پنجمین همایش بین المللی
علوم سیاسی، مدیریت، اقتصاد و حسابداری
5th International conference of political science, management, economics and accounting
مردادماه 1404

تخمین تابع تعدیل شده تقاضای پول با وجود اقتصاد زیرزمینی

امید احمدی[1]، یوسف الباجی[2]، اشکان بذرافکن[3]

۱. دکتری مدیریت مالی، مدیر کل اداره امور اقتصادی و دارایی خوزستان، omidahmadi9819@gmail.com
۲. دکتری اقتصاد، سرپرست معاونت اقتصادی اداره امور اقتصادی و دارایی خوزستان، albaji2013@gmail.com
۳. دکتری اقتصاد پولی، کارشناس مسئول اقتصادی اداره امور اقتصادی و دارایی خوزستان، ashkanbazrafkan20@gmail.com

مقدمه

تقاضای پول از یک طرف به دلیل نقش آن در تدوین و اجرای سیاست‌های پولی با هدف کنترل تورم و کنترل تولید ناخالص داخلی و از طرف دیگر به دلیل ارتباط تنگاتنگی که با بخش‌های مختلف اقتصاد کلان از جمله بازار سرمایه دارد از اهمیت بالایی در اقتصاد برخوردار است. به همین دلیل است که مورد توجه محققان زیادی قرار گرفته است و مطالعات زیادی به بررسی آن پرداخته‌اند. در این پژوهش، تابع تعدیل شده‌ی تقاضای پول حقیقی با لحاظ متغیر اقتصاد زیرزمینی با استفاده از روش ARDL برای بازه زمانی (۱۴۰۲:۴-۱۳۵۸:۱) تخمین زده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که درآمد ملی اثر مثبت، نرخ بهره بازار (با پراکسی بازدهی مسکن) اثر منفی، نرخ ارز اثر منفی، تورم اثر منفی و حجم اقتصاد زیرزمینی اثر مثبت بر تقاضای پول حقیقی دارند. اگر نرخ ارز یک درصد تغییر کند تقاضای پول حقیقی ۴۷/. درصد کاهش می‌یابد، نتایج نشان می‌دهد که اثر نرخ ارز بر تقاضای پول حقیقی یک اثر جانشینی است. اگر حجم اقتصاد زیرزمینی یک درصد تغییر کند تقاضای پول حقیقی ۰۴/. درصد افزایش می‌یابد. اثر مستقیم حجم اقتصاد زیرزمینی بر تقاضای پول حقیقی، امری بدیهی است؛ زیرا کسانی که درگیر فعالیت‌های مرتبط با قاچاق هستند، ترجیح می‌دهند که معاملات خود را با پول نقد انجام دهند. اگر نرخ بهره و درآمد ملی یک درصد تغییر کنند تقاضای پول حقیقی به ترتیب ۲۰/. و ۵۶/. درصد کاهش و افزایش می‌یابد که علامت بدست آمده منطبق بر واقعیت است. اگر تورم یک درصد تغییر کند تقاضای پول حقیقی ۴۵/. درصد کاهش می‌یابد.

واژگان کلیدی: اقتصاد زیرزمینی، تقاضای حقیقی پول، ARDL

۱. مقدمه

حفظ ثبات قیمت و پایداری رشد اقتصادی بلندمدت از اهداف اصلی بانک مرکزی است، بنابراین تخمین تقاضای پول در انتخاب اقدامات مناسب سیاست پولی بسیار مهم است (خلید و همکاران، ۲۰۱۷). در کشور ایران در کنار بخش رسمی، شاهد حجم گسترده اقتصاد زیرزمینی هستیم. با توجه به حجم گسترده اقتصاد زیرزمینی و آثار زیانبار آن در ایران، که بر متغیرهای مختلف اقتصادی تاثیر زیادی دارد، حذف اقتصاد زیرزمینی از مدل پول می‌تواند منجر به نتیجه‌گیری اشتباه شود، که به نوبه خود می‌تواند پیامدهای مهمی برای برنامه‌ریزان سیاست‌های پولی داشته باشد. بنابراین، از دیگر متغیرهای اثرگذار بر تقاضای پول، می‌توان به اقتصاد زیرزمینی اشاره کرد. امروزه حجم اقتصاد زیرزمینی در جهان و به ویژه در کشورهای در حال توسعه در حال افزایش است. بر اساس برخی از برآوردها، حجم اقتصاد زیرزمینی به طور متوسط ۴۴-۳۵ درصد از تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه است. به بیان دیگر، حدود ۴۴-۳۵ درصد از فعالیت‌های رسمی اقتصاد، صرف فعالیت‌های نامولد زیرزمینی می‌شود (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۹). بر اساس آمارهای ستاد مبارزه با قاچاق کالا و ارز ایران، در ۵ ماهه اول سال ۹۸، تعداد پرونده‌های قاچاق در ایران که وارد سازمان تعزیرات شده است به ۳۰۰۲۳ پرونده رسیده است که این میزان در مقایسه با سال‌های گذشته، نشان دهنده‌ی وضعیت صعودی تعداد پرونده‌های قاچاق کالا می‌باشد (ستاد مرکزی مبارزه با قاچاق کالا و ارز، ۱۳۹۸). از آنجا که کشفیات قاچاق کالا در ایران تنها بخشی از اقتصاد زیرزمینی است، این امر حاکی از گسترده بودن تجارت غیر قانونی در ایران است. بیشتر مطالعاتی که به بررسی اقتصاد زیرزمینی پرداخته‌اند، به برآورد حجم آن یا سعی در شناخت انگیزه‌های افراد برای کار در فعالیت‌های زیرزمینی پرداخته‌اند، پیامدهای مدل‌سازی اقتصادسنجی بدون توجه به اقتصاد زیرزمینی اغلب مورد غفلت واقع شده است. از آنجایی که اقتصاد زیرزمینی در بسیاری از کشورها به اندازه قابل توجهی گسترش یافته است، با در نظر گرفتن اقتصاد زیرزمینی در تابع تقاضای پول، ممکن است مدل‌سازی تقاضای پول بهبود یابد (بوهن و گوتل، ۲۰۱۰).

ساختار مقاله به صورتی است که پس از مقدمه در بخش دوم به مبانی نظری پرداخته، در بخش سوم پیشینه داخلی و خارجی، در بخش چهارم روش‌شناسی، در بخش پنجم نتایج روش‌شناسی و در بخش ششم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته می‌شود.

