

بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای اسکناس در ایران

با استفاده از روش هم‌جمعی و تصحیح خطا

سردار مرادی* و بهزاد حسنی**

چکیده

هدف این پژوهش، تحلیل و بررسی سازوکار اثرگذاری برخی از متغیرهای اقتصاد کلان شامل تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نرخ بهره، سطح عمومی قیمت و همچنین تعداد پایانه‌های فروش به‌عنوان شاخص فناوری نوین مالی بر تقاضای اسکناس در ایران است. داده‌های مورد استفاده سری‌های زمانی فصلی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ است که به روش تصحیح خطای برداری (VECM) و هم‌جمعی تجزیه و تحلیل شده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت تقاضای اسکناس با شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولید ناخالص داخلی مثبت، با نرخ ارز و تعداد پایانه‌های فروش منفی است و با نرخ بهره از نظر آماری معنادار نیست؛ اما تقاضای اسکناس در کوتاه‌مدت به نرخ ارز و حجم اسکناس دوره پیشین و اثر فصل بستگی دارد؛ همچنین، تأثیر شوک‌های مختلف بر روی حجم اسکناس با استفاده از توابع واکنش آنی و روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بررسی و معلوم شد که واکنش میزان اسکناس در گردش به شوک در متغیرهای نرخ ارز و تعداد پایانه‌های فروش نسبت به متغیرهای دیگر سریع‌تر است.

واژه‌های کلیدی: تصحیح خطای برداری، هم‌جمعی، تقاضای اسکناس، متغیرهای اقتصاد کلان.

طبقه‌بندی JEL: E41, C23, E42

۱. مقدمه

پول به‌عنوان یکی از ارزشمندترین اختراعات بشری در زندگی اقتصادی اهمیت فراوانی دارد. پیدایش پول به معنی امروزی با ضرب سکه‌های فلزات گرانبها آغاز شد. افزایش مبادلات و رشد تجارت به همراه محدودیت‌ها و مشکلاتی که در این شکل از پول وجود داشت، باعث شد تا سکه‌های فلزی طلا و نقره از عرصه مبادلات حذف و پول کاغذی یا اسکناس جایگزین آن شود؛ در حالی که در ابتدا انگیزه اصلی تقاضای پول انگیزه معاملاتی و احتیاطی بود، با تکامل مداوم سیستم مالی، انگیزه‌های دیگری نیز پدید آمد. کینز^۱ در نظریه عمومی (۱۹۳۶) انگیزه سفته‌بازی پول و نقش آن در تداوم بحران اقتصادی را تشریح می‌کند. سرانجام با رشد بی‌رویه "اقتصاد سایه"^۲ از نیمه دوم قرن بیستم انگیزه‌های جدیدی برای تقاضای پول به‌وجود آمد.^۳ صرف نظر از انگیزه تقاضای پول، تصمیم در مورد میزان نگهداری پول به عواملی مانند سطح درآمد، نرخ تورم (بازدهی دارایی‌های جایگزین پول)، نرخ بهره (بازدهی سرمایه‌گذاری پول)، فاصله زمانی بین جریان‌های درآمدی و هزینه و سرانجام، هزینه تبدیل دارایی‌های دیگر شامل اوراق قرضه و کالاهای دیگر بادوام به پول، بستگی دارد.^۴

حجم اسکناس و مسکوک در گردش هر کشور به عواملی مختلفی نظیر وضعیت اقتصادی، سیاسی، فرهنگی و اجتماعی بستگی دارد. افزون بر این، ورود فناوری اطلاعات و ارتباطات به حوزه نظام بانکی و به‌دنبال آن رشد و توسعه بسیار سریع بانکداری الکترونیک به‌طور چشم‌گیری به کاهش میزان نگهداری اسکناس و مسکوک در دست مردم منجر شده است.

از نظر سیرام^۵ مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر تقاضای پول نقد عبارت است از:

1. Keynes

۲. فعالیت‌های اقتصادی خارج از نظارت دولت و سیستم مالیاتی.

3. Nachane, et al. (2013).

۴. خلیلی عراقی و همکاران. (۱۳۹۲).

5. Sriram. (1999).

- فعالیت اقتصادی که معمولاً توسط تولید ناخالص داخلی یا هزینه مصرف نهایی خانوارها بیان می‌شود. افزایش تولید در جامعه و وجود تقاضا، به حجم مبادلات بیشتر و در نتیجه بالارفتن تقاضای پول نقد می‌انجامد.
- هزینه فرصت نگهداری پول، شامل نرخ بازده دارایی‌های جایگزین پول نقد (انتظارات تورمی) و نرخ بازده سرمایه‌گذاری پول (نرخ بهره) نقش ویژه‌ای در تابع تقاضای پول نقد دارد.
- متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده نشان‌دهنده ثبات فضای اقتصادی، می‌تواند بر تقاضای پول نقد تأثیرگذار باشد. با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به پول بیشتری برای خرید کالاها و خدمات نیاز خواهد بود.
- نرخ ارز به‌عنوان متغیری که از طرف اقتصاد بین‌الملل بر اقتصاد داخلی اثرگذار است، میزان درآمدها و هزینه‌های خانوارها و در نتیجه جریان نقدی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.
- از عوامل دیگر مؤثر بر تقاضای وجه نقد، ویژگی‌های جمعیتی مانند سن، جنسیت، تحصیلات، درجه شهرنشینی و میزان امنیت اجتماعی است که می‌توانند تقاضای عمومی برای اسکناس را تغییر دهند. همچنین، بخشی از تقاضای اسکناس به‌ویژه اسکناس‌های با ارزش بالا از سوی افراد و مشاغل فعال در اقتصاد سایه ناشی می‌شود که خارج از سیستم مالیاتی و نظارتی است که مقدار آن را نمی‌توان به‌صورت دقیق ارزیابی کرد.
- از آنجا که اسکناس و مسکوک جزئی از پایه پولی یا همان پول پر قدرت به‌شمار می‌آید، بنابراین، تغییرات اصلی در مقدار آن می‌تواند سیاست پولی را تحت تأثیر قرار دهد. در نتیجه، تعیین عوامل مؤثر بر تقاضای اسکناس به بانک مرکزی در سیاست‌گذاری پولی، افزایش قدرت کنترلی و نظارتی بر سیستم پرداخت‌ها، برقراری ثبات در نظام پولی و کاهش مخاطرات ناشی از پول‌شویی کمک می‌کند. همچنین، یکی از وظایف بانک مرکزی تأمین موجودی کافی اسکناس و مسکوک در مواجهه با تقاضای بازار است و شناسایی عوامل مؤثر بر حجم اسکناس در گردش، می‌تواند در بهبود عملکرد مدیریت وجوه نقد و کاهش هزینه‌های چاپ و انتشار اسکناس نقش به‌سزایی داشته باشد.

