهش تورم و اعتبار پول ملی شده است. بلو چنین نتیجه‌گیری می‌کند که اجرای سیاست اصلاح واحد پول ملی در نیجریه، می‌تواند به کارایی اقتصادی منجر شود، مشروط بر اینکه دولت تنها به سیاست‌های پولی بسنده نکرده و عوامل روانی و نحوه اجرای این سیاست را مد نظر قرار دهد.

### ۳. بررسی تورم‌زا بودن تغییر واحد پول

<sup>۶</sup>. Ioanna.

<sup>۷</sup>. Mosely.

<sup>۸</sup>. Kugler.

<sup>۹</sup>. Bello.

پول و سیاست‌های پولی می‌توانند نقش مهمی را در تعیین سطح فعالیت‌های اقتصادی، ایجاد تعادل و رهایی از بحران‌های اقتصادی ایفا کنند. بنابراین اگر دولت بتواند در کنار سایر ابزارهای سیاستی، حجم پول را به نحو مؤثری تحت کنترل خود در آورد و آن را برای تأمین اهداف یاد شده هدایت کند، حصول این اهداف دور از دسترس نخواهد بود. اما عرضه پول که از حاصل ضرب پایه پولی در ضریب افزایش پول به دست می‌آید، دارای اجزایی است که چندان در کنترل مقامات پولی نیست. یکی از این اجزاء، مقدار اسکناس و مسکوک در دست اشخاص نسبت به سپرده‌های بانکی است که خود را در ضریب افزایش پول نشان می‌دهد. این مسئله را می‌توان در رابطه عرضه پول که به صورت زیر تصریح می‌شود مشاهده نمود.

$$M_2 = \mu \cdot MB \quad (1)$$

در این رابطه  $M_2$  نقدینگی،  $\mu$  ضریب افزایش پول و  $MB$  پایه پولی است. ضریب افزایش پول نیز معادل است با:

$$\mu = \frac{1 + \alpha}{\alpha + \beta + \gamma} \quad (2)$$

که در آن  $\alpha = \frac{CC}{DD+TD}$  نسبتی از سپرده‌های بانکی است که افراد ترجیح می‌دهند به صورت اسکناس و مسکوک نزد خود نگاه دارند،  $\beta$  سپرده قانونی و  $\gamma$  نسبت ذخایر آزاد بانکی است.

$CC$  اسکناس و مسکوک در دست اشخاص،  $DD$  سپرده‌های دیداری و  $TD$  سپرده‌های مدت‌دار بانکی است. افزایش در تقاضا برای اسکناس و مسکوک به نسبت سپرده‌های بانکی سبب می‌شود تا  $\alpha$  افزایش یابد. افزایش  $\alpha$  همانگونه که در رابطه زیر مشاهده می‌شود، به کاهش ضریب افزایش پول می‌انجامد.

$$\begin{aligned} d\mu/d\alpha &= (\alpha + \beta + \gamma - 1 - \alpha) / (\alpha + \beta + \gamma)^2 < 0 \\ &= (\beta + \gamma - 1) / (\alpha + \beta + \gamma)^2 < 0 \end{aligned} \quad (3)$$

زیرا قطعاً  $\beta + \gamma$  کوچکتر از یک است. بنابراین کاهش در ضریب افزایش پول سبب می‌شود تا عرضه پول کاهش یابد. در نتیجه، اگر اجرای سیاست تغییر واحد پول و به جریان انداختن اسکناس و مسکوک پر قدرت‌تر سبب شود تا تقاضا برای اسکناس و مسکوک افزایش یابد، این امر مآلاً به کاهش عرضه پول منجر خواهد شد. به عبارت دیگر، سیاست تغییر واحد پول که به افزایش تقاضا برای اسکناس و مسکوک منجر شود، به منزله اجرای یک سیاست پولی انقباضی بوده و کاملاً یک سیاستی ضد تورمی است.

بدین منظور در این قسمت به تصریح و برآورد تابع تقاضای اسکناس و مسکوک می‌پردازیم تا اثر به جریان انداختن اسکناس‌های با ارزش‌تر را بر تقاضای اسکناس و مسکوک مورد بررسی قرار دهیم.

#### ■ تقاضا برای اسکناس و مسکوک

تقاضای پول معمولاً تابع متغیرهایی است که در رابطه با دو نقش عمده پول قرار می‌گیرند، یکی پول به عنوان ذخیره ارزش و دیگری پول به عنوان وسیله مبادله. دیدگاه کینزی بیشتر به پول به عنوان جزئی از ثروت می‌نگرد در حالی که دیدگاه نئوکلاسیکی نقش پول را بیشتر در وسیله مبادله بودن آن می‌داند. با توجه به آن که تقاضا برای پول، تقاضا برای آن بخشی از ثروت است که جامعه تمایل دارد به صورت پول در بین مجموعه دارایی‌های خود نگهداری کند، دلیل و انگیزه چنین امری در تصریح متغیرهای تقاضا برای پول حائز اهمیت است.