۲. مبانی نظری

پول، وسیله مبادله و سنجش ارزش است که قیمت‌ها و ارزش دارایی‌ها و بدهی‌ها بر اساس آن تعیین می‌شوند. اساسا چهار کارکرد وسیله مبادله، سنجش ارزش، ذخیره ارزش و وسیله پرداخت‌های آتی را برای پول متصور هستند. اثرات تقاضای پول بر نتایج سیاست‌های کلان اقتصادی و به طور خاص سیاست‌های پولی، به مرور زمان همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است (سانوسی و میر، ۲۰۱۸). اهمیت تقاضای پول به دلیل تأثیرات آن بر ابزارهای سیاست پولی و نقش آنها در دستیابی به اهداف کلان اقتصادی، از جمله ثبات اقتصادی است (بالک و زنگ، ۲۰۱۳). اقتصاددانان از دهه ۱۹۳۰، نظریه‌هایی را به منظور تعیین عوامل نگهداری پول بیان کرده‌اند. چهار وظیفه اصلی پول، واسطه مبادله، ذخیره ارزش، واحد حساب و منبع پرداخت معوق، مبانی شکل‌گیری نظریه‌های پول را فراهم می‌کند. تخمین توابع تقاضای پول با متغیرهای متفاوتی انجام شده است. بیشتر این مطالعات درباره‌ی متغیر درآمد و هزینه‌ی فرصت نگهداری پول، اتفاق نظر دارند (به عنوان مثال می‌توان مطالعات خان (۱۹۹۴)، ابین (۱۹۹۸)، ولدخانی و علاءالدین (۲۰۰۳) و نورچ و آدامک (۲۰۱۶) را برشمرد). تعدادی از این مطالعات اثر نرخ ارز و تورم بر تقاضای پول (به عنوان مثال می‌توان مطالعات خلید (۱۹۹۹) و قاسم و همکاران (۲۰۱۸) را برشمرد.) و اقتصاد زیرزمینی (به عنوان مثال می‌توان مطالعه بوهن و گوتل (۲۰۱۰) را برشمرد.) را بر تقاضای پول مورد توجه قرار داده‌اند. متغیرهایی که در این پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرند، شامل متغیر مقیاس، بازدهی مسکن (جایگزینی برای نرخ بهره)، نرخ ارز، تورم و اقتصاد زیرزمینی است. متغیر مقیاس در تابع تقاضای پول، همان درآمد است. شواهد قابل توجهی وجود دارد که درآمد، اثر مثبت و معناداری بر تقاضای پول دارد (الرساسی و بانافی، ۲۰۱۸). لیدلر (۱۹۷۷)، بیان می‌دارد که استفاده از درآمد جاری به عنوان متغیر مقیاس، نسبت به دیگر متغیرها از مشکلات کمتری برخوردار است. نرخ بهره (هزینه فرصت نگهداری پول)، تفاوت بین نرخ بازدهی پول و دیگر دارایی‌هایی که جایگزین پول هستند را نشان می‌دهد. مطالعاتی که از پول محدود استفاده کرده‌اند، معتقدند که باید از نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت استفاده کرد. از طرف دیگر، مطالعاتی که از مفهوم پول وسیع استفاده کرده‌اند، معتقدند از نرخ بهره بلندمدت باید استفاده کرد. طبق شواهد موجود، معمولا نرخ بهره، اثر منفی و معناداری بر تقاضای پول دارد (محمد و نقیه، ۲۰۱۸). یکی از نکات مهم در مدل‌های رایج تقاضای پول، استفاده از مناسب‌ترین متغیر برای جایگزینی هزینه‌ی فرصت نگهداری پول است. در کشورهای در حال توسعه مانند ایران که بازارهای مالی از کارایی لازم برخوردار نیستند، نرخ بهره قادر به توضیح دادن تقاضای پول نیست و لذا پژوهشگران از نرخ بازدهی کالاهای بادوام، نرخ تورم، خارج قسمت سرمایه‌گذاری بر تولید یا سرمایه‌گذاری بر تولید بخش‌های غیر نفتی استفاده می‌کنند (مصطفوی و یاوری، ۱۳۸۶). در این پژوهش از بازدهی مسکن به عنوان جایگزینی برای نرخ بهره استفاده شده است (به عنوان مثال می‌توان مطالعات فلاحی و نگهداری (۱۳۸۴) و لشکری و همکاران (۱۳۹۵) را برشمرد.

۲-۱. تئوری سبد دارایی تقاضای پول

فریدمن (۱۹۵۶) و توبین (۱۹۵۸)، مدل‌های سبد دارایی را توسعه دادند. آنها با پول مانند هر دارایی دیگری که جریان خدمات دارد، برخورد می‌کنند و از تئوری تقاضای دارایی‌ها برای استخراج تئوری تقاضای پول استفاده کردند. طبق نظر فریدمن (۱۹۵۶)، سرعت گردش پول، قابل پیش‌بینی است و تابع تقاضا برای پول بسیار پایدار و نسبت به نرخ بهره، حساس نیست. این بدان معنی است که مقدار پول مورد تقاضا می‌تواند به طور دقیق توسط تابع تقاضای پول پیش‌بینی شود (کومار و همکاران، ۲۰۱۳). نظریه‌های سبد دارایی تقاضای پول تأکید دارند که افراد، پول را به عنوان بخشی از سبد دارایی خود نگه می‌دارند. با کاهش نرخ بهره، افراد، پول بیشتری و اوراق قرضه کمتری را در سبد خود دارند. از طرف دیگر، با افزایش نرخ بهره، دارندگان ثروت به طور کلی، قسمت بیشتری از ثروت خود را به اوراق قرضه اختصاص می‌دهند و بنابراین پول خود را کاهش می‌دهند. به عبارت دیگر، تقاضای پول تابعی از ریسک و بازده ارائه شده توسط پول و دارایی‌های جایگزینی است که افراد می‌توانند به جای پول در اختیار داشته باشند (جامه، ۲۰۱۲).

تابع تقاضای پول واقعی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$M^d = (M/P)^d = f(r_m, r_s, r_b, \pi^e, y_p)$$

$\frac{M}{p}$: تقاضای واقعی پول

r_m:: نرخ بازده پول

r_s:: نرخ بازده سهام یا حقوق صاحبان سهام

r_b:: نرخ بازده اوراق قرضه

π^e: نرخ تورم انتظاری

y_p: ثروت (درآمد دائمی)

طبق نظر فریدمن (۱۹۵۶)، تقاضای پول با نرخ بازدهی دارایی‌ها و نرخ تورم انتظاری رابطه معکوس و با ثروت (درآمد دائمی) رابطه مستقیم (مثبت) دارد.

۲-۲. اثر نرخ ارز بر تقاضای پول

موندل (۱۹۶۳)، این ایده را مطرح کرد که نرخ ارز از عوامل تعیین کننده مهم دیگری در تقاضای پول است. وی نرخ ارز را علاوه بر درآمد و نرخ بهره به تابع تقاضای پول اضافه کرد. اگر چه موندل اولین کسی بود که به وجود اثرگذاری نرخ ارز بر تقاضای پول پی برده بود، اما نتوانسه بود این اثرگذاری را اثبات و توجیه کند. لذا بعد از وی، محققان[1] سعی کردند از نرخ ارز به عنوان متغیری اثرگذار بر تقاضای پول استفاده کنند و این اثرگذاری را توجیه کنند.