۲. بیان مسأله

اگر چه ابزارهای پرداخت غیرنقد و استفاده از آنها در طول چند سال اخیر به‌طور چشم‌گیری گسترش یافته است و هر روز صحبت از بین رفتن پول نقد می‌شود، اما واقعیت این است که این وسیله مبادله‌ای نه تنها در ایران بلکه در نظام‌های پرداخت بیشتر کشورهای توسعه‌یافته نقش مهمی دارد. در یک دهه گذشته، رشد سالانه اسکناس در گردش در ایران بیش از ۲۰ درصد و در کشورهای مانند استرالیا، کانادا و انگلستان در حدود ۶ تا ۷ درصد بوده است. بر پایه آمار موجود، سهم اسکناس در گردش به تولید ناخالص داخلی در ایران در یک دهه اخیر به‌طور متوسط ۱۳ درصد بوده، در حالی که این نسبت در سه کشور یادشده در حدود ۴ درصد است؛ بنابراین، میزان اسکناس در گردش ایران در مقایسه با کشورهای دیگر که اسکناس آنها ارز جهان‌شمول محسوب می‌شود، به مراتب بیشتر بوده و لازم است برای درک بهتر این موضوع در یک چارچوب تحلیلی دقیق، دلایل و عوامل مؤثر بر آن را بررسی کرد.

در این مطالعه روابط و چگونگی تأثیرپذیری حجم اسکناس در گردش از متغیرهای اقتصادی شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نرخ بهره و متغیر تعداد پایانه‌های فروش بررسی شده و فرضیه زیر آزموده می‌شود:

بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز، نرخ بهره و متغیر تعداد پایانه‌های فروش با تقاضای اسکناس رابطه معناداری وجود دارد.

تأکید بر این نکته مهم است که مدل برآوردشده تنها به درک دلایل تغییر در تقاضای وجه نقد کمک می‌کند؛ یعنی هدف پژوهش، ارائه چارچوبی تحلیلی است که می‌تواند برای شناسایی محرک‌های اصلی تقاضا و چگونگی تأثیر تغییرات احتمالی آتی در این مؤلفه‌ها بر تقاضای نقدی استفاده شود و انجام "پیش‌بینی" تقاضای وجه نقد برای سال‌های آینده مد نظر نیست.

در ادامه، ادبیات موضوع پژوهش و مطالعات تجربی آن بررسی شده، سپس، بر پایه چارچوب نظری و فرضیه پژوهش، مدل مناسب تصریح‌شده و آنگاه پارامترهای مدل برآوردشده و نتایج به‌دست‌آمده تجزیه و تحلیل می‌شود.

۳. مروری بر ادبیات موضوع پژوهش

در بسیاری از مطالعات اقتصادسنجی که در کشورهای مختلف انجام شده است، وجود رابطه بین متغیرهای اقتصاد کلان مانند تولید ناخالص داخلی، تورم، نرخ بهره و نرخ ارز با تقاضای پول تأیید شده است. برخی از این مطالعات مربوط به حجم اسکناس در گردش و برخی دیگر در مورد انباشت‌های مختلف پولی مانند حجم پول و نقدینگی است. برای مثال، فیشر و همکاران^۱ (۲۰۰۴) با تحلیل اسکناس در گردش منطقه یورو از ابتدای دهه ۱۹۸۰ و توسعه مدل‌های معمول تقاضای پول، رابطه بین تقاضای اسکناس یورو و متغیرهایی مانند هزینه‌های مصرفی واقعی، نرخ بهره در بازار پول، نرخ واقعی ارز، نرخ بیکاری، سهم مالیات‌ها از تولید ناخالص داخلی، نوآوری مالی و اثرات فصلی را مورد بررسی قرار دادند. برآورد مدل تقاضای بلندمدت کل اسکناس در چارچوب مفهوم هم‌جمعی نشان دادند که تأثیر متغیرهای هزینه‌های مصرفی و نرخ ارز بر حجم اسکناس مثبت بوده، در حالی که نرخ بهره کوتاه‌مدت بر تقاضای اسکناس اثر منفی دارد؛ همچنین، مشخص شد که بین عوامل مؤثر بر تقاضای اسکناس‌های با ارزش بالا و پایین تفاوت چشم‌گیری وجود دارد.

کولومبا^۲ (۲۰۰۹) در پژوهش خود با استفاده از داده‌های مقطعی در کشور ایتالیا نشان داد که فناوری‌های نوین پرداخت مانند توسعه دستگاه‌های خودپرداز و پایانه فروش بر حجم اسکناس و مسکوک اثر منفی داشته، ولی تأثیر آنها بر حجم پول مثبت است؛ همچنین، رابطه معکوس نرخ بهره به‌عنوان هزینه فرصت نگهداری پول با تقاضای پول و حجم اسکناس در گردش مورد تأیید قرار گرفت. ناجان و همکاران^۳ (۲۰۱۳) در یک مطالعه تجربی با عنوان "مدل‌سازی تقاضای اسکناس در هند" عوامل مختلف مؤثر بر تقاضای اسکناس در هند را در دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۹ با استفاده از روش تصحیح خطای برداری شناسایی کردند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که در بلندمدت رشد تولید

1. Fischer, et al.

2. Columba

3. Nachane, et al.

ناخالص داخلی و شاخص قیمت عمده‌فروشی بر تقاضای اسکناس اثر مثبت داشته، ولی رشد نرخ سود سپرده بر حجم اسکناس اثر منفی دارد.

مانیکوفسکی^۱ (۲۰۱۷) در مقاله‌ای به تحلیل تقاضا برای واحدهای کوچک و بزرگ اسکناس با استفاده از روش تصحیح خطای برداری پرداخته است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که تقاضا برای واحدهای کوچک و بزرگ اسکناس با رشد تولید ناخالص داخلی و کاهش نرخ تورم افزایش می‌یابد. همچنین، با بالا رفتن نرخ بهره، تقاضای واحدهای بزرگ اسکناس زیاد می‌شود، ولی تقاضای واحدهای کوچک اسکناس تغییری ندارد.

در ایران نیز درباره تابع تقاضای پول و تأثیر بانکداری الکترونیک بر تقاضای اسکناس پژوهش‌هایی انجام شده است. برای مثال، دهمرده و ایزدی (۱۳۸۸) با برآورد تابع تقاضای پول در ایران برای دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۰ به روش ARDL روابط بین متغیرها را بررسی کردند. یافته‌های آنها نشان‌دهنده رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرها در این برآورد بود. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنادار این متغیر بر روی تابع تقاضای پول را نشان می‌داد. از سوی دیگر، رابطه متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد و تورم روی تابع تقاضای پول منفی و بیانگر اثر معکوس و معناداری بین این متغیرها و متغیر وابسته بود.

در پژوهش دیگری خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از روش تصحیح خطای برداری تابع تقاضای پول در ایران در دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۰ را برآورد کردند. در این پژوهش، با برآورد تقاضای بلندمدت برای حجم تعادلی پول به کمک متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، سطح عمومی قیمت و نرخ سود، مشخص شد که تقاضای پول با رشد تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. علامت ضریب برآوردی نرخ ارز، نرخ بهره بلندمدت و نرخ تورم منفی و معنادار بود که بیانگر وجود رابطه معکوس بین متغیرهای یادشده و تقاضای پول است.

