



اثر ابزارهای پرداخت الکترونیکی بر تقاضای پول در کشورهای در حال توسعه (مطالعه موردی ایران)

منصوره زوارثیان کچو مثقالی^۱

کامبیز هژبر کیانی^۲

عباس معمارنژاد^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۲۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۲۴

چکیده

پیشرفت‌های جدید در حوزه فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) نظام پرداخت پول را متحول نموده است. امروزه پرداخت‌ها عموماً از نوع پرداخت‌های الکترونیک می‌باشد. پرداخت الکترونیکی تقاضای پول (M1) را تغییر می‌دهد. هدف این مطالعه بررسی اثر ابزارهای پرداخت الکترونیک بر تقاضای پول در اقتصاد ایران و برخی کشورهای در حال توسعه می‌باشد که با استفاده از روش الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL)، با استفاده از سری زمانی آمار اقتصاد ایران در طی سالهای ۱۳۸۳-۱۳۹۱ به صورت فصلی برآورد گردیده است. ابزارهای پرداخت الکترونیک با استفاده از شاخص ترکیبی روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی برآورد و در الگو منظور شده است. نتایج بیانگر این است که افزایش در متغیر ترکیبی ابزارهای پرداخت الکترونیک باعث کاهش در تقاضا برای پول نقد می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: تقاضای پول، ابزارهای پرداخت الکترونیک، روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL)، تحلیل مؤلفه‌های اصلی.

طبقه بندی JEL: E58, E42, E41

۱- دکتری اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. mzavar.zavareian@gmail.com

۲- استاد اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) kianikh@yahoo.com

۳- استادیار اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. ab_memar@yahoo.com

۱- مقدمه

پول در تجارت نقش و جایگاه غیرقابل انکاری برای همگان دارد. ماهیت پول از زمان پیدایش تا به امروز به عنوان وسیله مبادله و معامله حفظ شده است ولی شکل و جنس آن در طی قرون گذشته همگام با پیشرفت های تکنولوژیکی و متناسب با نیاز بشر دچار تغییرات شگرفی شده است و در آینده نیز این تغییرات ادامه خواهد داشت. در ارتباط با تحولات در سیستم های پرداخت می توان چهار دوره را در نظر گرفت. اولین آن از تهاتر به سکه، دوم از سکه به کاغذ (اسکناس)، سوم از کاغذ به چک و در نهایت از چک به کارتهای الکترونیک (پول الکترونیک) اشاره نمود. پول الکترونیک به شکل های مختلفی وجود دارد که برخی از آنها در حساب اینترنتی است و برخی بر روی کارتهای مغناطیسی ثبت گردیده است. امروزه کارتهای الکترونیک به انواع مختلفی از نظر ثبت اعتبار در آنها تقسیم بندی می شوند که عمده ترین آنها کارتهای بدهی و اعتباری می باشند. مزایا و ویژگیهای استفاده از ابزارهای پرداخت الکترونیک عبارتند از: امنیت، سرعت، سادگی، هزینه کم، کاهش اشتباهات انسانی، بهره وری و کارایی و بهبود مدیریت وجوه نقدینگی.

به موازات توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات در ایران استفاده از ابزارهای پرداخت الکترونیکی بطور محسوسی گسترش یافته است به گونه ای که با افزایش قابل توجه استفاده از ابزارهای پرداخت الکترونیکی در ده سال گذشته، شاهد تحول معناداری در شیوه ارائه خدمات در شبکه بانکی بوده ایم و بازتاب آن در تغییر رفتار مردم در زمینه تقاضای پول مشهود است. از نظر اقتصادی، مهم ترین آثار گسترش استفاده از این ابزارها بر عرضه و تقاضای پول و سیاست پولی بانک مرکزی نمود می یابد که در ادامه بازارهای پول، بازار سرمایه، کار و کالا را تحت تاثیر قرار می دهد.