محققان بعد از موندل معتقد بودند که علامت نرخ ارز بر تقاضای پول به دو اثر جانشینی و ثروت بستگی دارد (اپوکو، ۲۰۱۷). طبق اثر ثروت، صاحبان ثروت، سبد دارایی‌شان را با پول داخلی می‌سنجند. در اینجا با افزایش نرخ ارز (کاهش

---

۱. به عنوان مثال می‌توان مطالعات برونر و ملتز (۱۹۶۳)، نرایان و همکاران (۲۰۰۹) و قاسم و همکاران (۲۰۱۸) را برشمرد.

ارزش پول داخلی)، ارزش دارایی‌های خارجی نگهداری شده آنان بر حسب پول داخلی افزایش خواهد یافت و بنابراین برای دست‌یابی به سهم ثابتی از ثروت سرمایه‌گذاری شده در دارایی‌های داخلی، مقداری از دارایی‌های خارجی خود را به درون کشور باز می‌گردانند و آن را تبدیل به پول ملی می‌کنند که باعث افزایش تقاضا برای پول ملی خواهد شد. در ثانی در کشورهایی که به صورت گسترده، واردات صورت می‌گیرد، با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) و افزایش قیمت کالاهای وارداتی، به پول ملی (داخلی) جهت خریداری کالاهای وارداتی نیاز زیادی وجود دارد، بنابراین یک رابطه‌ای مستقیم میان تقاضای پول و افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) وجود دارد که به اثر ثروت معروف است (آرانگو و نادیری، ۱۹۸۱؛ کوژوسکی و پتکوفسکی، ۲۰۱۷ ؛ کوژوسکی، ۲۰۱۳ و الرشید و هکاران، ۲۰۱۷). در اثر جانشینی، با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول داخلی) اگر فعالان اقتصادی انتظار داشته باشند که ارزش پول داخلی کمتر خواهد شد امکان دارد به منظور جلوگیری از کاهش بیشتر قدرت خرید، سهم دارایی‌های خارجی در سبد دارایی‌های خود را افزایش دهند، زیرا افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی)، هزینه‌ی فرصت بالاتر نگهداری پول ملی قلمداد می‌شود اما به دلیل آنکه در بیشتر کشورهای در حال توسعه، امکان دسترسی به دارایی‌های خارجی وجود نداشته یا کمتر امکان‌پذیر است، سرمایه‌گذاران در بازار سیاه ارز، پول ملی را تبدیل به ارز خارجی خواهند نمود که این خود باعث کاهش تقاضای پول ملی می‌شود، در چنین حالتی یک رابطه‌ی منفی میان افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) و تقاضای پول داخلی وجود دارد که به اثر جانشینی معروف است (آگنور، ۱۹۹۲).

۲-۳. اثر اقتصاد زیرزمینی بر تقاضای پول

اغلب کشورها در کنار بخش رسمی خود، دارای فعالیت‌های غیرقانونی اقتصادی گسترده‌ای هستند. از جمله این فعالیت‌های غیرقانونی، می‌توان به اقتصاد زیرزمینی اشاره کرد. برای اقتصاد زیرزمینی از واژه‌های سایه‌ای، غیرقانونی، پنهان، غیرقابل مشاهده، ثبت نشده، گزارش نشده، غیر رسمی، زیرزمینی، سیاه و موازی استفاده می‌شود (مدینه و اشنایدر، ۲۰۱۸). علی‌رغم تلاش‌ها برای کاهش بخش اقتصاد زیرزمینی، شامل اقدامات سرکوبگرانه (افزایش مسئولیت اداری، تحریم‌های مالی، کنترل شدید و استفاده از آخرین روش‌های نظارت بر جابجایی کالا و گردش پول) نتایج نشان می‌دهد که سهم اقتصاد زیرزمینی در حجم کل محصول ملی، افزایش می‌یابد (مدینه و اشنایدر، ۲۰۱۸). در دهه گذشته و به ویژه بعد از بحران‌های مالی و اقتصادی ۲۰۰۹-۲۰۰۸، به دلایل مختلف، پول در گردش تقریباً در سراسر جهان و سریعتر از تولید ناخالص داخلی، افزایش یافته است (جوبست و استیکس، ۲۰۱۷). یک انتقادی که مدتی است به طور جدی به آن پرداخته شده و هنوز هم در حال پیگیری است، این است که تقاضای پول برای فعالیت‌های غیرقانونی از جمله اقتصاد زیرزمینی استفاده می‌شود و به ویژه فرار مالیاتی و پولشویی را تشویق می‌کند. بنابراین، در چند سال گذشته، تلاش‌ها و پیشنهاداتی برای کم کردن پول در گردش به طور کلی وجود دارد، که مبارزه با اقتصاد زیرزمینی از جمله عوامل کاهش پول در گردش است (روگوف، ۲۰۱۶). در این بحث غالباً (به طور ضمنی) فرض بر این است که معاملات ناشناس تقریباً از نوع غیرقانونی است و این فعالیت‌های غیرقانونی غالباً با پول نقد انجام می‌شود و تاثیر بسزایی در رشد پول در جامعه دارد (بویتر، ۲۰۰۹ و ساندس، ۲۰۱۶). در کشور ایران در کنار بخش رسمی، شاهد حجم گسترده

اقتصاد زیرزمینی هستیم. با توجه به حجم گسترده اقتصاد زیرزمینی و آثار زیانبار آن در ایران، از جمله ایجاد اختلال در بازارها و کاهش اثربخشی سیاست‌های دولت، این ضرورت احساس می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصاد کلان، در برنامه‌ریزی‌های خود به آن توجه کرده و سیاست‌های جامعی را برای مواجهه با آن در نظر بگیرند. از دیگر آثار زیانبار اقتصاد زیرزمینی در ایران می‌توان به عدم تعادل در بخش خارجی اقتصاد، افزایش ضریب جینی، کاهش کنترل سیاست‌های اقتصادی و گسترش ریسک فعالیت‌های خصوصی‌سازی اشاره کرد (عرب مازار یزدی و خودکاری، ۱۳۹۶). در پژوهش حاضر برای اثرگذاری اقتصاد زیرزمینی بر تقاضای پول از روش کرک (۱۹۹۶) استفاده شده است. از نظر بوهن و گوتل (۲۰۱۰)، دلیل اهمیت بررسی اقتصاد زیرزمینی در تابع تقاضای پول عبارت است از: اولا، گسترش روزافزون اندازه اقتصاد زیرزمینی و تقاضای دائمی و پایدار پول نقد توسط افرادی که در بخش غیر رسمی فعالیت می‌کنند، احتمالاً بر تابع تقاضای پول تأثیر می‌گذارد. ثانیا، یک تابع تقاضای پول واقعی باید تمام جنبه‌های یک اقتصاد را در برگیرد زیرا نقش اصلی را در تخصیص منابع ایفا می‌کند، در نتیجه بهتر است که اقتصاد زیرزمینی در تابع تقاضای پول گنجانده شود.