عموم توابع تقاضای پول که به صورت تجربی مورد برآورد قرار گرفته‌اند، معمولاً شامل دو نوع متغیر توضیحی بوده‌اند. یک نوع متغیری که جنبه درآمدی داشته و می‌تواند به عنوان نماینده‌ای از حجم مبادلات انجام شده تلقی شود و دیگری متغیری که

بتواند به گونه‌ای انعکاس دهنده هزینه فرصت پول باشد. در مورد متغیری که بتواند نماینده حجم مبادلات باشد، معمولاً از تولید ناخالص داخلی یا ملی استفاده شده است. این انتخاب با این پیش فرض صورت می‌گیرد که حجم مبادلات تقریباً با مقدار تولید ناخالص داخلی یا ملی متناسب است. در رابطه با هزینه فرصت پول، بسیاری از مطالعات تجربی تابع تقاضا برای پول، به نوعی از نرخ‌های بهره استفاده کرده‌اند. برخی مطالعات نیز نرخ تورم انتظاری را به عنوان هزینه فرصت پول مورد استفاده قرار داده‌اند.

در یک اقتصاد باز، تقاضا برای پول علاوه بر متغیرهای معمول، به نرخ برابری ارز نیز وابسته است. کاهش ارزش پول و یا به عبارتی دیگر افزایش نرخ برابری ارز سبب می‌شود تا تقاضا برای پول داخلی کاهش یابد زیرا وقتی تنزل هر چه بیشتر پول ملی مورد انتظار است افراد سعی می‌کنند برای حفظ قدرت خرید خود، ارز را جانشین پول ملی کنند. در یک نظام نرخ ارز ثابت یا نرخ ارز شناور مدیریت شده، افزایش اختلاف بین نرخ ارز بازار موازی ارز از نرخ رسمی، به انتظارات افزایشی نرخ ارز دامن زده و سبب می‌شود تا عوامل اقتصادی در ترکیب دارایی‌های خویش ارز خارجی را جانشین پول ملی نمایند. لذا با فاصله گرفتن نرخ ارز بازار موازی از نرخ ارز رسمی، انتظار می‌رود تقاضا برای اسکناس و مسکوک کاهش یابد.

عامل دیگری که در تقاضای اسکناس و مسکوک نقش دارد، نااطمینانی از شرایط اقتصادی-سیاسی است. افزایش نااطمینانی و بی‌ثباتی در جامعه سبب می‌شود تا افراد به نگرانی پول نقد نزد خود گرایش بیشتری داشته باشند و کمتر پول خود را در شبکه بانکی نگه‌داری کنند. لذا انتظار می‌رود که با افزایش نااطمینانی و بی‌ثباتی اقتصادی، تقاضا برای اسکناس و مسکوک افزایش یابد. قدرت خرید درشت‌ترین اسکناس در گردش نیز عامل دیگری است که بر تقاضای اسکناس تأثیرگذار است. هر چه اسکناس‌های درشت‌تری، که از قدرت خرید بالاتری برخوردار است، از سوی بانک مرکزی به گردش گذاشته شود، افراد تمایل خواهند داشت مقدار پول بیشتری را در قالب اسکناس نزد خود نگاه دارند.

با توجه به موارد یاد شده، تابع تقاضای بلند مدت برای اسکناس و مسکوک و تابع پویایی‌های کوتاه مدت آن را در قالب الگوی تصحیح خطا به صورت زیر تصریح کرد:

$$CC^L = CC^L(GDP^+, \bar{r}, \bar{EF}/E, \bar{RISK}, \bar{NOTE}^+) \quad (4)$$

$$\Delta CC^S = \Delta CC^S(\Delta GDP^+, \Delta \bar{r}, \Delta(\bar{EF}/E), \Delta \bar{RISK}, \Delta \bar{NOTE}^+, (CC^S - CC^L)) \quad (5)$$

در این تابع:

$CC^L$ : تقاضا برای اسکناس و مسکوک در بلند مدت

$CC^S$ : تقاضا برای اسکناس و مسکوک در کوتاه مدت

GDP: تولید ناخالص داخلی

E: نرخ ارز بازار رسمی

EF: نرخ ارز بازار موازی ارز

r: نرخ سود بانکی

RISK: شاخص نااطمینانی و بی‌ثباتی اقتصادی<sup>۱۰</sup>

<sup>۱۰</sup> در این مطالعه شاخص نااطمینانی اقتصادی به صورت میانگین واریانس غلطان سه شاخص نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی و درصد تغییرات نرخ ارز در بازار موازی ارز در نظر گرفته شده است.

Note: مبلغ اسمی درشت ترین اسکناس در گردش

عموم مطالعات تجربی تقاضای پول، شکل لگاریتمی تابع تقاضای پول را مورد توجه قرار داده‌اند. در این مطالعه نیز فرم لگاریتمی تابع تقاضای پول انتخاب شده و تابع تقاضای اسکناس و مسکوک در بلندمدت به صورت زیر تصریح شده است:

$$\text{Log}(\text{CCJ}/\text{P}) = \alpha + \beta_1 \text{Log}(\text{GDP}) + \beta_2 \text{Log}(\text{NOTE}/\text{P}) + \beta_3 \text{Log}(\text{R}) + \beta_4 \text{Log}(\text{E}) \quad (6)$$