علیزاده و دیگران (۱۳۹۴) با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ تأثیر بلندمدت بانکداری الکترونیک بر میزان نگهداری اسکناس و مسکوک توسط مردم با استفاده از روش تصحیح

خطای برداری را بررسی کردند. یافته‌های پژوهش آنها نشان داد که افزایش استفاده از دستگاه‌های کارت‌خوان در بلندمدت تأثیر منفی، ولی افزایش استفاده از دستگاه‌های خودپرداز، تأثیر مثبت بر روی حجم اسکناس در گردش داشته است؛ همچنین، در بلندمدت تأثیر متغیر شاخص قیمت بر حجم اسکناس مثبت، ولی تأثیر متغیر متوسط نرخ بهره، منفی ارزیابی شد. اثر متغیر تولید ناخالص داخلی نیز بر حجم اسکناس از نظر آماری معنادار نبود.

در مطالعه دانش‌جفری و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲ اثر حجم تراکنش‌های الکترونیکی بر تقاضای اسکناس و مسکوک و حجم پول بررسی شده است. یافته‌های این پژوهش نشان داد که افزایش حجم تراکنش دستگاه‌های خودپرداز باعث افزایش اسکناس و مسکوک و کاهش حجم پول شده، اما افزایش حجم تراکنش دستگاه‌های پایانه فروش باعث کاهش چشم‌گیر اسکناس و مسکوک و افزایش حجم پول شده است. همچنین، مشخص شد که نرخ بهره سپرده‌های کوتاه‌مدت بر روی حجم اسکناس و مسکوک و حجم پول در بلندمدت تأثیر منفی داشته، ولی در کوتاه‌مدت اثر معناداری ندارد.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در خصوص بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای اسکناس نخست، مطالعات داخلی اندکی انجام شده و بیشتر به تقاضای پول پرداخته شده است و دوم، در هیچ یک از آنها نقش متغیر مهم نرخ ارز بر میزان تقاضای اسکناس بررسی نشده است. در این پژوهش، اثر نرخ ارز به‌عنوان یک متغیر با اهمیت در کنار متغیرهای دیگر اقتصاد کلان بر حجم اسکناس بررسی و تحلیل شده که نوآوری این پژوهش محسوب می‌شود.

۴. روش پژوهش

این پژوهش از نوع پژوهش کاربردی و روش آن همبستگی است؛ زیرا همچون پژوهش‌های دیگر کاربردی در جستجوی دستیابی به یک هدف تجربی بوده و اطلاعات سودمندی را در زمینه واقعیات موجود به‌دست می‌دهد. افزون بر این، از آنجا که این پژوهش به کشف رابطه بین متغیرها می‌پردازد،

روش استفاده‌شده در این پژوهش روش هم‌بستگی است. به منظور ارزیابی عوامل مؤثر بر تقاضای اسکناس، پس از انتخاب متغیرها با توجه به مبانی نظری تقاضای پول و قابلیت پیش‌بینی پذیری آنها، الگوی اقتصادسنجی زیر معرفی شد:

$$Lcur = f(Lcpi, Lgdp, Lexr, Inr, Lpos, S) \quad (1)$$

که در آن، $Lcur$ لگاریتم حجم اسکناس در دست اشخاص، $Lcpi$ لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده، $Lgdp$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی، $Lexr$ لگاریتم نرخ فروش آزاد ارز، Inr نرخ بهره کوتاه‌مدت و $Lpos$ لگاریتم تعداد پایانه‌های فروش به صورت فصلی است. همچنین، برای در نظر گرفتن اثر فصلی متغیر مجازی S به مدل وارد می‌شود. نکته‌ای که در این بخش باقی می‌ماند، توجیه علمی رابطه بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته است. در مورد چگونگی اثرگذاری سطح عمومی قیمت‌ها بر تقاضای اسکناس نظریات متفاوتی وجود دارد و علت آن نیز ناشی از تفاوت دیدگاه‌ها در مورد وظایف پول است. از دیدگاه کلاسیک‌ها پول تنها نقش واسطه مبادله را داشته، بنابراین، با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، افراد به پول بیشتری برای انجام مبادلات نیاز دارند. در دیدگاه دوم، پول به‌عنوان یک دارایی مورد توجه واقع می‌شود که هزینه نگهداری آن تورم است، از این رو با افزایش تورم، افراد تمایل کمتری به نگهداری پول نقد دارند. اینکه کدامیک بر دیگری فائق می‌آید به تعریف پول، عادات پرداخت مردم و درجه پیشرفتگی اقتصاد بستگی دارد.

در تمام نظریه‌های اقتصادی، تقاضای پول تابعی از درآمد است. تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر درآمدی و شاخص حجم معاملات، بر روی حجم پول اثر مثبت دارد. رشد اقتصاد هر کشور به‌طور غیرقابل اجتنابی نیازمند رشد حجم پول و حجم نقدینگی متناسب با نرخ رشد اقتصاد است، اما ارتباط تولید ناخالص داخلی با اسکناس و مسکوک در گردش از پیش معلوم نیست، چون اسکناس و مسکوک، جزئی از حجم پول و نقدینگی است.

افزایش نرخ بهره تفاوت نرخ بازدهی پول و دارایی‌های دیگر را کم و هزینه فرصت نگهداری پول را بیشتر می‌کند، در نتیجه، منطقی است که در این وضعیت تقاضای مؤثر پول کاهش یابد. درباره میزان

تقاضای اسکناس نیز انتظار بر این است با بالا رفتن نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت، تقاضای اسکناس کاهش یابد، چرا که افراد به جای نگهداری اسکناس با سپرده‌گذاری می‌توانند بازده بالاتری را کسب کنند. در هیچ یک از مطالعات داخلی تقاضا برای اسکناس در یک فضای باز و با تأثیرپذیری از اقتصاد جهانی بررسی نشده است؛ این در حالی است که جریان‌ات نقدی به دلیل وابستگی اقتصاد، تحت تأثیر نوسانات نرخ ارز قرار داشته، بنابراین، افزودن متغیر نرخ ارز به الگوی تقاضای اسکناس توجه پیدا می‌کند.

متغیر تعداد پایانه‌های فروش فعال نیز به‌عنوان شاخص حجم مبادلات الکترونیکی برای توضیح بخشی از تغییرات حجم اسکناس در گردش به مدل وارد می‌شود. دایس^۱ (۲۰۰۱) با یک مدل ریاضی نشان داده است که مبادلات الکترونیکی تقاضای اسکناس را کاهش، ولی تقاضای پول را افزایش می‌دهد.

متغیر مجازی S برای نشان دادن اثر فصلی به سبب افزایش پرداخت‌ها و حجم مبادلات در فصل زمستان و رشد تقاضای اسکناس انتخاب شده است.

آمارها و داده‌های استفاده شده در این مقاله سری‌های زمانی فصلی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ بوده که از ماهنامه‌های آماری و وبسایت بانک مرکزی استخراج و تهیه شده است. برای تجزیه و تحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی در این مطالعه از نرم‌افزار Eviews9.0 استفاده شده است.