کرک با توجه به راهبرد باتاچاریا (۱۹۹۰)، در مقاله‌ای آثار فعالیت‌های غیر قانونی را بر رفتار پولی ۱۹ کشور صنعتی بررسی کرده است. باتاچاریا، تقاضای پول را به دو بخش تقسیم کرده است: تقاضای پول بخش رسمی و تقاضای پول بخش غیر رسمی اقتصاد.

$$\frac{M}{p} = M_{Rt} + M_{URt}$$

که $\frac{M}{p}$ کل تقاضای پول حقیقی در زمان t و M_{Rt} و M_{URt} به ترتیب تقاضای پول اقتصاد رسمی و غیررسمی است. معادله تقاضای پول بخش رسمی بر اساس تئوری تقاضای پول به صورت زیر است:

$$M_{Rt} = a_0 Y^{B_1} B^{B_2} P^{B_3} EX^{B_4} e^{u_t}$$

Y تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳، B نرخ بازدهی مسکن (شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای)،P نرخ تورم و EX نرخ ارز است.

و تقاضای پول اقتصاد بخش غیر رسمی به صورت زیر است:

$$M_{URt} = URt^{B_5}$$

URt: تخمینی از اقتصاد غیر رسمی است.

باتاچاریا به این نکته اشاره می‌کند که تابع تقاضای کل پول از تجمیع دو تابع فوق بدست می‌آید. معادله تقاضای کل پول به صورت زیر است:

$$\frac{M}{p} = a_0 Y^{B_1} B^{B_2} P^{B_3} EX^{B_4} URt^{B_5} e^{U_t}$$

UR_t همان اقتصاد زیرزمینی است.

از آنجایی که اقتصاد زیرزمینی در بسیاری از کشورها (از جمله ایران) به اندازه قابل توجهی گسترش یافته است، با در نظر گرفتن اقتصاد زیرزمینی در تابع تقاضای پول، ممکن است مدل‌سازی تقاضای پول بهبود یابد.

۳. پیشینه تحقیق

اسلاملوئیان و حیدری (۱۳۸۲)، در مطالعه‌ی خود با عنوان "انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران" به بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضا برای پول ایران برای بازه زمانی ۱۳۷۷-۱۳۴۰ با استفاده از روش ARDL پرداختند. آنها از دو تعریف محدود (M1) و گسترده (M2) پول استفاده کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که تولید اثر مستقیم، تورم و نرخ ارز اثر معکوس بر تقاضای پول دارند. وجود اثر معکوس نرخ ارز بر تقاضای پول دلالت بر اثر جانشینی دارد. همچنین نتایج ثبات ضرایب نشان داد که ضریب تولید و تورم برای تراز پولی M1 و M2 باثبات، ضریب نرخ ارز برای تراز پولی M1 باثبات و M2 بی‌ثبات است. آنها این نکته را خاطر نشان کردند که سیاست‌گذاران پولی باید هنگام لحاظ نمودن متغیر نرخ ارز در تابع تقاضای پول به بی‌ثبات بودن ضریب نرخ ارز توجه کنند.

حسینی و بخشی (۱۳۸۵)، در پژوهشی با عنوان"تجزیه و تحلیل تقاضای پول در ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی" به بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول برای یک دوره‌ی ۴۲ ساله با استفاده از روش ARDL پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین تقاضای پول حقیقی و متغیرهای کلان اقتصادی مثل تولید، نرخ بهره و نرخ تورم یک رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد و تابع تقاضای پول باثبات است. تقاضای پول با تولید رابطه مستقیم و با نرخ تورم و نرخ بهره یک رابطه‌ی معکوس دارد. ضریب تعدیل تقاضای پول برابر با ۱۹/.- بدست آمد که نشان می‌دهد تقاضای پول در یک دوره‌ی ۵ ساله تعدیل می‌گردد.

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ی خود با عنوان"برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطا و همجمعی"به بررسی تابع تقاضای پول با استفاده از روش یوهانسون برای بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۰ پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بین تقاضای پول حقیقی و تولید ناخالص داخلی یک رابطه‌ی مستقیم و بین تقاضای پول حقیقی و نرخ بهره و نرخ ارز رابطه‌ی معکوس وجود دارد. همچنین نتایج حاصل از آزمون ثبات نشان داد که تابع تقاضای پول، باثبات است. ضریب تصحیح خطا ۵۲/.- بدست آمد که نشان می‌دهد مقدار ۵۲ درصد از خطای هر دوره در گرایش به روند بلندمدت تصحیح می‌گردد.

یارمحمدی و عرفانی (۱۳۹۵)، در پژوهشی با عنوان "بررسی رابطه اصلاحات مالی و ثبات تقاضای پول در اقتصاد ایران" به بررسی ارتباط اصلاحات مالی با تقاضای پول برای بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۲ با استفاده از روش ARDL پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که تولید و تورم، اثر مستقیم بر تقاضای پول دارند و اصلاحات مالی بر تقاضای پول اثر معناداری ندارد. همچنین نتایج آزمون ثبات نشان داد که تقاضای پول، باثبات است.

عیدی و همکاران (۱۳۹۹)، در پژوهشی با عنوان "بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تابع تقاضای پول ایران با وجود هزینه مذهبی خانوار: رویکرد NRDL" به بررسی اثر نامتقارن نرخ ارز بر تقاضای پول برای بازه‌ی زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۶ به

صورت فصلی با استفاده از روش NRDL پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که تولید، نرخ بهره و هزینه مذهبی خانوار دارای اثر مستقیم بر تقاضای پول است و همچنین تغییرات منفی نرخ ارز دارای اثر معکوس بر تقاضای پول است و این در حالی است که تغییرت مثبت نرخ ارز بر تقاضای پول اثر معناداری ندارد.

اروجی و درگاهی (۱۴۰۱)، در پژوهشی با عنوان " بررسی ثبات و عوامل موثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران: تحلیلی بر پایه‌های خرد" به بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول با استفاده از روش ARDL برای بازه زمانی ۱۳۶۷:۱-۱۴۰۱:۱ پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که نرخ تورم، نرخ سود بانکی و شاخص قیمت اجاره اثر منفی و درآمد اثر مثبت بر تقاضای پول دارد. همچنین تابع تقاضای پول باثبات است.