تابع تقاضای پول یکی از اجزای مهم هر نظام پولی بوده و نقش تعیین کننده ای در مکانیسم انتقال سیاست پولی به بخش حقیقی اقتصاد ایفا می نماید. تاثیر این جزء به سایر اجزای سیستم اقتصادی، اعم از پولی و غیر پولی، انکار ناپذیر است. بنابراین به منظور تجزیه و تحلیل مسائل پولی و ارائه راهکارهای مناسب جهت رفع مشکلات، لازم است سیاستگذار اقتصادی شناخت درستی از ماهیت تقاضا برای پول داشته باشد. ابزارهای پرداخت الکترونیک، تقاضای پول (IM) را تغییر می دهد. افراد به تدریج روشهای پرداخت الکترونیکی را در کنار پول مورد استفاده قرار می دهند. بنابراین با جایگزینی روشهای پرداخت الکترونیکی در کنار پول، مقدار تقاضا برای پول تغییر خواهد کرد. در این پژوهش، اثر گسترش استفاده از ابزارهای پرداخت الکترونیکی بر تقاضای پول در اقتصاد ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

۲- مبانی نظری

نظریات نوین تقاضای پول از اواسط قرن هجدهم با نسخه کلاسیک نظریه مقداری پول شروع شد. فرمول معروف تئوری مقداری پول برای اولین بار توسط فیشر معرفی شد. تئوری مقداری پول رابطه‌ای مستقیم و متناسب را میان مقدار پول و سطح قیمت‌ها نشان می‌دهد، $MV = PY$ که در آن Y درآمد حقیقی، P سطح متوسط قیمت کالاها و خدمات مبادله شده طی دوره مشخص، V سرعت گردش پول و M موجودی پول است. تفسیر دیگر از نظریه مقداری پول به رهیافت کمبریج شهرت یافته است. این الگو مقدار تقاضای پول را به درآمد اسمی مرتبط می‌سازد.

کینز به تقاضای پول از زاویه‌ای کاملاً متفاوت نگرست و تحلیلی دقیق‌تر نسبت به اقتصاددانان پیش از خود ارائه کرد. کینز با فرض اینکه افراد به دلیل وجود انگیزه‌های معاملاتی، احتیاطی و سفته‌بازی پول نگهداری می‌کنند، تئوری خود را بیان کرد. بر این اساس تقاضا برای مانده‌های حقیقی پول رابطه مستقیم با درآمد حقیقی Y ، و رابطه‌ای معکوس با نرخ بهره r دارد.

$$M_d = K(r) + L(r)$$

دو ویژگی پول به عنوان وسیله مبادله و ذخیره ارزش زیربنای تئوری‌های بعد از کینز را تشکیل می‌دهند. بامول (۱۹۵۲) و توبین (۱۹۵۶) فرض کردند که پول لزوماً به صورت موجودی جهت انجام معاملات نگهداری می‌شود. آنها از این فرض برای توسعه مدل خود استفاده کردند. معادله تقاضای پول بامول و توبین به صورت زیر است:

$$M^d = \sqrt{\frac{ay}{2r}}$$

این رابطه به فرمول ریشه دوم معروف است. در این مدل تقاضای بهینه برای مانده‌های حقیقی M^d ، به طور مستقیم با هزینه واقعی مبادلات a ، و درآمد حقیقی y و به طور معکوس با نرخ بهره r رابطه دارد.

فریدمن (۱۹۵۶) بیان می‌کند که تقاضا برای دارایی‌ها باید بر اساس قاعده متعارف انتخاب مصرف کننده صورت بگیرد. او با تئوری تقاضای کل به عنوان زیربنا شروع کرد و فرض کرد که پول همانند دیگر دارایی‌ها جریانی از خدمات را به دست می‌دهد. بر اساس نظریات فریدمن، به دست آوردن تابع تقاضای پول به معنای یافتن ترکیبی از پول و دارائیهای دیگر است که حداکثر مطلوبیت را نصیب فرد می‌سازد. در این چارچوب، نگهداری پول به بازده سایر دارائیها مانند اوراق قرضه، سهام و غیره بستگی دارد. بر اساس نظریه فریدمن تقاضای فرد برای پول، تابعی از درآمد، ترکیب ثروت، نرخ بازده دارائیهای مالی به جز پول، نرخ تورم انتظاری و سلیقه فرد است. اگرچه

تئوریهای مختلفی برای تقاضای پول وجود دارد ولی آنها در یک چیز مشترک هستند: تقاضای پول تابع درآمد و نرخ بهره است.