برای برآورد ضریب الگو از آمار سری زمانی سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۱ در چارچوب روش‌شناسی همجمعی استفاده شده است. تمامی متغیرهای دخیل در الگو به لحاظ پایایی با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم یافته مورد آزمون واقع شده و نتایج در پیوست (۲) گزارش شده است. بر اساس این آزمون تمامی متغیرهای الگو  $I(1)$  و ناپایا هستند. برآورد ضرایب تابع تقاضای اسکناس و مسکوک، به منظور تصحیح تورش ضرایب مربوط به نمونه‌های کوچک، از الگوی ARDL بهره گرفته‌ایم. بر این اساس، تابع تقاضای اسکناس و مسکوک به صورت زیر برآورد شده است:

$$\text{LOG}(\text{CCJ}/\text{PCI} * 100) = -3.02 + 0.52 * \text{LOG}(\text{GDP}) - 0.36 * \text{LOG}(\text{R}) \quad (7)$$

(-4.69) (5.91) (-3.83)

$$+ 0.099 * \text{LOG}(\text{NOTE}/\text{PCI} * 100) - 0.05 * \text{LOG}(\text{EF}/\text{E}) + 0.03 * \text{LOG}(\text{RISK})$$

(5.57) (-2.43) (3.04)

$$+ 0.64 * \text{DU}_{57} + 0.58 * \text{LOG}(\text{CCJ}(-1)/\text{PCI}(-1) * 100)$$

(5.72) (8.91)

$$R^2 = 0.99 \quad D.W = 1.66 \quad F: 553.26$$

در الگوی فوق  $\text{DU}_{57}$  یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سالهای پس از انقلاب یک و قبل از آن صفر است. آماره  $t$  بدست آمده از روش بنرجی- دولادو و مستر به منظور بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت، برابر است با:

$$\frac{0.5765 - 1}{0.0646} = -6.555 \quad (\text{کمیت بحرانی } 5\% : -4.43) \quad (8)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود قدر مطلق آماره  $t$  بدست آمده از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی- دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگتر است، از این‌رو وجود رابطه تعادلی بلندمدت به تأیید می‌رسد. این رابطه تعادلی بلندمدت به صورت زیر است:

$$\text{LOG}(\text{CCJ}/\text{PCI} * 100) = -7.1324 + 1.2184 * \text{LOG}(\text{GDP}) - 0.8416 * \text{LOG}(\text{R}) + 0.2329 * \text{LOG}(\text{NOTE}/\text{PCI} * 100) - 0.1298 * \text{LOG}(\text{EF}/\text{E}) + 0.0807 * \text{LOG}(\text{RISK}) + 1.5133 * \text{DU}_{57} + \text{CCE}_1 \quad (9)$$

برای اطمینان بیشتر نسبت به کاذب نبودن رگرسیون برآورد شده، پایایی جمله خطای رابطه تعادلی بلندمدت به روش انگل- گرنجر تعمیم یافته بررسی شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۲): آزمون همجمعی بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

نام متغیر	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵ درصد	نتیجه آزمون
CCE 1	-۳/۵۶	-۱/۹۵	ECCI~ I(۰)

مقایسه کمیت آماره آزمون با کمیت بحرانی در سطح ۵٪ پایایی جمله پسماند را به اثبات می‌رساند که مؤید وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو است. نتایج حاصل از برآورد رابطه تعادلی بلندمدت تقاضای اسکناس و مسکوک حاکی از آن است که یک درصد افزایش در درآمد سبب می‌شود تا تقاضای اسکناس و مسکوک ۱/۲۲٪ افزایش یابد. در مقابل یک درصد افزایش در هزینه فرصت پول، تقاضا برای اسکناس و مسکوک را ۰/۸۴٪ کاهش می‌دهد. در عین حال اگر اختلاف بین نرخ ارز بازار رسمی و بازار موازی ارز یک درصد بیشتر شود، تقاضا برای اسکناس و مسکوک ۰/۱۳٪ کاهش پیدا می‌کند. یک درصد افزایش در

بی‌ثباتی اقتصادی نیز تقاضا برای اسکناس و مسکوک را ۰/۰۸۱٪ درصد افزایش می‌دهد. اما آنچه که در این بیشتر مورد توجه ما است واکنش تقاضای اسکناس و مسکوک نسبت به تغییر در قدرت خرید درشت‌ترین اسکناس، تقاضای اسکناس و مسکوک ۰/۲۳٪ افزایش می‌یابد. بنابراین وقتی چند صفر از ریال حذف شود و اسکناس‌های با قدرت خرید بیشتری به گردش درآید، با توجه به آنچه در بخش سوم مقاله به تفصیل مورد بحث قرار گرفت، ضریب افزایش پول کاهش یافته و عرضه پول را کاهش خواهد داد.