۵. تجزیه و تحلیل داده‌های تحقیق

وجود هم‌جمعی^۲ بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطاست. مفهوم هم‌جمعی بدان معناست که یک رابطه تعادلی بلندمدت که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند، بین متغیرها وجود دارد.^۳

1. Dias

2. Co-Integration

۳. نوفرستی. (۱۳۸۹).

در این پژوهش برای پی بردن به رابطه بلندمدت بین متغیرها و شناسایی مدل، روش هم‌جمعی یوهانسن - یوسلیوس^۱ استفاده شده است. نقطه آغاز این روش برای تعیین روابط هم‌جمعی و برآورد الگوی تصحیح خطای برداری مدل نمایش داده شده به شکل ماتریسی زیر است:

$$\Delta y_t = \Pi y_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \mu + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن، Δ تفاضل مرتبه اول، y_t بردار $(n \times 1)$ مربوط به متغیرهای درونزا، Π ماتریس $(n \times n)$ حاوی ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلندمدت، Γ_i ماتریس $(n \times n)$ ضرایب کوتاه‌مدت، B یک ماتریس $(n \times m)$ ضرایب متغیرهای برونزا، x_t بردار $(m \times 1)$ از متغیرهای برونزا، μ بردار $(n \times 1)$ ضرایب ثابت و ε_t بردار مربوط به جملات اخلال الگو است.

به طور کلی، اساس تحلیل در این روش بر روی ماتریس Π استوار بوده و از طریق تعیین رتبه این ماتریس و استفاده از دو آماره بزرگترین مقدار ویژه و آزمون اثر، وجود هم‌جمعی و تعداد روابط هم‌جمعی مشخص می‌شود. چنانچه ماتریس ضرایب Π دارای رتبه $(r < n)$ باشد، آنگاه می‌توان آن را به حاصل ضرب دو ماتریس $\Pi = \alpha\beta$ تجزیه کرد که ماتریس α ضرایب تعدیل (نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت) و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است.^۲

روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسن - یوسلیوس با استفاده از دو آماره آزمون اثر^۳ (λ_{Trace}) و حداکثر مقادیر ویژه^۴ (λ_{Max}) رابطه یا روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو را تعیین می‌کند. به‌طور کلی، مراحل کلی که در استفاده از روش یوهانسن (۱۹۹۲) باید انجام داد، به ترتیب زیر است:

- آزمون رتبه هم‌جمعی متغیرهای الگو،

- تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی VAR،

- تعیین رتبه ماتریس Π ،

1. Johansen-Juselius

۲. نوفرستی. (۱۳۸۹).

3. Trace Test

4. Maximum Eigen Value Test

- تشخیص وجود روند در داده‌ها و در نتیجه لزوم وارد کردن متغیرهای جبری^۱ همچون عرض از مبدأ و روند زمانی در بردارهای هم‌جمعی،
 - اعمال قیدهای خطی بر روابط هم‌جمعی برای شناسایی روابط تعادلی بلندمدت با مفهوم اقتصادی.
 نخستین گام در روش یوهانسن تعیین مرتبه هم‌جمعی متغیرهای الگو است. ایستا بودن همه متغیرهای الگو از مرتبه یک $I(1)$ در روش هم‌جمعی ضروری است. به منظور بررسی ایستایی^۲ متغیرها و وجود ریشه واحد^۳ از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته،^۴ فیلیپس- پرون^۵ استفاده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد

عنوان متغیر	آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته			آزمون فیلیپس- پرون		
	نوع آزمون	مقدار آماره	سطح احتمال	نوع آزمون	مقدار آماره	سطح احتمال
Lcur	N	۲,۴۸	۰,۱۲۵	N	۲,۶۹	۰,۱۱۴
Δ Lcur	N	-۱,۹۴**	۰,۰۲۱	N	-۷,۳۸***	۰,۰۰۰
Lgdp	N	۰,۶۱	۰,۸۶۲	N	۱,۶۰	۰,۴۵۳
Δ Lgdp	N	-۲,۶۶***	۰,۰۰۲	N	-۱۵,۹۸***	۰,۰۰۰
Lcpi	C	۰,۲۳	۰,۹۳۴	C	۰,۳۱	۰,۹۴۶
Δ Lcpi	C	-۲,۸*	۰,۰۶۸	C	-۲,۸۹*	۰,۰۷۱
Lpos	N	۱,۵۴	۰,۴۳۷	N	۲,۳۵	۰,۲۴۵
Δ Lpos	N	-۳,۳۳***	۰,۰۰۰	N	-۷,۲۱***	۰,۰۰۰
Lexr	C	۰,۸۶	۰,۷۰۶	C	۱,۱۵	۰,۶۹۱
Δ Lexr	C	-۴,۷۹***	۰,۰۰۰	C	-۴,۷۶***	۰,۰۰۲
Inr	N	۰,۳۹	۰,۸۹۶	N	۰,۳۸	۰,۹۱۲
Δ Inr	N	-۷,۰***	۰,۰۰۰	N	-۷,۰***	۰,۰۰۰

مأخذ: محاسبات این پژوهش.

N: بدون عرض از مبدأ و روند، C: با عرض از مبدأ، T: با عرض از مبدأ و روند.
 *, **, *** به ترتیب معناداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.

1. Deterministic
2. Stationarity
3. Unit Root Test
4. Augmented Dicky-Fuller
5. Philips-Perron

نتایج آزمون ایستایی در سطح و تفاضل مرتبه اول سری‌های زمانی الگو، در جدول ۱، نشان می‌دهد که متغیرها در سطح ایستا نیستند و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد نمی‌شود. با تکرار آزمون برای تفاضل مرتبه اول متغیرها، فرض صفر برای متغیرهای الگو رد می‌شود، بنابراین، می‌توان پذیرفت که تمام متغیرهای مورد نظر الگو هم‌جمع از مرتبه یک هستند.

تحلیل هم‌جمعی یوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه بهینه الگوست، به طوری که اطمینان حاصل شود جملات خطا ویژگی‌های کلاسیک را دارند. برای تعیین طول وقفه مناسب در مدل، از معیارهای حداکثر درست‌نمایی (LR)، خطای نهایی پیش‌بینی (FPE)، آکاییک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC) و حنان-کوبین (HQ) استفاده می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد برای تعیین وقفه بهینه

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۱۱۷,۳۱۸۵	—	۶,۴۳e-۱۰	-۴,۱۳۸۲۷۰	-۳,۴۳۶۵۶۹	-۳,۸۷۳۰۹۶
۱	۵۲۱,۷۵۹۳	۶۵۷,۲۱۶۴*	۱,۴۲e-۱۶*	-۱۹,۴۸۹۷۷*	-۱۷,۳۸۴۸۷*	-۱۸,۶۹۴۴۵*
۲	۵۴۶,۲۲۴۹	۳۳,۶۴۰۱۳	۲,۵۵e-۱۶	-۱۹,۰۰۹۳۷	-۱۵,۵۰۰۸۷	-۱۷,۶۸۳۵۰
۳	۵۸۰,۲۳۳۰	۳۸,۲۵۹۱۳	۳,۵۵e-۱۶	-۱۸,۹۲۶۳۸	-۱۴,۰۱۴۴۷	-۱۷,۰۷۰۱۶
۴	۶۲۱,۵۹۲۱	۳۶,۱۸۹۲۱	۴,۷۲e-۱۶	-۱۹,۱۴۹۶۷	-۱۲,۸۳۴۳۷	-۱۶,۷۶۳۱۱

مأخذ: محاسبات این پژوهش.