اخیراً اثر ابزارهای پرداخت الکترونیک بر تقاضای پول نیز مد نظر قرار گرفته است. که بررسی و کنکاش در مورد این پدیده جدید هدف مقاله حاضر است.

اویلامی و بینوسا^۲ (۲۰۱۳) به بررسی اثر ابزارهای پرداخت جایگزین برای تقاضای پول می پردازند و سیاستهای پولی را بررسی می کنند. آنها از داده های ماهانه ۲۰۱۰-۲۰۰۸ اقتصاد نیجریه بهره گرفته اند. با استفاده از یک الگوی خود توضیح برداری VAR و استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری VECM موضوع را مورد بررسی قرار داده اند. نتایج تحقیق حاکی از عکس العمل های تحریک نشان می دهد که پرداختیهای اینترنتی و پرداختی های موبایل جانشین پول نقد هستند.

راملال^۳ (۲۰۱۰) اثرات کارتهای اعتباری و بدهی را روی اسکناس و مسکوک در گردش طی سالهای ۲۰۰۸-۱۹۹۹ در کشور موریس با استفاده از یک الگوی خود رگرسیونی بررسی کرده و نشان داده است که هم تعداد کارتهای بدهی و هم کارتهای اعتباری روی اسکناس و مسکوک در گردش بی تأثیر بوده و همچنین تولید ناخالص داخلی بیشترین تأثیر اقتصادی را روی اسکناس و مسکوک در گردش داشته است.

ییلماز کودای^۴ (۲۰۰۷) در مطالعه خود به بررسی اثر کارتهای بدهی و اعتباری بر پول در گردش پرداخته است و از داده های ماهانه طی دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۶ برای کشور ترکیه استفاده نموده است. نتایج نشان می دهند که اثر کارتهای بدهی و اعتباری بر تقاضای پول منفی است به این دلیل که این کارت ها واسطه مدرن مبادله هستند و روند فزاینده کاربرد آنها در جهان معاصر وجود دارد. همچنین اثر کاربرد کارت بدهی بر تقاضای پول بزرگتر از کاربرد کارت های اعتباری است. و اثر کارت های اعتباری اکثراً در نتیجه خریدها و اثر کارتهای بدهی اکثراً در نتیجه برداشت هاست. به عبارت دیگر خریدهای ایجاد شده بوسیله کارت های بدهی و افزایش برداشت پول بوسیله کارت های اعتباری اثرات غیر معنی داری بر تقاضای پول دارند.

القوادی^۵ (۲۰۰۶) اثر افزایش تعداد کارتهای الکترونیک را روی سرعت گردش درآمدی پول و ضریب فزاینده پول در مصر بین سالهای ۱۹۹۹-۲۰۰۵ می سنجد و به این نتیجه می رسد که افزایش تعداد کارتهای الکترونیک بر سرعت گردش پول و ضریب فزاینده پولی اثر عمده و مثبتی داشته است. این اثر مثبت بیانگر افزایش عرضه پول با یک مقدار معین از پایه پولی است که باعث کاهش قدرت بانک مرکزی در کنترل عرضه پول می شود.

استیکس^۶ (۲۰۰۴) به بررسی نحوه تاثیرگذاری پرداخت های صورت گرفته از طریق *ATM* و *POS* بر تقاضای پول نقد پرداخته است. این مطالعه که با استفاده از داده های خانوارهای استرالیایی صورت پذیرفته، اینگونه نتیجه می گیرد که تقاضای پول نقد بصورت مستقیم متأثر از میزان استفاده از کارت های بانکی است به گونه ای که افرادی که بطور مرتب از کارتهای اعتباری خود استفاده می نمایند تقاضا برای تراز نقدی آنها نسبت به سایرین حدود ۲۰ درصد کمتر است. این در حالی است که برداشت های مرتب از دستگاههای خودپرداز با ۱۸ درصد کاهش در تقاضای برای تراز نقدی همراه است.