شهادالدین (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای با عنوان "تقاضا برای پول و نرخ ارز: شواهدی از تاثیرگذاری در هند" به بررسی اثر نرخ ارز بر تقاضای پول هند برای بازه زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۸ به صورت فصلی با استفاده از روش یوهانسون پرداخت. نتایج نشان داد که اثر نرخ ارز بر تقاضای پول هند، مستقیم و معنادار است.

باهاتا (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای با عنوان "ثبات تابع تقاضای پول در نپال: کاربرد مدل همبستگی خطا و هم‌انباشتگی" به بررسی ثبات تابع تقاضای پول نپال برای بازه‌ی زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۵ با استفاده از روش ECM پرداخت. نتایج نشان داد که یک رابطه‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرهای نقدینگی و متغیرهای تورم و نرخ بهره وجود دارد. همچنین تابع تقاضای پول کشور نپال، باثبات است.

نورچ و آدامک (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی ثبات تقاضای پول در غنا" به بررسی تابع تقاضای پول حقیقی و ثبات آن در غنا برای بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ با استفاده از روش ECM پرداختند. نتایج آنها نشان داد که تقاضای پول حقیقی با درآمد یک رابطه‌ی طولانی‌مدت و با نرخ بهره یک رابطه کوتاه‌مدت دارد و همچنین تابع تقاضای پول باثبات است. اثر درآمد بر تقاضای پول حقیقی غنا، مستقیم و اثر نرخ بهره بر تقاضای پول حقیقی، معکوس است.

اپوکو (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با عنوان "عوامل تعیین کننده تقاضای پول در غنا" به برآورد تابع تقاضای پول غنا با استفاده از روش ARDL پرداخت. نتایج نشان داد که اثر متغیرهای تولید ملی، تورم و نرخ ارز بر تقاضای پول، مستقیم و اثر متغیرهای نوآوری مالی و نرخ بهره بر تقاضای پول، معکوس است.

یودی و همکاران (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای با عنوان "عوامل تعیین کننده و ثبات تقاضای پول در نیجریه" به بررسی تابع تقاضای پول حقیقی و ثبات آن در نیجریه برای بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۱ به صورت فصلی با استفاده از روش حداقل مربعات پرداختند. نتایج آنها نشان داد که تقاضای پول حقیقی با درآمد و نرخ ارز، رابطه‌ی مستقیم و با نرخ بهره و نرخ تورم، رابطه‌ی معکوس دارد.

۴. روش‌شناسی

۴-۱. پایایی و آزمون ریشه واحد

در مدل‌سازی اقتصادی و اقتصادسنجی، می‌بایست پایایی متغیرهای سری زمانی مورد بررسی قرار گیرد. یکی از انواع مهم داده‌های آماری مورد استفاده در تجزیه و تحلیل‌های تجربی، داده‌های سری زمانی می‌باشد، زیرا این نوع داده‌های آماری، ویژگی‌های خاصی برای پژوهشگران در اقتصادسنجی دارد. هر سری زمانی را می‌توان محصول تولید یک فرایند استوکاستیک یا تصادفی دانست و مجموعه پیوسته‌ای از داده‌ها یک تحقق واقعی از فرایند تصادفی اصلی می‌باشند. وجه تمایز و تفاوت بین فرایند استوکاستیک و تحقق واقعی آن بسیار شبیه به وجه تمایز بین جامعه و نمونه آن در داده‌های مقطعی است. همان گونه که از داده‌های نمونه برای استنباط یک جامعه استفاده می‌شود، در سری‌های زمانی نیز از تحقق واقعی برای استنباط در مورد فرایند استوکاستیک استفاده می‌شود. بر این اساس، میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت بوده و مستقل از زمان است، اما بررسی‌هایی که از سال ۱۹۹۰ به بعد انجام شده، نشان داده است که فرض پایایی در مورد بسیاری از متغیرهای سری‌های زمانی اقتصاد کلان نادرست بوده و اغلب این متغیرها وابسته به زمان بوده و ناایستا می‌باشند. مطالعات نشان داده‌اند که در صورت عدم تحقق فرض پایایی، استفاده از آماره F و t گمراه کننده بوده و احتمال اینکه نتایج به دست آمده تنها یک رگرسیون جعلی بوده و هیچ گونه رابطه اقتصادی واقعی تعادلی نداشته باشد افزایش می‌یابد (بذرافکن و همکاران، ۱۳۹۸)، بنابراین لازم است پایایی و ناپایایی متغیرها بررسی گردد

۴-۲. روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده[۲]

روش‌هایی مانند انگل-گرنجر به دلیل اینکه واکنش‌های کوتاه‌مدت بین متغیرها را در نظر نمی‌گیرند اعتباز لازم را ندارند. از این رو الگوهایی که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه زیر وارد شوند:

$$Y_t = \alpha X_t + \beta X_{t-1} + \delta Y_{t-1} + u_t$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی را برای متغیرها، در نظر بگیرد.

$$\phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i (L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t$$

الگوی فوق یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نام دارد که در آن داریم:

$$\phi(L, P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \cdots - \alpha_P L^P$$

2. Auto regressive Distributed Lag Model (ARDL)

$$b_i(L, q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + b_{i2}L^2 + \cdots + b_{iq}L^q$$

L عملگر وقفه، w برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود و k نیز تعداد متغیرهای توضیحی است.
در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک (AIC)،[3] شوارز- بیزین (SBC)[4] یا حنان- کوئین (HQC)[5] یکی از معادلات انتخاب می‌شود. معمولا در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، برای اینکه درجه آزادی زیادی از بین نرود از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای x از این رابطه به دست می‌آیند (نکرو و کلوین اوکو، ۲۰۱۶):

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1, q_i)}{1 - \hat{\phi}(1, P)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \hat{b}_{i2} + \cdots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \hat{\alpha}_3 - \cdots - \hat{\alpha}_P}$$

حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو ورش وجود دارد: در روش اول فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^{P} \phi_i - 1 \geq 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^{P} \phi_i - 1 < 0$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود همجمعی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب تقسیم شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{P} \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{P} S_{\hat{\phi}i}}$$

اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[6] بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.
روش دوم، استفاده از رویکرد بوندز تست است.