نتایج مطالعات مختلف نشان داده است که مناسب‌ترین معیار برای داده‌های با حجم کمتر از ۱۲۰، معیار شوارتز-بیزین است.^۱ بنابراین، با توجه به کم بودن حجم نمونه، بر اساس مقادیر ضابطه شوارتز-بیزین در جدول ۲، کمترین مقدار این آماره مربوط به وقفه اول است.

با تعیین وقفه بهینه مدل در این مرحله از طریق حداکثر راست‌نمایی، تعداد بردار هم‌جمعی و الگوی مناسب همراه با تعیین رتبه ماتریس Π و آماره اثر و حداکثر مقادیر ویژه مشخص می‌شود. نتایج دو آزمون آماره اثر و حداکثر مقادیر ویژه در جدول ۳، وجود یک بردار هم‌جمعی را تأیید می‌نماید.

1. Ivanov and Kilian. (2005).

جدول ۳. نتایج آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه برای تعیین تعداد بردار هم‌جمعی

فرضیه صفر	مقدار ویژه	آماره (λ_{Trace})	مقدار بحرانی ۰/۹۵	آماره (λ_{Max})	مقدار بحرانی ۰/۹۵
None *	۰,۶۲۷۹۴۵	۹۹,۹۴۵۲۰	۸۳,۹۳۷۱۲	۴۹,۴۳۵۶۳	۳۶,۶۳۰۱۹
At most 1	۰,۴۴۲۵۶۱	۵۰,۵۰۹۵۷	۶۰,۰۶۱۴۱	۲۹,۲۲۰۱۴	۳۰,۴۳۹۶۱
At most 2	۰,۱۹۷۱۵۳	۲۱,۲۸۹۴۳	۴۰,۱۷۴۹۳	۱۰,۹۷۹۵۸	۲۴,۱۵۹۲۱
At most 3	۰,۱۳۹۴۸۵	۱۰,۳۰۹۸۵	۲۴,۲۷۵۹۶	۷,۵۱۱۱۸۸	۱۷,۷۹۷۳۰
At most 4	۰,۰۴۱۸۹۸	۲,۷۹۸۶۶۱	۱۲,۳۲۰۹۰	۲,۱۴۰۰۲۷	۱۱,۲۲۴۸۰

مأخذ: محاسبات این پژوهش.

پس از تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی، لازم است وضعیت متغیرهای عرض از مبدأ و روند در بردارها مشخص شود. برای این کار روش خاصی وجود ندارد و بر اساس روش هریس^۱ باید حالت‌های مختلف را ارزیابی و بهترین وضعیت را از میان آنها انتخاب کرد. نتایج برآورد الگوها از مقیدترین (I) تا نامقیدترین حالت (V) در جدول ۴، ارائه شده است. بر اساس کمیت‌های آماره حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر، الگوی اول یعنی الگوی «بدون عرض از مبدأ و روند» به‌عنوان مناسب‌ترین الگو برای تحلیل هم‌جمعی مشخص می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون یوهانسن - یوسلیوس برای انتخاب مدل نهایی

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	1: None	2: None	3: Linear	4: Linear	5: Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	۱	۲	۲	۲	۲
Max-Eig	۱	۲	۲	۲	۱

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

مأخذ: محاسبات این پژوهش.

الگوی ۱: بدون عرض از مبدأ و روند زمانی، الگوی ۲: با عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی،
 الگوی ۳: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند زمانی، الگوی ۴: با عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی مقید،
 الگوی ۵: با عرض از مبدأ و روند زمانی نامقید.

ضرایب بردار هم‌جمعی نرمال شده نسبت به متغیر حجم اسکناس در گردش به همراه انحراف معیار و آماره t در جدول ۵، ارائه شده است. مقدار آماره t نشان می‌دهد که تمام ضرایب محاسبه شده بلندمدت بجز متغیر نرخ بهره در سطح اطمینان ۹۵ درصد از نظر آماری معنادار هستند. گفتنی است که در بردار هم‌جمعی به دست آمده، ضرایب باید هم از نظر آماری معنادار بوده و هم به لحاظ اقتصادی توجیه و استدلال علمی داشته باشند.

جدول ۵. نتایج برآورد رابطه تعادلی بلندمدت متغیرهای مدل

عنوان متغیر	بردار هم‌جمعی نرمال شده متغیرهای مدل		
	ضریب	انحراف معیار	آماره t
Lcur	۱	-	-
Lgdp	۲,۵۴۲	۱,۱۹۶	۲,۱۲۵
Lpos	-۲,۲۹۵	۰,۵۳۱	-۴,۳۲۲
Lcpi	۵,۳۰۹	۱,۳۸۱	۳,۸۴۳
Lexr	۲,۸۴۹	۰,۸۰۶	-۳,۵۳۵
Inr	۰,۰۳۷	۰,۰۴۱	۰,۹۰۲

مأخذ: محاسبات این پژوهش.

بر این اساس می‌توان رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را به صورت زیر نشان داد:

$$Lcur = 2.5Lgdp - 2.3Lpos + 5.3Lcpi - 2.8Lexr \quad (۳)$$

همان‌طور که از رابطه بالا مشخص است، درآمد (تولید) اثر مثبت و معناداری بر تقاضای اسکناس در ایران دارد؛ به طوری که افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی واقعی، در بلندمدت به افزایش ۲/۵ درصدی حجم اسکناس در گردش منجر خواهد شد. مثبت بودن کشش درآمدی تقاضا برای اسکناس با نظریه‌های پولی در این زمینه سازگار است.

همچنین، با افزایش یک درصدی تورم به مقدار اسکناس در گردش ۵/۳ درصد افزوده خواهد شد. وجود رابطه مثبت با دیدگاه کلاسیک‌ها هماهنگ بوده، یعنی با بالا رفتن سطح قیمت‌ها نیاز

بیشتری به اسکناس برای انجام مبادلات و معاملات به‌وجود می‌آید؛ بنابراین، انگیزه مبادلاتی در تقاضا برای اسکناس نقش اساسی دارد و مردم اسکناس را به‌منظور تسریع در مبادلات نگهداری می‌کنند. ضریب کشش اسکناس در گردش نسبت به تعداد پایانه‌های فروش، منفی و معنادار بوده و بیانگر آن است که رشد یک درصدی تعداد پایانه‌های فروش در بلندمدت باعث کاهش $2/3$ درصد حجم اسکناس در گردش شده است. افزون بر این، با افزایش یک درصدی نرخ ارز به‌دلیل جانشینی بین پول داخلی و خارجی تقاضا برای اسکناس در بلندمدت به میزان $2/8$ درصد کاهش می‌یابد؛ زیرا بیشتر مردم با تضعیف پول داخلی برای جلوگیری از کاهش قدرت خرید خود، تقاضا برای پول خارجی را افزایش می‌دهند، بنابراین، تقاضای پول داخلی کاهش می‌یابد. مقدار ضریب نرخ بهره $(0/037)$ به‌لحاظ آماری معنادار نیست و نشان می‌دهد که در بلندمدت بین نرخ بهره و تقاضا برای اسکناس رابطه‌ای وجود ندارد.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل تصحیح خطای برداری