اکنون به برآورد رابطه پویایی‌های کوتاه‌مدت تابع تقاضای اسکناس و مسکوک می‌پردازیم. وجود همجمعی بین متغیرهای تابع تقاضای اسکناس و مسکوک، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) را فراهم می‌آورد. این الگو نوسانات کوتاه-مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد الگوی ECM به شرح زیر است.

$$(10) DLOG(CPJ/PCI*100) = -0.02 + 0.51 * DLOG(GDP) - 0.28 * DLOG(R)$$

$$(-1.85) \quad (4.65) \quad (-4.82)$$

$$+ 0.05 * DLOG(NOTE/PCI*100) + 0.93 * D(DU57) + 0.12 * D5356$$

$$(2.20) \quad (18.35) \quad (4.94)$$

$$+ 0.36 * D87 - 0.28 * CCE1(-1)$$

$$(7.31) \quad (-7.74)$$

$$R^2 = 0.92$$

$$D.W = 1.63$$

$$F: 72.11$$



نتایج حاصل از برآورد الگوی ECM نشان می‌دهد که تقاضا برای اسکناس و مسکوک در کوتاه‌مدت نیز به تغییرات در قدرت خرید درشت‌ترین اسکناس در گردش واکنش نشان می‌دهد، به گونه‌ای که افزایش در قدرت خرید آن موجب افزایش تقاضا برای اسکناس و مسکوک می‌شود. بنابراین می‌توان پیش‌بینی کرد که اگر اسکناس‌های درشت‌تر که دارای قدرت خرید بیشتری هستند به گردش درآید، تقاضای اسکناس و مسکوک افزایش یافته و در نتیجه ضریب افزایش پول کاهش پیدا می‌کند. با کاهش ضریب افزایش پول، عرضه پول کاهش خواهد یافت. بنابراین ملاحظه می‌شود که سیاست تغییر واحد پول که با به جریان گذاشتن اسکناس‌های درشت‌تر همراه است، به منزله یک سیاست پولی انقباضی عمل کرده و سیاستی کاملاً ضد تورمی است.

#### ۴. ارائه الگویی برای بررسی اثر تورمی تغییر واحد پول در چند کشور منتخب

به منظور ارائه الگویی برای بررسی این مسئله که آیا اجرای سیاست تغییر واحد پول ملی در کشورهایی که به این اقدام دست زده‌اند به شرایط تورمی دامن زده است یا نه، از رابطه مقداری پول بهره جستیم. این رابطه به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$MV=PY \quad (11)$$

که در آن  $M$  حجم پول،  $V$  سرعت گردش پول،  $P$  سطح عمومی قیمت‌ها و  $Y$  تولید واقعی است. با لگاریتم گیری از طرفین رابطه فوق خواهیم داشت:

$$\text{Log}(M) + \text{log}(V) = \text{log}(P) + \text{log}(Y) \quad (12)$$

مشتق رابطه فوق نسبت به زمان، رابطه‌ای را بر حسب نرخ رشد متغیرها به صورت زیر ارائه می‌کند:

$$d\text{log}(M) + d\text{log}(V) = d\text{log}(P) + d\text{log}(Y) \quad (13)$$

چنانچه این رابطه را بر حسب تورم بنویسیم، خواهیم داشت:

$$d\text{log}(P) = d\text{log}(M) + d\text{log}(V) - d\text{log}(Y) \quad (14)$$

بر اساس رابطه فوق می‌توان یک معادله کلی بدون در نظر گرفتن نرخ رشد سرعت گردش پول، برای کل مبادلات صورت گرفته در اقتصاد به شرح زیر تصریح کرد.

$$d\text{log}(P_t) = \alpha + \beta_1 d\text{log}(M^2_j) + \beta_2 d\text{log}(Y_t) \quad (15)$$

انتظار آن است که علامت ضریب  $\beta_1$  مثبت و علامت ضریب  $\beta_2$  منفی باشد.

اکنون امکان تورمی بودن سیاست تغییر واحد پول را به کمک یک متغیر مجازی که به معادله فوق افزوده می‌شود مورد بررسی قرار می‌دهیم. این متغیر مجازی برای سالهای پس از اجرای سیاست تغییر واحد پول کمیت یک و برای بقیه سالها کمیت صفر را اختیار می‌کند. در نتیجه معادله نهایی رگرسیونی تصریح شده به صورت زیر در می‌آید.

$$d\text{log}(P_t) = \alpha + \beta_1 d\text{log}(M^2_{jt}) + \beta_2 d\text{log}(Y_t) + \beta_3 DU_t + u_t \quad (16)$$

در معادله فوق  $d\text{log}(P)$  نرخ تورم،  $d\text{log}(M^2_j)$  نرخ رشد نقدینگی اسمی،  $d\text{log}(Y)$  نرخ رشد تولید حقیقی،  $DU$  یک متغیر مجازی که کمیت آن برای سالهای پس از اجرای سیاست تغییر واحد پول در کشورهای مختلف برابر یک و برای سالهای قبل از آن صفر است و  $u_t$  جمله اخلاص است.

برآورد معادله فوق به کمک آمار سری زمانی کشورهای که اقدام به تغییر واحد پول ملی کرده‌اند، اثر تغییر واحد پول بر تورم را روشن خواهد ساخت. اگر ضریب برآورد شده متغیر مجازی  $\beta_3$  مثبت و از نظر آماری معنی‌دار باشد، مبین آن است که تغییر واحد پول به شرایط تورمی دامن زده است. چنانچه ضریب  $\beta_3$  منفی و به لحاظ آماری معنی‌دار باشد، به این مفهوم است که

تغییر واحد پول موجب کاهش تورم شده است. در مواردی که این ضریب معنی‌دار نباشد، نشان دهنده آن است که تغییر واحد پول بر تورم بی‌تأثیر بوده است. بدین منظور کشورهای آرژانتین، لهستان، برزیل، رومانی، ایسلند و بلغارستان که امکان دسترسی به آمار مناسب برای آنها وجود داشته است، در نظر گرفته شده و معادله رگرسیونی فوق برای هر یک برآورد شده است. در برآورد الگوی تورم برای کشورهای منتخب ابتدا نمودار روند تغییرات نرخ تورم هر یک از کشورها رسم شده و سال تغییر واحد پول بر روی آن مشخص شده است. سپس به منظور برآورد ضرایب الگوی تصریح شده برای هر یک از کشورها گام-های زیر برداشته شده است:

۱. متغیرها از نظر پایایی به کمک آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته مورد آزمون قرار گرفته و مرتبه جمعی بودن متغیرها تعیین شده است.
۲. الگوی مورد نظر برآورد شده و جملات پسماند استخراج شده است.
۳. جملات پسماند به روش انگل گرنجر از نظر پایایی مورد آزمون قرار گرفته است. در صورت تأیید پایایی آن، به کاذب نبودن رگرسیون برآورد شده حکم داده شده است.
۴. به کمک آماره آزمون  $t$  در مورد معنی دار بودن ضرایب برآورد شده اظهار نظر شده و قدرت الگو براساس کمیت  $R^2$  محک زده شده است.
۵. ضریب برآورد شده متغیر مجازی تغییر واحد پول مورد توجه خاص قرار گرفته و براساس معنی‌دار بودن ضریب و علامت مثبت یا منفی آن در مورد تورم‌زا بودن تغییر واحد پول قضاوت شده است. نمودارهای نرخ تورم کشورهای منتخب در پیوست (۱) و نتایج مربوط به پایایی متغیرها و جملات پسماند در پیوست (۲) مقاله گزارش شده است.

#### ۵. نتایج برآورد الگوی تورم

نتایج حاصل از برآورد الگوی تورم برای کشورهای آرژانتین، لهستان، ایسلند، بلغارستان، برزیل و رومانی در محدوده زمانی سالهای مورد اشاره برای هر یک به شرح زیر است. کمیت آماره  $t$  مربوط به ضرایب برآورد شده در داخل پرانتز در زیر ضرایب نوشته شده است.

کشور آرژانتین:

$$d\log(P) = 38.33 - 2.17 * d\log(Y) + 1.21 * d\log(M2j) - 44.35 * DU \quad (17)$$

(2.37) (-4.37) (61.89) (-2.87)

$$R^2 = 0.99 \quad D.W = 1.43 \quad F = 3721.6 \quad SMPL: 1991-2008$$

کشور لهستان:

$$d\log(P) = 20.04 - 2.75 * d\log(Y) + 0.74 * d\log(M2j) - 12.26 * DU \quad (18)$$

(3.24) (-6.56) (5.15) (-2.54)

$$R^2 = 0.95 \quad D.W = 2.28 \quad F = 82.61 \quad SMPL: 1990-2008$$

کشور ایسلند :

$$\text{dlog}(P) = 49.96 - 1.06 * \text{dlog}(Y) + 0.35 * \text{dlog}(M2j) - 41.77 * \text{DU} \quad (19)$$

(4.77)    (-1.29)                    (3.71)                    (-4.37)

$R^2 = 0.68$        $D.W = 1.69$        $F = 16.21$        $SMPL: 1997-2008$

کشور بلغارستان :

$$\text{dlog}(P) = -123.54 + 13.34 * \text{dlog}(Y) + 3.41 * \text{dlog}(M2j) - 22.38 * \text{DU} \quad (20)$$

(-3.27)    (1.98)                    (11.66)                    (-0.48)

$R^2 = 0.95$        $D.W = 1.59$        $F = 77.08$        $SMPL: 1980-2008$

کشور برزیل:

$$\text{dlog}(P) = -38.21 - 1.71 * \text{dlog}(Y) + 2.49 * \text{dlog}(M2j) + 8.29 * \text{DU} \quad (21)$$

(-3.39)    (-1.25)                    (20.248)                    (0.83)

$- 28.51 * \text{D96}$   
(-2.96)

$R^2 = 0.99$        $D.W = 2.02$        $F = 20103.93$        $SMPL: 1994-2008$

کشور رومانی:

$$\text{dlog}(P) = -3.07 * \text{dlog}(Y) + 1.19 * \text{dlog}(M2j) + 2.89 * \text{DU} \quad (22)$$

(-1.83)                    (8.86)                    (0.14)

$R^2 = 0.78$        $D.W = 1.93$        $F = 173.8$        $SMPL: 1994-2008$

ضریب برآورد شده برای متغیر مجازی تغییر واحد پول برای هر سه کشور آرژانتین، لهستان و ایسلند، از نظر آماری در سطح ۹۵٪ معنی دار بوده و علامت آن منفی است. این نتیجه مؤید آن است که تغییر واحد پول موجب شده تا تورم در این کشورها کاهش یابد. اما ضریب برآورد شده برای متغیر مجازی تغییر واحد پول برای کشورهای بلغارستان، برزیل و رومانی از نظر آماری در سطح ۹۵٪ معنی دار نیست. این نتیجه مؤید آن است که تغییر واحد پول بر شرایط تورمی در این کشور اثری نداشته است. در جمع شش کشور فوق که مبادرت به تغییر واحد پول خویش نموده‌اند، هیچ یک پس از اجرای سیاست تغییر واحد پول دچار تورم نشده‌اند. همانگونه که ملاحظه می‌شود، در ۳ کشور این اقدام اثری بر تورم نداشته و در ۳ کشور دیگر حتی به کاهش تورم نیز منجر شده‌است.

## ۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یکی از بحث‌هایی که در سال‌های اخیر بارها از سوی مسئولان مطرح شده است، تغییر واحد پول کشور و حذف تعدادی از صفرهای پول ملی کشور بوده است. اما به دلیل وجود پاره‌ای از ابهامات در ارتباط با این سیاست هنوز اقدامی عملی برای اجرای آن صورت

نگرفته است. عمده‌ترین نگرانی مسئولان کشور از اجرای سیاست تغییر واحد پول ملی اثرات تورمی ناشی از اجرای آن بر اقتصاد کشور است. بدین منظور در این مقاله اثر سیاست تغییر واحد پول ملی بر عرضه پول به کمک برآورد تابعی برای تقاضای اسکناس و مسکوک مورد پیش‌بینی قرار گرفت تا نسبت به تورم‌زا بودن اجرای این سیاست اظهار نظر شود. همچنین مسئله تورم‌زا بودن اجرای سیاست تغییر واحد پول در چند کشور منتخب که به اجرای این سیاست مبادرت کرده‌اند، به صورت تجربی مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای اسکناس مسکوک که با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۱ و به روش همجمعی برآورد شده است، مؤید آن است که به جریان انداختن اسکناس‌ها و مسکوکات با ارزش اسمی بالاتر، تقاضا برای اسکناس و مسکوک افزایش خواهد یافت.

از آنجا که تغییر واحد پول معمولاً با چاپ اسکناس‌ها و ضرب سکه‌های با ارزش اسمی بالاتر همراه است، منجر به افزایش تقاضای اسکناس و مسکوک خواهد شد. این افزایش سبب خواهد شد تا ضریب افزایش پول کاهش یافته و عرضه پول نقصان یابد. بنابراین سیاست تغییر واحد پول به منزله یک سیاست پولی انقباضی عمل کرده و در نتیجه یک سیاست ضدتورمی است. از این رو بر اساس نتایج این مقاله به نظر می‌رسد که نگرانی‌های موجود در مورد اثرات تورمی تغییر واحد پول ملی بی‌مورد باشد. بررسی صورت گرفته در مورد اثرات تغییر واحد پول در کشورهای منتخب حاکی از آن است که با توجه به شواهد تجربی به دست آمده در این کشورها، نمی‌توان سیاست تغییر واحد پول را سیاستی تورم‌زا دانست. به عکس، تجربه کشورهای مورد اشاره مؤید آن است که سیاست تغییر واحد پول در نیمی از کشورهای مورد بررسی منجر به کاهش نرخ تورم شده است و در بقیه موارد نیز اثر خاصی بر نرخ تورم نداشته است. لذا به نظر می‌رسد که نگرانی از تورمی بودن سیاست تغییر واحد پول بی‌مورد است. در نتیجه پیشنهاد می‌شود سیاست تغییر واحد پول به اجرا درآید و همانگونه که نوفرستی و هاشمی (۱۳۸۵) استدلال کرده‌اند، می‌توان ۴ صفر از پول ملی را حذف نمود.

## منابع:

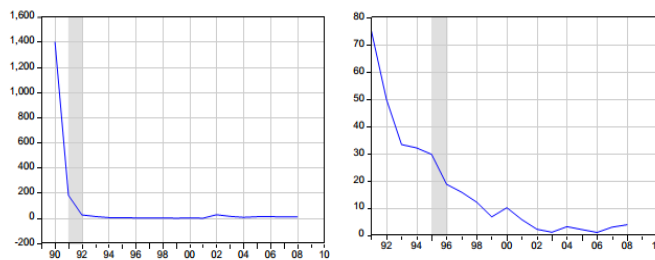
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی ترازنامه بانک مرکزی، اداره حساب‌های اقتصادی، سال‌های مختلف.
- نوفرستی، محمد (۱۳۸۹). «ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی». مؤسسه ی خدمات فرهنگی رسا، چاپ سوم.
- نوفرستی، محمد و سمیه هاشمی (۱۳۸۵). «تغییر واحد پول، الزامات و پیامدهای آن». شانزدهمین کنفرانس پولی و بانکی، تهران.
- نوفرستی، محمد و ابوالفضل نوفرستی (۱۳۸۲). «برآورد تقاضای اسکناس و مسکوک به روش هم‌جمعی در اقتصاد ایران». راهبرد، مرکز تحقیقات استراتژیک، شماره ۲۹.
- وزارت بازرگانی، دفتر مطالعات اقتصادی (۱۳۸۴). «تورم، دلایل و راه‌های مهار آن در اقتصاد ایران». تهران، چاپ اول
- سایت اینترنتی مرکز آمار ایران. [www.Amar.sci.org.ir](http://www.Amar.sci.org.ir)
- سایت اینترنتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. [www.cbi.ir](http://www.cbi.ir)
- Ahmad Bello Dogarawa (۲۰۰۷): "The Economics of Currency Redenomination: An Appraisal of CBN Redenomination Proposal". Department of Accounting, Ahmadu Bello University, Zaria-Nigeria <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/۲۳۱۹۵/> MPRA Paper No. ۲۳۱۹۵
- Bernholz, P. (۲۰۰۳), Monetary Regimes and Inflation; History, Economic and Political Relationships, Edward Elgar, Cheltenham UK.
- Bernholz, p and Kugler, p (۲۰۰۶): "The Success of Currency Reforms to End Great Inflations: An Empirical Analysis of ۳۴ High Inflations", WWZ Working Paper ۱۳/۰۷
- Calomiris, C. (۲۰۰۶). "Devaluation with Contract Redenomination in Argentina", National Bureau of Economic Research Working Paper No. ۱۲۶۴۴, <http://www.nber.org/papers/w۱۲۶۴۴>
- Friedman, M (۱۹۵۶), "The quantity theory of money: as statement, in studies in the quantity theory of money". University of Chicago Press, Chicago.
- Ioana, D. (۲۰۰۵). "The National Currency Re-Denomination Experience in Several Countries: A Comparative Analysis". Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=۱۳۴۷۴۰۷>
- Mas, I. (۱۹۹۵): "Things Governments do to Money: A Recent History of Currency Reform Schemes and Scams", *Kyklos*, ۴۸: ۴۸۳-۵۱۲.
- Mosley, L. (۲۰۰۵): "Dropping Zeros, Gaining Credibility? Currency Redenomination in Developing Nations", Paper presented at the annual meeting of the American Political Science Association, Marriott Wardman Park, Omni Shoreham, Washington Hilton, Washington, DC, Sep ۰۱, ۲۰۰۵, [http://www.allacademic.com/meta/p۴۰۱۰۴\\_index.html](http://www.allacademic.com/meta/p۴۰۱۰۴_index.html)
- Tarhan, S. (۲۰۰۶): "The New Turkish Lira", [www.econ.umn.edu/tarhan](http://www.econ.umn.edu/tarhan)
- [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)