3. Akaike
4. Schwarz Bayesian
5. Hannan - Quinn
6. Benerjee,Dolado, and Mestre

۴-۳. رویکرد بوندز تست[۷]

اگر فرض کنیم β_i و μ ضرایب بلندمدت باشند، فرضیه H_0 آن به صورت $H_0:\mu= \beta_1 = \beta_2=\ldots\ldots =\beta_i = 0$ (عدم وجود رابطه بلندمدت) در مقابل فرضیه $H_1:\mu\neq \beta_1 \neq \beta_2\neq\ldots\ldots \neq\beta_i \neq 0$ (وجود رابطه بلندمدت) بررسی می‌شود. رویکرد بوندز تست یک روش تلفیقی برای بررسی وجود روابط بلندمدت بین متغیرهاست. این روش نسبتا جدید دارای مزایای نسبتا فراوانی نسبت به دیگر روش‌هاست. در مرحله اول صرف نظر از اینکه سری مورد نظر I(0) یا I(1) است استفاده می‌شود؛ دوم اینکه مدل تصحیح خطای نامحدود (UECM) می‌تواند از رویکرد بوندز تست ARDL با استفاده از یک تبدیل خطی ساده ایجاد شود؛ سوم اینکه این مدل پویایی‌های کوتاه مدت و بلندمدت را نشان می‌دهد؛ چهارم نتایج تجربی نشان می‌دهد که این رویکرد نتایج را برای نمونه‌های کوچک فراهم می‌آورد (بلومی، ۲۰۱۳).

در این تحقیق از روش دوم یعنی رویکرد بوند تست برای بررسی وجود رابطه بلندمدت استفاده شده است.

۴-۴. روش تصحیح خطا[۸]

از ساز و کار تصحیح خطا (ECM) برای اولین بار فیلپس (۱۹۵۷) استفاده کرد و سپس بوسیله انگل و گرنجر برای تصحیح نبود تعادل به کار گرفته شد. به تعبیر فیلپس مدل‌های تصحیح خطا یک شیوه تعدیل ابزار سیاستی به منظور نزدیک کردن متغیر هدف به مقدار مطلوب آن می‌باشد. دلیل اصلی استفاده از الگوهای تصحیح خطا، وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی است (تشکینی، ۱۳۸۴).

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا (ECM) را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزیی‌اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند مانا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای موثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. به عبارتی دیگر، الگوی تصحیح خطا بیانگر این مطلب است که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف رابطه تعادلی بلندمدت (که توسط جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است (تشکینی، ۱۳۸۴).

الگوی تصحیح خطا که رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را به هم مربوط می‌سازد، شامل دو مرحله است:

مرحله اول شامل برآورد یک رابطه بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است. بنابراین باید رابطه همجمعی زیر تخمین زده شود:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{n} \beta_j X_{jt} + \varepsilon_t$$

سپس جمله خطای رابطه زیر را به عنوان خطای تعادلی برآورد می‌کنیم:

---

7. bounds testing
8. Ecm

$$\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \sum_{j=1}^{n} \beta_j X_{jt}$$

در مرحله دوم، وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا در نظر گرفته و برای پیوند دادن رفتار کوتاه مدت Y_t با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار می‌گیرد و رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_{i0} \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_{i1} \Delta X_{1t} + \cdots + \sum_{i=1}^{r} \beta_{in} \Delta X_{nt-i} + \lambda \varepsilon_{t-i} + \nu_t$$

$-1 < \lambda < 0$ در رابطه فوق ε_{t-1} جمله خطای برآورد رگرسیون رابطه بلندمدت با یک وقفه زمانی است. λ در رابطه بالا ضریب تعدیل کوتاه‌مدت است. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره کوتاه‌مدت، چند درصد از انحراف از رابطه بلندمدت تصحیح می‌شود. وقتی X_t و Y_t، که هر دو همجمع از مرتبه یک I(1) هستند، همجمع باشند، ε_t مربوط به رابطه جمعی از مرتبه صفر I(0) یعنی مانا خواهد بود. از آنجا که ΔX_t و ΔY_t هم مانا هستند، متغیرهای الگوی تصحیح خطا (ECM) همگی I(0) هستند. در نتیجه می‌توان این الگو را بدون ترس از به دست آوردن رگرسیون کاذب به روش OLS برآورد کرد و از آماره‌های t و F در آزمون الگو بهره جست (تشکینی، ۱۳۸۴).

۵. نتایج روش‌شناسی

۵-۱. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	احتمال بدست آمده	نتیجه‌گیری
M	/۳۷	نامانا
DM	/۰۲	مانا
E	/۹۹	نامانا
DE	/۰۲	مانا
P	/۵۷	نامانا
DP	/۰۰	مانا
B	/۲۵	نامانا
DB	/۰۷	مانا
Y	/۰۰	مانا
UR	/۸۳	نامانا
DUR	/۰۰	مانا

منبع: نتایج پژوهش

همان طور که نتایج نشان می‌دهد برخی متغیرهای تحقیق، در سطح ۱۰ درصد، نامانا هستند که با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند I(1)، در نتیجه شرط استفاده از آزمون ARDL وجود دارد.

۵-۲. بررسی فرضیه وجود رابطه بلندمدت (رویکرد بوندز تست)

جدول۲: نتایج آزمون بوندز تست

k	Value	Test Statistic
۵	۴۵	F-statistic
I1 Bound	I0 Bound	Significance
۳,۷۹	۲,۷۵	10%
۴,۲۵	۳,۱۲	5%
۴,۶۷	۳,۴۹	2.5%
۵,۲۳	۳,۹۳	1%

منبع: نتایج پژوهش

بر اساس این آزمون، اگر مقدار آماره F از مقدار آماره‌های I0 Bound و I1 Bound بیشتر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و رابطه بلندمدت وجود دارد. همان طور که نتایج نشان می‌دهد، این آماره که ۴۵ بدست آمده است از مقدار آماره‌های I0 Bound و I1 Bound در تمام سطوح احتمالات بیشتر است در نتیجه فرضیه صفر رد و فرضیه یک مبنی بر وجود رابطه بلندمدت تایید می‌شود، در نتیجه شرط استفاده از آزمون ARDL وجود دارد.

۵-۳. ضرایب بلندمدت روش ARDL

جدول ۳: ضرایب بلندمدت روشARDL

متغیر	ضریب	آمارهt	احتمال
Y	/۵۶	۶,۲۷	/۰۰
B	-/۲۰	-۲,۴۷	/۰۱
P	-/۴۵	-۲,۲۲	/۰۲
E	-/۴۷	-۷,۷۴	/۰۰
UR	/۰۴	۲,۶۵	/۰۰

منبع: نتایج پژوهش

مطابق جدول فوق، نرخ ارز دارای اثر معکوس بر تقاضای پول حقیقی است. اگر نرخ ارز یک درصد تغییر کند تقاضای پول حقیقی ۴۷/. درصد کاهش می‌یابد، نتایج نشان می‌دهد که اثر نرخ ارز بر تقاضای پول حقیقی یک اثر جانشینی است. وجود رابطه معکوس (اثر جانشینی) میان نرخ ارز و تقاضای پول حقیقی منطبق با کار پژوهشی فلاحی و نگهداری (۱۳۸۴)، ادیب‌پور و الهامی (۱۳۹۳) و عظیم و همکاران (۲۰۱۰) است. اثر حجم اقتصاد زیرزمینی بر تقاضای پول حقیقی مستقیم و معنادار است. اگر حجم اقتصاد زیرزمینی یک درصد تغییر کند تقاضای پول حقیقی ۰۴/. درصد افزایش

می‌یابد. اثر مستقیم حجم اقتصاد زیرزمینی بر تقاضای پول حقیقی، امری بدیهی است؛ زیرا کسانی که درگیر فعالیت‌های مرتبط با قاچاق هستند، ترجیح می‌دهند که معاملات خود را با پول نقد انجام دهند.