عنوان متغیر	الگوی تصحیح خطای برداری متغیرهای مدل		
	ضریب	انحراف معیار	آماره t
ECM	-۰,۰۸۸	۰,۰۲۹	-۳,۰۳۶
$\Delta Lcur$	-۰,۲۴۶	۰,۱۱۹	-۲,۰۶۵
$\Delta Lgdp$	۰,۰۰۰	۰,۳۵۶	۰,۰۰۰
$\Delta Lpos$	-۰,۹۳۵	۰,۵۸۵	-۱,۵۹۷
$\Delta Lcpi$	-۱,۸۸۶	۱,۰۶۱	-۱,۷۷۸
$\Delta Lextr$	۰,۵۰۴	۰,۲۰۳	۲,۴۷۶
ΔInr	-۰,۰۱۶	۰,۰۱۸	-۰,۸۹۰
S	۰,۲۵۴	۰,۱۰۱	۲,۴۹۶
R-squared		۰,۶۶۴	
Adjusted R-squared		۰,۵۲۶	
F-statistic		۴,۸	

مأخذ: محاسبات این پژوهش.

نتایج برآورد مدل تصحیح خطای برادری که به منظور بررسی نقش روابط تعادلی و بلندمدت متغیرها در تعدیل نوسانات کوتاه‌مدت و تحلیل رفتار پویایی کوتاه‌مدت متغیرهای مورد نظر انجام شده در جدول ۶، آمده است. معناداری ضریب تصحیح خطا با علامت منفی نشان‌دهنده تمایل به سمت مقدار بلندمدت است. مقدار این ضریب $0/088$ به این معناست که تقاضای اسکناس به کندی و در هر دوره $0/088$ درصد در جهت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود؛ بنابراین، فرآیند تعدیل تابع تقاضای اسکناس در کشور تقریباً در یک دوره زمانی سه ساله محقق می‌شود. وقفه حجم اسکناس در گردش و نرخ ارز در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معناداری بر روی تقاضای اسکناس داشته، به طوری که افزایش یک درصدی حجم اسکناس در گردش دوره پیشین باعث کاهش $0/25$ درصدی تقاضای اسکناس در دست اشخاص در دوره جاری می‌شود. البته با توجه به عادت‌های رفتاری مردم نسبت به استفاده از اسکناس و چسبندگی رفتار آنها بایستی ضریب اسکناس در گردش با یک وقفه مثبت باشد، اما در ایران به دلیل نرخ بالای تورم، این ثبات رفتاری تأیید نمی‌شود. همچنین، افزایش یک درصدی قیمت ارز در دوره پیشین باعث افزایش $0/50$ درصدی در تقاضای اسکناس در گردش می‌شود. درباره تغییر علامت ضریب لگاریتم نرخ ارز، باید گفت که علامت آن یک مسأله تجربی بوده و با نظریه‌های سنتی و جانشینی پول نمی‌توان تغییر آن را توجیه کرد. به طور معمول با شروع افزایش نوسانات شدید نرخ ارز و تشکیل یک فضای سوداگرانه، تقاضای پول خارجی و در نتیجه، تقاضا و تمایل به نگهداری اسکناس (به‌ویژه اسکناس با ارزش بالا) برای به‌کارگیری در فعالیت‌های سوداگری، افزایش می‌یابد؛ اما با رسیدن نرخ ارز به آستانه قیمتی بالا و پس از آن برقراری ثبات نسبی در بازار ارز، تقاضا برای ارز همانند هر کالای اقتصادی رو به کاهش می‌گراید، در نتیجه، نه تنها از تقاضای سفته‌بازی اسکناس کاسته می‌شود، بلکه با ادامه تثبیت نرخ ارز و کنترل نوسانات شدید قیمت، حجم اسکناس در گردش با کاهش مواجه می‌شود. برآیند این افزایش و کاهش‌ها سرانجام جهت اثرگذاری را تعیین می‌کند. ضریب متغیر مجازی S (اثر فصل زمستان) نشان می‌دهد که در فصل زمستان تقاضا برای اسکناس به دلیل بالا رفتن حجم پرداخت‌ها و مبادلات، بیشتر می‌شود؛ اما تأثیر متغیرهای دیگر معنادار نیست و فرآیند اثرگذاری آنها بر تقاضای اسکناس به دلیل زمان‌بر بودن تغییر رفتار افراد در نگهداری میزان وجه نقد، یک فرآیند

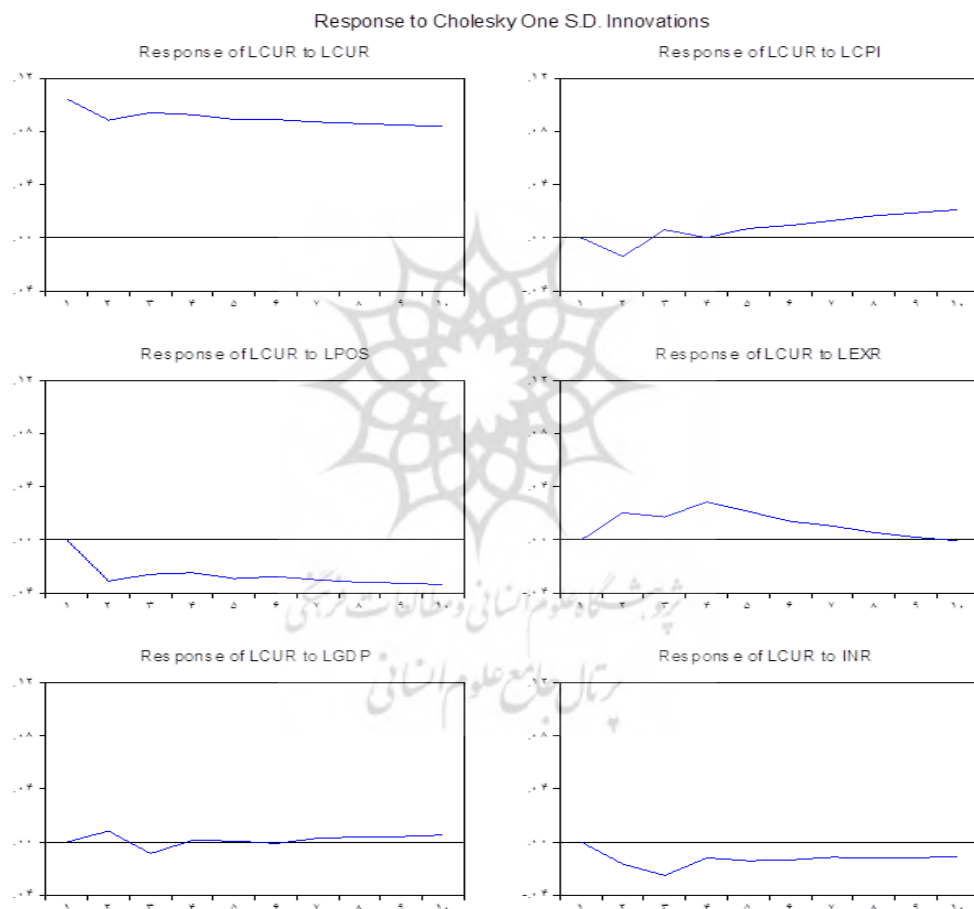
طولانی مدت است. همچنین، مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر با $0/52$ بوده که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی به نسبت مناسب الگو است و بر اساس آماره F معناداری مدل در مجموع تأیید می‌شود.