پیوست‌ها

پیوست ۱:

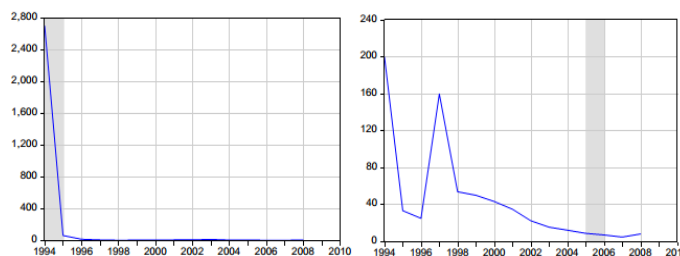
نمودار سری زمانی نرخ تورم کشورهای منتخب:

نمودارهای زیر روند تغییرات نرخ تورم را برای کشورهای آرژانتین در محدوده‌ی سال‌های ۱۹۸۹-۲۰۰۸، لهستان در محدوده-ی سال‌های ۱۹۹۱-۲۰۰۸، برزیل در محدوده‌ی سال‌های ۱۹۹۳-۲۰۰۸، رومانی در محدوده‌ی سال‌های ۱۹۹۴-۲۰۰۸، ایسلند در محدوده‌ی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۸ و بلغارستان در محدوده‌ی سال‌های ۱۹۹۷-۲۰۰۸ نشان می‌دهد. سال تغییر واحد پول در این نمودارها با سایه مشخص شده‌است.



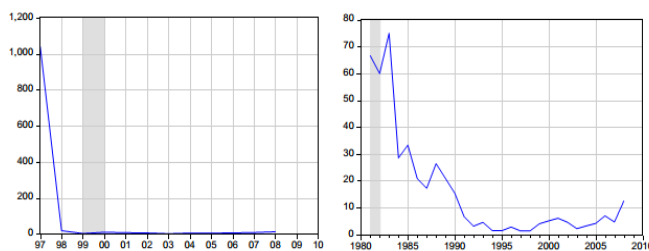
لهستان:

آرژانتین:



رومانی:

برزیل:



بلغارستان:

ایسلند:

جدول‌های زیر نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای تقاضای پول و تورم برای کشورهای منتخب را ارائه می‌کند.

جدول ۱ آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای موردنظر تابع تقاضای اسکناس و مسکوک

نام متغیر	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵ درصد	نام متغیر	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵ درصد
$Log(CCJ/PCI)$	-۱/۶۸	-۲/۹۲	$DLog(CCJ/PCI)$	-۴/۹۶	-۱/۹۵
$Log(GDP)$	-۱/۹۱	-۲/۹۲	$DLog(GDP)$	-۳/۱۸	-۱/۹۵
$Log(NOTE/PCI)$	-۰/۷۴	-۱/۹۵	$DLog(NOTE/PCI)$	-۲/۰۸	-۱/۹۵
$Log(R)$	-۱/۳۴	-۱/۹۵	$DLog(R)$	-۷/۴۹	-۱/۹۵
$Log(EF/E)$	-۱/۴۹	-۱/۹۵	$DLog(EF/E)$	-۶/۵۷	-۱/۹۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲ آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای موردنظر