استیکس^۷ (۲۰۰۳) تاثیر کارتهای بدهی را بر تقاضای پول نقد در اتریش مورد بررسی قرار داد. در این مطالعه از روش حداقل مربعات معمولی و یا حداکثر درستنمایی استفاده شده است. یافته های این تحقیق نشان می دهد که پرداخت بوسیله کارت های بدهی و برداشت از دستگاه خودپرداز (*ATM*) تاثیر چشمگیری بر تقاضای نقد در سطح فردی دارد. تخمین ها نشان داده است که کاربرانی که به دفعات زیاد و با استفاده از کارت بدهی پرداختهایشان را انجام می دهند تقریباً ۲۰ درصد مانده نقد کمتری نسبت به افرادی که به ندرت از کارت استفاده می کنند نگه می دارند. همچنین افرادی که بیشتر از دستگاه خودپرداز برداشت می کنند تقریباً ۱۸ درصد نسبت به کاربرانی که کمتر از خودپرداز برداشت می کنند، کمتر نقدینگی نگهداری می کنند.

دریهمان، گودهارت و کروگر^۸ (۲۰۰۲) نیز تاثیر تکنولوژیهای نوین پرداخت از جمله خودپردازها و پایانه های فروش را بر تقاضای پول مورد بررسی قرار داده و نتایج حاصل از این تحقیق با استفاده از داده های ۱۸ کشور عضو *OECD* برای دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۸۰ حاکی از تاثیرگذاری شدید تکنولوژیهای نوین پرداخت بر تقاضای پول نقد نبوده است.

مآنده پور حسن امیری^۹ (۱۳۸۵) با استفاده از داده های سری زمانی در سالهای ۱۳۸۳-۱۳۶۰ تابع تقاضای پول نقد برای کشور ایران را به روش خودرگرسیون با وقفه های توزیعی^{۱۰} برآورد نمود. نتایج نشان می دهد که نرخ سود، تعداد پایانه های فروش و کارت ها، تقاضای پول را کاهش و تعداد دستگاههای خودپرداز و درآمد، تقاضای پول را افزایش می دهد. وی با استفاده از آمارهای نه کشور آلمان، انگلیس، ایتالیا، ایران، بلژیک، فرانسه، کانادا، سوئیس و هلند طی سالهای ۲۰۰۵-۱۹۹۵ به بررسی اثر روش های پرداخت الکترونیکی بر تقاضای پول نقد پرداخته است. نتایج بیانگر آن است که توسعه دستگاههای *POS* تقاضای پول نقد را کاهش می دهد و افزایش تعداد دستگاههای *ATM* موجب افزایش تقاضا برای پول نقد می شود.

تاری و شاپوری^{۱۱} (۱۳۹۱) به بررسی اثر توسعه ابزارهای پرداخت الکترونیک بر تقاضای پول با استفاده از داده های ۲۰ کشور با درآمد متوسط و با بهره گیری از روش پانل دیتا برای دوره زمانی

۲۰۱۰-۲۰۰۲ نموده است. نتایج بیانگر آن است که نسبت دستگاههای خودپرداز بر میزان تقاضای پول اثری منفی و معنادار دارند ولی نسبت پایانه‌های فروش اثر منفی دارند اما از لحاظ آماری معنادار نشده‌اند. لذا توسعه ابزارهای پرداخت الکترونیک اثر منفی بر مقدار تقاضای پول می‌گذارد.

۳- روش شناسی موضوع

استنباط و تجزیه و تحلیل در روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی مشتمل بر سه معادله پویا، بلند مدت و تصحیح خطا می‌باشد. معادله پویا مبتنی بر یک مدل خود رگرسیونی است که می‌توان آن را برای یک مدل $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ به صورت زیر نشان داد:

رابطه (۱)

$$\alpha(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t$$

در رابطه (۱)، W_t برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیر مجازی و یا متغیرهای برون را با وقفه‌های ثابت، p وقفه‌های بکارگرفته شده برای متغیر وابسته و L عملگر وقفه است. در رابطه (۱) روابط زیر برقرار است:

رابطه (۲)

$$\alpha(L, p) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^q$$

در روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، تخمین رابطه بلند مدت طی دو مرحله انجام می‌شود. در مرحله اول، وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرهای تحت بررسی، بدین ترتیب آزمون می‌شود که اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته (α_i) و چکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت گرایش می‌یابد. بنابراین برای آزمون هم جمعی لازم است که آزمون فرضیه زیر صورت بگیرد:

رابطه (۳)

$$H_0: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0$$

رابطه (۴)

$$H_1: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق چنین محاسبه می شود:

رابطه (۵)

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha} - 1}{\sum_{i=1}^p s_{\hat{\alpha}_i}}$$

که در آن $S_{\hat{\alpha}_i}$ ، نشانگر انحراف معیار ضرایب وقفه های متغیر وابسته است.

اگر قدر مطلق آماره t بدست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود یک رابطه بلند مدت پذیرفته می شود. اگر وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل اثبات شود در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلند مدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت گیرد. ضرایب بلند مدت متغیر های توضیح دهنده بر اساس رابطه زیر محاسبه می شود:

رابطه (۶)

$$\hat{\theta}_i = \frac{\beta_{i0} + \beta_{i1} + \beta_{i2} + \dots + \beta_{iq}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_p}$$

که در آن $\hat{\theta}_i$ و $\hat{\beta}_i$ برای $i=1,2,\dots,k$ مقادیر انتخاب شده p و q_i بر اساس یکی از ضوابط تعیین وقفه هستند.

یکی از موارد مهم در زمینه الگوی خود رگرسیون با وقفه توزیعی، تعیین وقفه های بهینه است. تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیر های توضیح دهنده را می توان به کمک یکی از آماره های آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کوئین تعیین کرد.

یک مثال ساده از مدل تصحیح خطا به صورت زیر است:

$$\Delta L^p y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta L^q x_t + \beta_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

که در Δ اپراتور تفاضل مرتبه اول، \hat{u}_{t-1} مقدار باقیمانده رگرسیون برآورد شده معادله بلند مدت با یک دوره وقفه زمانی است. به عبارت دیگر، تخمین تجربی از جمله خطای تعادل است و ε_t جمله خطا با ویژگیهای متعارف است.

در این رگرسیون $\Delta L^q x_t$ تغییرات کوتاه مدت در $L^q x_t$ را نشان می دهد، در حالی که جمله تصحیح خطای \hat{u}_{t-1} ، تعدیل در جهت تعادل بلند مدت را بیان می کند. اگر β_2 از لحاظ آماری معنادار باشد، نشان می دهد که چه نسبتی از عدم تعادل $L^p y_t$ در یک دوره، توسط دوره بعدی تصحیح می شود.

در این تحقیق، الگوی مورد استفاده به منظور نشان دادن اثر ابزارهای پرداخت الکترونیک بر تقاضای پول برگرفته از مدل بامول-توبین است. دلیل بهره‌گیری از این مدل به خاطر توجه به هزینه تبدیل دارایی‌های مالی به پول و بالعکس می‌باشد که ویژگی بارز ابزارهای پرداخت الکترونیک است. در بحث تقاضای پول توسط بامول-توبین به معادله زیر دست می‌یابیم.

$$\frac{M^d}{P} = 2 \sqrt{\frac{\alpha Y}{2rT}} = \sqrt{\frac{2\alpha Y}{rT}}$$

که در آن $\frac{M^d}{P}$ تقاضا برای مانده‌های حقیقی، α هزینه معاملات، Y درآمد حقیقی، r نرخ بهره و T طول دوره می‌باشد. اگر از طرفین معادله بالا لگاریتم بگیریم به یک معادله خطی می‌رسیم که توان هر کدام از آنها نشانگر کشش تقاضای پول نسبت به هر کدام از متغیرهاست. اما در بیان تجربی و در حالت کاربردی معمولاً معادله تقاضای پول به صورت زیر می‌باشد:

$$M^d = f(Y, r, \varepsilon)$$

که در آن y نشان دهنده حجم فعالیت‌های اقتصادی است که با مقدار تقاضای پول رابطه مثبت دارد. r نشانگر متغیر هزینه فرصت است که در واقع بیانگر درآمدهایی است که با نگهداری پول نزد خود از آن‌ها صرف نظر می‌کنیم و در آخر ε نیز متغیری است که سایر عوامل را که بر تقاضای پول موثر است شامل می‌شود.