۶. توابع واکنش آنی (ضربه - پاسخ)

وجود توابع واکنش آنی^۱ ابزار مناسبی برای بررسی و دستیابی به اطلاعات پیرامون تأثیرات متقابل میان متغیرها در الگوی خودرگرسیون است. این توابع پویایی سیستم در پاسخ به تکانه‌های وارده به اندازه یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. در نمودارهای شکل ۲، واکنش تقاضای اسکناس را نسبت به تکانه وارده به اندازه یک انحراف معیار به ترتیب در متغیرهای حجم اسکناس در گردش، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تعداد پایانه‌های فروش، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره نشان می‌دهد. نتایج تجزیه و تحلیل توابع واکنش آنی برای حجم اسکناس در گردش دلالت‌های مهمی را برای سیاست‌گذاری پولی و مدیریت وجوه نقد در بر دارد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در صورت وارد آمدن تکانه از طریق خود متغیر، تراز حجم اسکناس در گردش در سطحی پایین‌تر از وضعیت پایه (حالت بدون تکانه) قرار می‌گیرد، سیر نزولی خود را با نرخ کاهنده تا پایان دوره مورد بررسی سپری کرده و در بلندمدت اثر تکانه در امتداد خط افقی پایدار قرار می‌گیرد. اثر تکانه شاخص قیمت مصرف‌کننده بر تقاضای اسکناس، در ابتدا آن را پایین‌تر از سطح پایه قرار می‌دهد و از آن پس، اثر تکانه افزایش می‌یابد و در بلندمدت متغیر به مسیر واگرای خود ادامه می‌دهد. اثر تکانه تعداد پایانه‌های فروش بر تقاضای اسکناس، باعث می‌شود که تراز حجم اسکناس در گردش در سطحی پایین‌تر از وضعیت پایه قرار گیرد و سیر نزولی خود را با نرخ کاهنده تا پایان دوره مورد بررسی، سپری کرده و در بلندمدت اثر تکانه در امتداد خط افقی پایدار قرار می‌گیرد. با وجود یک تکانه افزایش ناشی از متغیر نرخ ارز تقاضای بازار برای اسکناس در چهار دوره افزایش‌یافته، اما پس از آن اثر تکانه معکوس شده و با یک روند نزولی در دو سال به حالت اولیه باز می‌گردد. در صورت بروز تکانه از طریق متغیر تولید ناخالص داخلی، حجم اسکناس در بلندمدت به صورت نامحسوسی افزایش می‌یابد. تکانه

وارده در نتیجه افزایش نرخ بهره به کاهش حجم اسکناس منجر می‌شود و کمترین مقدار آن در دوره سوم اتفاق می‌افتد، ولی پس از آن در امتداد خط افقی با یک روند صعودی ناچیز به وضعیت پایه نزدیک می‌شود.

شکل ۲. نمودار واکنش حجم اسکناس در گردش به شوک در متغیرها

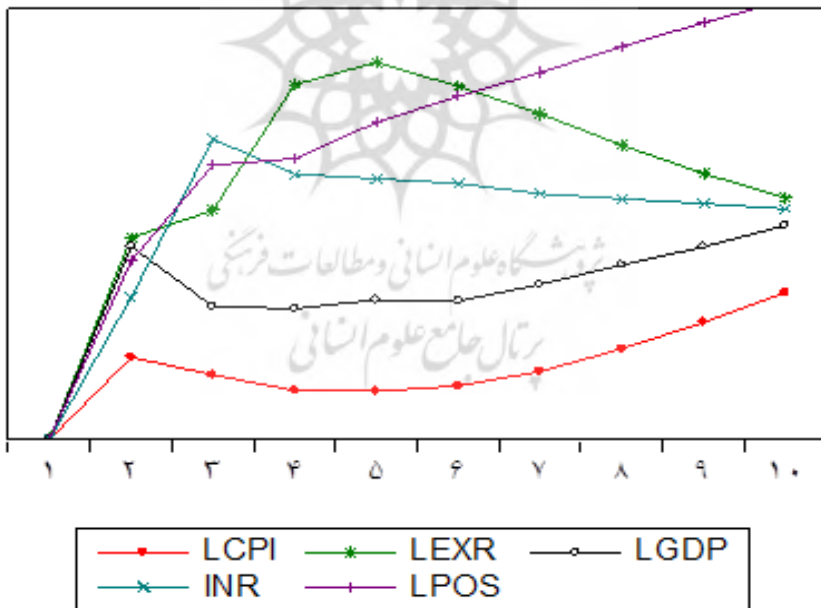


۷. تجزیه و تحلیل واریانس

تجزیه و تحلیل واریانس خطای پیش‌بینی به‌عنوان ابزاری برای بررسی عملکرد کوتاه‌مدت به‌کار می‌رود. با این وسیله می‌توان مشخص کرد که هر متغیر در مدل تا چه اندازه در تغییرات متغیر دیگر سهیم است؛ به بیان دیگر، سهم بی‌ثباتی هر متغیر را در مقابل تکانه وارده به متغیرهای دیگر سیستم نشان داد. نتایج تجزیه واریانس در نمودار شکل ۳، ارائه شده است. نمودار نشان می‌دهد که در دوره‌های نخستین تجزیه واریانس، نرخ ارز و تعداد پایانه‌های فروش بیشترین توانایی برای توضیح‌دادن متغیر وابسته بردار هم‌جمعی را دارند. سهم شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولید ناخالص داخلی نسبت به متغیرهای دیگر در بی‌ثباتی تابع تقاضای اسکناس به‌نسبت کمتر است.