کشور	نام متغیر	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵ درصد	نتیجه آزمون	نام متغیر	آماره آزمون	کمیت بحرانی ۵ درصد	نتیجه آزمون
آرژانتین	LOGP	۰/۶۳	-۱/۹۶	I(۱)	DLOGP	۱۷۲/۴۹	-۳/۰۴	I(۰)
	LOGY	۱/۸	-۱/۹۶	I(۱)	DLOGY	-۲/۱۱	-۱/۹۶	I(۰)
	LOGM <sub>J</sub>	۲/۴۴	-۳/۰۳	I(۱)	DLOGM <sub>J</sub>	-۱۸/۳۹	-۳/۰۴	I(۰)
لهستان	LOGP	۲/۶۵	-۱/۹۶	I(۱)	DLOGP	-۳/۵۲	-۱/۹۶	I(۰)
	LOGY	۶/۱۴	-۱/۹۶	I(۱)	DLOGY	-۶/۱۲	-۳/۰۵	I(۰)
	LOGM <sub>J</sub>	۶/۵۷	-۱/۹۶	I(۱)	DLOGM <sub>J</sub>	-۳/۱۸	-۱/۹۶	I(۰)
بلغارستان	LOGP	۰/۷۸	-۱/۹۷	I(۱)	DLOGP	-۳/۰۳	-۱/۹۶	I(۰)
	LOGY	۱/۳۹	-۱/۹۷	I(۱)	DLOGY	-۴/۱۹	-۳/۸۲	I(۰)
	LOGM <sub>J</sub>	-۲/۶	-۳/۰۸	I(۱)	DLOGM <sub>J</sub>	-۲/۴۲	-۱/۹۶	I(۰)
برزیل	LOGP	۷/۴۳	-۱/۹۷	I(۱)	DLOGP	۷۴۱/۰۳	-۳/۰۹	I(۰)
	LOGY	۶/۱۵	-۱/۹۷	I(۱)	DLOGY	-۲/۹۸	-۳/۰۹	I(۰)

I(·)	-۳/۰۹	۱۱۶/۰۱	DLOGM <sub>r</sub> J	I(·)	-۱/۹۷	۱/۶۳	LOGM <sub>r</sub> J	
I(·)	-۱/۹۶	-۳/۸۸	DLOGP	I(·)	-۱/۹۷	-۰/۴۱	LOGP	رومانی
I(·)	-۳/۸۷	-۵/۷۸	DLOGY	I(·)	-۱/۹۷	۱/۳۶	LOGY	
I(·)	-۱/۹۶	-۲/۳۴	DLOGM <sub>r</sub> J	I(·)	-۱/۹۷	۱/۳۹	LOGM <sub>r</sub> J	
I(·)	-۱/۹۵	-۳/۵۹	DLOGP	I(·)	-۱/۹۵	۰/۶۳	LOGP	ایسلند
I(·)	-۲/۹۸	-۳/۴۷	DLOGY	I(·)	-۱/۹۵	۲/۳۷	LOGY	
I(·)	-۲/۹۸	-۲/۳	DLOGM <sub>r</sub> J	I(·)	-۱/۹۵	۲/۹۲	LOGM <sub>r</sub> J	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Dependent Variable: LOG(CCJ/PCI\*100)  
Method: Least Squares  
Date: 06/28/14 Time: 15:23  
Sample (adjusted): 1341 1391  
Included observations: 51 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.020531	0.642877	-4.698455	0.0000
LOG(GDP)	0.516011	0.087266	5.913097	0.0000
LOG(R)	-0.356415	0.092932	-3.835217	0.0004
LOG(NOTE/PCI*100)	0.098655	0.017700	5.573606	0.0000
LOG(EF/E)	-0.054995	0.022623	-2.430900	0.0193
LOG(RISK)	0.034176	0.011238	3.041227	0.0040
DU57	0.640897	0.111995	5.722542	0.0000
LOG(CCJ(-1)/PCI(-1)*100)	0.576510	0.064638	8.919113	0.0000
R-squared	0.989019	Mean dependent var	9.536423	
Adjusted R-squared	0.987231	S.D. dependent var	0.853538	
S.E. of regression	0.096449	Akaike info criterion	-1.696508	
Sum squared resid	0.400002	Schwarz criterion	-1.393477	
Log likelihood	51.26096	Hannan-Quinn criter.	-1.580711	
F-statistic	553.2582	Durbin-Watson stat	1.668000	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: DLOG(CCJ/PCI\*100)  
Method: Least Squares  
Date: 06/28/14 Time: 18:19  
Sample (adjusted): 1342 1391  
Included observations: 50 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.016805	0.009086	-1.849576	0.0714
DLOG(GDP)	0.509532	0.109497	4.653375	0.0000
DLOG(R)	-0.277953	0.057632	-4.822861	0.0000
DLOG(NOTE/PCI*100)	0.048098	0.021814	2.204953	0.0330
D(DU57)	0.926673	0.050479	18.35743	0.0000
D5356	0.123353	0.024952	4.943586	0.0000
D87	0.358925	0.049098	7.310347	0.0000
CCE1(-1)	-0.285852	0.036931	-7.740160	0.0000
R-squared	0.923195	Mean dependent var	0.053735	
Adjusted R-squared	0.910394	S.D. dependent var	0.153806	
S.E. of regression	0.046041	Akaike info criterion	-3.172929	
Sum squared resid	0.089030	Schwarz criterion	-2.867005	
Log likelihood	87.32322	Hannan-Quinn criter.	-3.056431	
F-statistic	72.11945	Durbin-Watson stat	1.625107	
Prob(F-statistic)	0.000000			