طبق بحث بامول-توبین و هم‌چنین موضوع این پژوهش می‌توان ε را هزینه تبدیل پول به دارایی‌های دارای بهره در نظر گرفت که با تقاضای پول رابطه مثبت دارد. ما این متغیر را با استفاده از تحول در روش و ابزار پرداخت به عنوان متغیر نماینده وارد مدل می‌کنیم و در واقع با تغییر روش و ابزار پرداخت از روش کاغذی و نقدی به سمت الکترونیک می‌توان این هزینه‌ها را کاهش داد و مقدار پول کمتری را تقاضا کرد. لذا توسعه ابزار پرداخت الکترونیک و استفاده از آن‌ها اثری منفی بر تقاضای پول خواهد گذاشت.

در این پژوهش برای عوامل موثر بر تقاضای پول جامعه متغیرهای خاصی را به عنوان نماینده انتخاب نموده ایم که دلایل انتخاب هر یک به شرح زیر است. متغیر وابسته: برای متغیر وابسته می‌توان متغیرهای مختلفی را از کلیت‌های پول به صورت M_1 (سکه و اسکناس در دست مردم و سپرده‌های دیداری) تا M_4 مورد استفاده قرار داد. اما در این مطالعه تمرکز ما عمدتاً بر روی اسکناس و مسکوک در دست مردم و سپرده‌های دیداری است. انتظار می‌رود که تغییر در روش

پرداخت از پرداخت های نقدی به سمت پرداخت الکترونیک باعث کاهش در تقاضای پول نگهداری شده توسط مردم شده و این مقادیر را به سمت سپرده های بانکی مدت دار سوق می دهد.

متغیرهای مستقل

متغیر مقیاس: برای متغیر مقیاس می توان ثروت، درآمد دائمی و یا درآمد ملی را در نظر گرفت که به ترتیب متغیر های مناسب برای اندازه گیری مقیاس فعالیت های اقتصادی هستند. اما دو متغیر ثروت و درآمد دائمی را در بسیاری از کشورها و مناطق نمی توان به درستی تعیین نمود زیرا این متغیر ها به لحاظ تعریفی و همچنین برآوردی مشکلاتی دارند و بسیاری از افراد مقدار صحیح ثروت و یا درآمد دائمی شان را بیان نمی کنند. به همین خاطر متغیر مقیاس را برای برآورد تقاضای پول جامعه، تولید ناخالص داخلی، GDP، در نظر گرفته ایم. زیرا هم از نظر آماری قابل اطمینان تر از دو متغیر قبلی است و هم نشانگر میزان فعالیت های اقتصادی در یک محدوده جغرافیایی است. علامت انتظاری ضریب این متغیر مثبت می باشد.

متغیر توزیع درآمد: لیدلر^{۱۲} معتقد است برای هر سطح مشخصی از درآمد کل، هرچه سطح بیشتری از درآمد، در دست عده ای محدود متمرکز باشد، تقاضا برای پول کمتر است. زیرا صرفه جویی های ناشی از مقیاس در نگهداری پول، برای هر کدام از معامله گران افزایش می یابد. بطوریکه یک معامله گر که حجم مشخصی از معاملات را انجام می دهد، پول نقد کمتری از دو معامله گر که هر کدام نصف همان حجم از معاملات را انجام می دهند، نگهداری خواهد کرد. بنابراین اگر نحوه توزیع درآمد تغییر کند، تقاضا برای پول نیز تغییر خواهد کرد و هر چقدر توزیع درآمد ناعادلانه تر باشد، تقاضا برای پول کمتر می شود. برای نشان دادن توزیع درآمد ایران از متغیر ضریب جینی در این تحقیق استفاده شده است که انتظار می رود رابطه معکوس میان افزایش مقدار این ضریب و تقاضای پول وجود داشته باشد.