شکل ۳. نمودار تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تقاضای اسکناس

Variance Decomposition of LCUR



۸. جمع‌بندی پژوهش

۸-۱. نتیجه‌گیری

بانک مرکزی به‌عنوان متولی امور چاپ و نشر اسکناس همواره به‌دنبال مدیریت بهینه وجوه نقد است، بنابراین، ارائه یک چارچوب تحلیلی برای تعیین عوامل مؤثر و چگونگی تأثیر تغییرات آنها بر تقاضای وجه نقد اهمیت فراوانی دارد. در این مطالعه برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت میان حجم اسکناس در گردش و متغیرهای اقتصاد کلان شامل تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز، نرخ بهره و متغیر توضیحی تعداد پایانه‌های فروش از روش هم‌جمعی یوهانسن-یوسلیوس و الگوی تصحیح خطای برداری بر اساس داده‌های فصلی در سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۵ استفاده شده است. وجود یک بردار هم‌جمعی بین متغیرها تأیید شده و ضرایب به‌دست آمده در بردار هم‌جمعی نشان می‌دهد که در بلندمدت رابطه متغیرهای شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولید ناخالص داخلی با تقاضای اسکناس مثبت و معنادار است، در حالی که نرخ ارز و تعداد پایانه‌های فروش با تقاضای اسکناس رابطه منفی و معنادار دارند. نتایج الگوی تصحیح خطای برداری نیز نشان می‌دهد که تقاضای اسکناس در کوتاه‌مدت از وقفه حجم اسکناس در گردش، نرخ ارز و اثر فصل زمستان تأثیرپذیر است. ضریب جمله تصحیح خطا $ECM(-1)$ در سطح ۵ درصد معنادار و مساوی مقدار -0.9 است که این مقدار سرعت پایینی از همگرایی به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

۸-۲. ارائه پیشنهادها

با توجه به نتایج به‌دست آمده توصیه‌های سیاستی زیر را می‌توان ارائه داد:

۱. مقدار و علامت ضریب متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده در رابطه بلندمدت، نشان از تأثیرپذیری مستقیم حجم اسکناس در گردش از سطح عمومی قیمت‌ها دارد؛ بنابراین، در سیاست‌گذاری نظام پرداخت نقد باید تصمیم‌گیران این حوزه با پیش‌بینی نرخ تورم و در نظر گرفتن آن در برنامه چاپ و نشر اسکناس، هم به بهینه‌سازی و افزایش کارایی سیستم پولی در تسهیل مبادلات کمک نمایند و هم از تحمیل هزینه در نتیجه از رده خارج شدن زود هنگام اسکناس جلوگیری کنند.

۲. تأثیر چشم‌گیر تعداد پایانه‌های فروش در کاهش حجم اسکناس در گردش لزوم توجه بیشتر به بانکداری الکترونیک و توسعه زیرساخت‌های لازم را تأکید می‌کند؛ بنابراین، بانک مرکزی لازم است افزون بر تقویت و توسعه زیرساخت‌های کنونی برای استفاده بهینه و هرچه بیشتر از پایانه‌های فروش، باید نسبت به فراهم‌نمودن زمینه استفاده از کیف پول الکترونیکی به‌طور گسترده نیز اقدام نماید تا انگیزه برای نگهداری پول فیزیکی برای پرداخت‌های خرد را به حداقل ممکن برساند و در هزینه‌های چاپ و امحای اسکناس صرفه‌جویی شود.

۳. اگر چه در بلندمدت افزایش نرخ ارز به کاهش تقاضای اسکناس منجر می‌شود، ولی بر اساس تابع واکنش آنی، در سه دوره ابتدایی تقاضای مصرف اسکناس بالا می‌رود؛ بنابراین، بانک مرکزی باید در مواقع جهش نرخ ارز، با نگهداری ذخایر کافی اسکناس و آمادگی برای تأمین نیاز نقدی ضروری هم‌زمان با اتخاذ تدابیری از جمله کاهش سقف پرداخت نقدی در باجه شعب و تغییر کارکرد تعدادی از دستگاه‌های خودپرداز بانک‌ها به حالت غیر نقد، از سوء استفاده احتمالی از اسکناس‌های با ارزش بالا در معاملات سوداگرانه و مخرب اقتصاد جلوگیری نماید.

منابع

- علیزاده، امیرخادم؛ مجاهدی، محمد مهدی و اسکندری، حمید رضا. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر بلندمدت بانکداری الکترونیک بر میزان نگهداری اسکناس و مسکوک توسط مردم. فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)، سال سوم، شماره ۹: صص ۱۵۵-۱۴۳.
- دانش جعفری، داود؛ بهرامی، جاوید و راعی دهقی، مجتبی. (۱۳۹۵). بررسی اثر حجم تراکنش‌های الکترونیکی بر تقاضای اسکناس و مسکوک و حجم پول. فصلنامه روند، سال بیست و سوم، شماره ۷۳: صص ۳۵-۱۵.
- خلیلی عراقی، منصور؛ عباسی‌نژاد، حسین و گودرزی فراهانی، یزدان. (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد تصحیح خطا و هم‌جمعی. فصلنامه اقتصاد پولی مالی (دانش و توسعه)، سال بیستم، شماره ۵: صص ۲۶-۱.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۸۹). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. انتشارات رسا. تهران.
- دهمرده، نظر و ایزدی، حمیدرضا. (۱۳۸۶). بررسی تابع تقاضای پول در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۹: صص ۱۶۹-۱۵۳.
- Keynes J.K. (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. Macmillan and Co.
- Johansen S., Juselius K. (1990). Maximum likelihood Estimation and Inference on Cointegration. With Applications to the Demand for Money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2), pp.169-210.
- Johanson, S. (1992). Determination of Co-Integration Rank in the Presence of a Liner Trend. Oxford Bulletin of Economics and Statistic, No. 54, pp. 383-397.
- Boeschoten, W.C. (1998). Cash Management, Payment Patterns and the Demand for Money. De Economist, 146(1), pp. 117-142.

- Sriram S.S. (1999). Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models. Working Paper, 99/64, International Monetary Fund.
- Dias, Joilson. (2001). Digital Money: Review of Literature and Simulation of Welfare Improvement of This Technological Advance. Department of Economics, State University of Maringa. Brazil.
- Fischer B., Köhler P., Seitz F. (2004). The Demand for Euro Area Currencies: Past, Present and Future. Working Paper, 330, European Central Bank.
- Ivanov. V and L. Kilian .(2005). A Practitioner's Guide to Kag Order Selection For (VAR) Impulse Response Analysis. Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, Vol.9, Issue 1, Article 2.
- Columba, F .(2009). Narrow Money and Transaction Technology: New Disaggregated Evidence. Journal of Economics and Business, Vol. 61, No. 4, pp. 312-325.
- Nachane D.M., Chakraborty A.B., Kitra A.K., Bordoloi S. (2013). Modelling Currency Demand in India: An Empirical Study, DRG Study, 39, Reserve Bank of India, Department of Economic and Policy Research.
- Manikowski. A .(2017). Analysis of the Denomination Structure of the Polish Currency in the Context of the Launch of the New 500 Zloty Banknote. Bank and Credit 48(5), pp. 495-530.

پیوست:

جدول ۷. منابع داده‌ها

منبع اطلاعات یا نحوه محاسبه	متغیر	نماد
اداره نشر اسکناس و خزانه بانک مرکزی	حجم اسکناس در گردش	Cur
اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی	شاخص قیمت مصرف‌کننده	Cpi
وبسایت بانک مرکزی	تولید ناخالص داخلی واقعی	Gdp
گزارش‌های بانک مرکزی	نرخ فروش آزاد ارز	Exr
بخشنامه‌های بانک مرکزی	نرخ بهره کوتاه‌مدت	Inr
اداره نظام‌های پرداخت بانک مرکزی	تعداد پایانه‌های فروش	Pos