نرخ بهره[۹] و درآمد ملی به ترتیب اثر معکوس و مستقیم بر تقاضای پول حقیقی دارند. به طوری که اگر نرخ بهره و درآمد ملی یک درصد تغییر کنند تقاضای پول حقیقی به ترتیب ۰۲۰/. و ۰۵۶/. درصد کاهش و افزایش می‌یابد که علامت بدست آمده منطبق بر واقعیت است. در واقع کشش بهره‌ای تقاضای پول ۰۲۰/.- و کشش درآمدی تقاضای پول ۰۵۶/. واحد است.

اثر تورم بر تقاضای پول حقیقی منفی و معنادار است. اگر تورم یک درصد تغییر کند تقاضای پول حقیقی ۰۴۵/. درصد کاهش می‌یابد. اثر منفی تورم بر تقاضای پول حقیقی، امری بدیهی است؛ در زمان تورمی، مردم برای حفظ قدرت خریدشان، پول را تبدیل به دارایی‌های جانشین می‌کنند و پول کمتری نگهداری می‌کنند.

۵-۴. ضریب مربوط به الگوی تصحیح خطا

جدول۴: ضریب مربوط به الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
ECM(-1)	-۰/۵۴	-۱۶،۷۵	۰/۰۰

منبع: نتایج تحقیق

بر اساس نتایج بدست آمده، ضریب ECM (-1) برابر ۰۵۴/.- است که چون منفی و قدر مطلق آن کوچکتر از واحد می‌باشد، تاییدی بر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو است. این مقدار ضریب، بیانگر آن است که در هر دوره، حدود ۵۴/. از متغیر وابسته تعدیل می‌شود.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش، تابع تعدیل شده‌ی تقاضای پول حقیقی با لحاظ متغیر اقتصاد زیرزمینی با استفاده از روش ARDL برای بازه زمانی (۱۴۰۲:۴-۱۳۵۸:۱) تخمین زده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که درآمد ملی اثر مثبت، نرخ بهره بازار (با پراکسی بازدهی مسکن) اثر منفی، نرخ ارز اثر منفی، تورم اثر منفی و حجم اقتصاد زیرزمینی اثر مثبت بر تقاضای پول حقیقی دارند.

– بر اساس یافته‌های پژوهش، اقتصاد زیرزمینی بر تقاضا برای پول اثر معناداری دارد. با توجه به این که عاملان اقتصادی در بخش زیرزمینی اکثر معاملات خود را با پول نقد انجام می‌دهند؛ با افزایش حجم اقتصاد زیرزمینی تقاضا برای پول نقد در گردش جهت انجام مبادلات در بخش زیرزمینی نیز افزایش پیدا می‌کند. از آنجا که این تقاضا عمدتاً به صورت تقاضای معاملاتی برای پول است و در درآمدهای رسمی ثبت نمی‌شود، حجم قابل توجه اقتصاد زیرزمینی در ایران می‌تواند تقاضا برای پول را به شدت تحت تاثیر قرار داده و علاوه بر پدید آمدن مشکلات پولی دیگر مانند تورم، سیاست‌گذاری‌های پولی

۹ . در این پژوهش از بازدهی مسکن به عنوان جایگزینی برای نرخ بهره استفاده گردید.

در بخش رسمی را نیز با چالش‌های جدی رو به رو کند، در نتیجه پیشنهاد می‌گردد دولت به اتخاذ سیاست‌هایی جهت کاهش حجم اقتصاد زیرزمینی پرداخته تا وجود مشکلات پولی ناشی از اقتصاد زیرزمینی به حداقل برسد.

منابع

۱. ادیب‌پور، مهدی، الهامی، مریم. (۱۳۹۴). تاثیر نااطمینانی نرخ ارز بر تقاضای پول در ایران. اقتصاد پولی مالی، ۲۲ (۱۰).

۲. اسلاملوئیان، کریم، حیدری، مرتضی. (۱۳۸۲). انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران. تحقیقات اقتصادی،۶۲، ۴۶-۱.

۳. اروجی، زینب و درگاهی، حسن. (۱۴۰۱). بررسی ثبات و عوامل موثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران: تحلیلی بر پایه‌های خرد. تحقیقات اقتصادی، (۵۷) ۴، ۵۸۲-۵۶۱.

۴. بذرافکن، اشکان، گشتاسبی پور، ابراهیم و کایدخورده، علی اصغر. (۱۳۹۸). بررسی ارتباط میان مخارج سلامت و رشد اقتصادی ایران (بعد از انقلاب اسلامی). چهارمین کنفرانس بین المللی دستاوردهای نوین پژوهشی در علوم انسانی و مطالعات اجتماعی و فرهنگی.

۵. تشکینی، احمد، (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، موسسه فرهنگی دیباگران، تهران.

۶. حسینی، صفدر، بخشی، محمدرضا. (۱۳۸۵). تجزیه و تحلیل تقاضای پول در ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸ (۲۸)، ۱۳-۱.

۷. خلیلی عراقی، منصور، عباسی‌نژاد، حسین، گودرزی فراهانی، یزدان. (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطا و همجمعی. دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی، ۵.

۸. ستاد مرکزی مبارزه با قاچاق کالا و ارز. (۱۳۹۸). خبرگزاری مهر، epi.ir/news/20180.

۹. شاه‌آبادی، ابوالفضل، کردبچه، حمید، شاهسوندی، هانیه. (۱۳۹۹). اندازه‌گیری حجم اقتصاد زیرزمینی در کشورهای منتخب در حال توسعه دارای فراوانی منابع طبیعی. اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، ۳، ۸۰-۵۱.

۱۰. عیدی، محمود، هژبرکیانی، کامبیز، رجایی، یداله، رحیم‌زاده، اشکان. (۱۳۹۹). بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تابع تقاضای پول ایران با وجود هزینه مذهبی خانوار: رویکرد NARDL. اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)، ۱۴(۵۲)، ۵۳-۲۷.

۱۱. فلاحی، محمد علی، نگهداری، ابراهیم. (۱۳۸۴). بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران با تاکید بر نرخ ارز (کاربرد الگوی ARDL). مجله دانش و توسعه (علمی-پژوهشی)، ۱۷، ۱۶۶-۱۴۷.

۱۲. لشکری، محمد، بافنده ایمان‌دوست، صادق، کتانی، سحرناز. (۱۳۹۵). بررسی عوامل موثر بر تقاضای پول با رویکرد نظریه تقاضای پول فریدمن (مورد مطالعه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته منتخب). پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه پیام نور مشهد.

۱۳. مصطفوی، مهدی، یاوری، کاظم. (۱۳۸۶). تخمین تابع تقاضای پول با استفاده از سری‌های زمانی و همجمعی در اقتصاد ایران ۱۳۸۳-۱۳۶۷. مجله دانش و توسعه، ۲۰.

۱۴. یارمحمدی، جواد، عرفانی، علیرضا. (۱۳۹۵). بررسی رابطه اصلاحات مالی و ثبات تقاضای پول در اقتصاد ایران. فصلنامه روند، ۲۳ (۷۴)، ۶۶-۴۳.

15. Al Rasasi, M., & Banafea, W. (2018). Estimating money demand function in Saudi Arabia: evidence from cash in advance model. SAMA Working Paper, No. 4/2018.

16. Arango, S., & Nadiri, M. I. (1981). Demand for money in open economies. Journal of Monetary Economics, 7(1), 69-83.

17. Azim, P., Ahmed, N., Ullah, S., Zaman, B. U., & Zakaria, M. (2010). Demand for money in Pakistan: an Ardle Approach. Global Journal of Management and Business Research, 10(9).

18. Balke, N. S., & Zeng, Z. (2013). Credit demand, credit supply, and economic activity. The BE Journal of Macroeconomics, 13 (1), 643-680.

19. Belloumi, M. (2014). The relationship between Trade, FDI and Economic growth in Tunisia: An application of autoregressive distributed lag model. Economic Systems, Volume 38, Issue 2, June 2014, pp. 269-287.

20. Bhatta, S. R. (2011). Stability of demand for money function in Nepal: A cointegration and error correction modeling approach.

21. Bhattacharyya, D. K. (1990). An econometric method of estimating the'hidden economy', United Kingdom (1960-1984): Estimates and tests. The Economic Journal, 100(402), 703-717.

22. Brunner, K., & Meltzer, A. H. (1963). Predicting velocity: Implications for theory and policy. The Journal of Finance, 18 (2), 319-354.

23. Buehn, A., & Goethel, M. (2010). The shadow economy and implications for money demand in Germany.

24. Buiter, W. H. (2009). Negative nominal interest rates: Three ways to overcome the zero lower bound. The North American Journal of Economics and Finance, 20 (3), 213-238.

25. El-Rasheed, S., Abdullah, H., & Dahalan, J. (2017). Monetary uncertainty and demand for money stability in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach. International Journal of Economics and Financial Issues, 7 (1), 601-607.

26. Jammeh, K. (2012). Long-and short-run determinants of demand for money and its stability in the Gambia: An empirical investigation. Research paper submitted in fulfilment of the honours requirements for the Bachelor of Science in Economics, University of the Gambia.

27. Jobst, C., & Stix, H. (2017). Doomed to disappear? The surprising return of cash across time and across countries.

28. Khalid, A. M. (1999). Modelling money demand in open economies: the case of selected Asian countries. Applied Economics, 31 (9), 1129-1135.

29. Khalid, N., Thelata, M. H., & Marwan, N. F. (2017). Forecasting of money demand in Malaysia using neural networks and econometric model. In Proceedings of International Conference on Economics (ICE 2017), 43-56.

30. Khan, A. H., & Hossain, A. (1994). Financial liberalisation and the demand for money in Pakistan [with Comments]. The Pakistan Development Review, 33 (4), 997-1010.

31. Kjosevski, J., & Petkovski, M. (2017). Are The Determinants Of Money Demand Stable In Selected Countries From Southeastern Europe?. ESPERA, 20(4).

32. Kumar, S., Webber, D. J., & Fargher, S. (2013). Money demand stability: A case study of Nigeria. Journal of Policy Modeling, 35 (6), 978-991.

33. Laidler, D. E. (1977). The demand for money: theories and evidence. RBA Research Discussion Papers rdp7704, Reserve Bank of Australia.

34. Medina, L., & Schneider, M. F. (2018). Shadow economies around the world: what did we learn over the last 20 years?. International Monetary Fund.

35. Mohamed, A. A., & Nageye, A. I. (2018). Estimation of Money Demand Function in Somalia: Cointegration and Vector Error Correction Model. Journal of Business and Economics, 9 (1), 83-94.

36. Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue canadienne de economiques et science politique, 29 (4), 475-485.

37. Narayan, P. K., Narayan, S., & Mishra, V. (2009). Estimating money demand functions for South Asian countries. Empirical Economics, 36 (3), 685-696.

38. Nchor, D., & Adamec, V. (2016). Investigating the stability of money demand in Ghana. Procedia-Social and Behavioral Sciences, 220, 288-293.

39. Nkoro, E and Kelvin Uko,A. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. Journal of Statistical and Econometric Methods, vol.5, no.4. pp. 63-91.

40. Obben, J. (1998). The demand for money in Brunei. Asian Economic Journal, 12 (2), 109-121.

41. Opoku, E. (2017). Determinants of Money Demand in Ghana. International Journal of Economics and Management Sciences, 6 (6), 1-9.

42. Qasim, M., Ahmad, K., & Chani, M. I. (2018). Exchange rate volatility and money demand: An empirical analysis of Pakistan. Journal of Policy Research, 1 (3), 131-141.

43. Rogoff, K S. (2016). The curse of cash, Princeton University Press, Princeton and Oxford.

44. Sahadudheen, I. (2011). Demand for money and exchange rate: Evidence for wealth effect in India. Undergraduate Economic Review, 8 (1), 1-15.

45. Sands, P. (2016). Making it harder for the bad guys: the case for eliminating high denomination notes (p. 3). Harvard Kennedy School, Mossavar-Rahmani Center for Business and Government.

46. Sanusi, K. A., & Meyer, D. F. (2018). Money Demand Function in the South African Economy: Evidence From ARDL and Structural Breaks Analysis. International Journal of Economics and Finance Studies, 10 (1), 134-149.

47. Udeh, S. N., Nwude, E., & Offor, O. K. (2018). Determinants and stability of money demand in Nigeria. International Journal of Economics and Financial Issues, 8 (3), 340-353.

48. Valadkhani, A., & Alauddin, M. (2003). Demand for M2 in developing countries: An empirical panel investigation (Vol. 149). School of Economics and Finance, Queensland University of Technology,149,1-27.