متغیر هزینه فرصت: هزینه فرصت پول تفاوت بین نرخ بازده پول و دارایی های جایگزین پول (دارایی های مالی مثل سهام و اوراق قرضه و دارایی های فیزیکی مانند مسکن، خودرو و ...) را نشان می دهد. بازدهی دارایی هایی مانند اوراق قرضه و سهام با نرخ بهره و بازده دارایی های فیزیکی با نرخ تورم ارزیابی می گردد. بیشتر محققان بازده پول را صفر در نظر گرفته اند، چرا که بهره ای به اسکناس و سپرده های دیداری تعلق نمی گیرد. لذا برای عامل هزینه فرصت می توان متغیر های گوناگونی همچون نرخ بهره و یا نرخ تورم را وارد مدل نمود. علامت انتظاری ضریب این متغیر منفی می باشد.

متغیر نرخ ارز: نرخ ارز می تواند هم اثر مستقیم و هم معکوس بر تقاضای پول داشته باشد. به عبارت دیگر، کاهش ارزش پول داخلی در مقابل پولهای خارجی، باعث افزایش ارزش داراییهای خارجی و داراییهای واقعی داخلی نگهداری شده توسط ساکنان داخلی می شود و لذا این افزایش دارایی به صورت افزایش ثروت متجلی گردیده و میزان تقاضا برای پول داخلی را افزایش می دهد. این اثر به اثر ثروت معروف است که رابطه مستقیم میان تقاضای پول و تضعیف پول داخلی را نشان می دهد. از طرف دیگر هزینه فرصت نگهداری پول مطرح می شود، همگام با کاهش ارزش پول داخلی در مقابل ارزهای معتبر، بدلیل انتظار کاهش بیشتر ارزش پول داخلی، تقاضا برای پول داخلی کاهش می یابد و پول خارجی جایگزین پول داخلی می شود که به آن اثر جانشینی می گویند. این حالت رابطه معکوس میان تضعیف پول داخلی و تقاضای پول است.

متغیر ترکیبی ابزارهای پرداخت الکترونیک: برای عامل تغییر در روش پرداخت می توان متغیرهای گوناگونی را وارد مدل نمود. از جمله معروفترین آنها می توان تعداد کارتهای پرداخت، تعداد دستگاههای خودپرداز و یا تعداد پایانه های فروش و پایانه های شعب را عنوان نمود.

دستگاههای خود پرداز نشان دهنده روش جانشین برای تهیه پول نقد است و اثر آن روی حجم اسکناس و مسکوک در گردش بایستی منفی باشد. به عبارت دیگر افزایش دستگاههای خود پرداز هزینه های تبدیل سپرده های قابل برداشت با این دستگاه به اسکناس و مسکوک را برای مصرف کنندگان کاهش می دهد. بر طبق تئوری انبارداری پول بامول این دستگاهها هزینه هر برداشت را کاهش می دهد و باعث می شود که افراد دفعات بیشتری برای دریافت اسکناس و مسکوک به دستگاههای خود پرداز مراجعه کنند و بطور متوسط اسکناس و مسکوک کمتری نگهداری نمایند. انتظار می رود که پایانه های فروش بطور منفی بر حجم اسکناس و مسکوک اثر بگذارد. از پایانه های فروش برای خرید و انتقال وجه از حساب مشتری به حساب فروشنده استفاده می شود و از این طریق دریافت پولی صورت نمی گیرد و پایانه های فروش حجم اسکناس و مسکوک را کاهش خواهد داد.

اگر از کارتهای بدهی به شکل منطقی و جهت انجام مبادلات در پایانه های فروش استفاده گردد در آن صورت افزایش این کارتها موجب کاهش حجم اسکناس و مسکوک خواهد شد. اما اگر از این کارتها بیشتر جهت دریافت از دستگاههای خود پرداز استفاده شود، می تواند منجر به افزایش حجم اسکناس و مسکوک در گردش گردد.

از آنجا که پایانه های شعب برای انتقال وجه مورد استفاده قرار می گیرند، بنابراین افزایش این دستگاهها می تواند بطور معکوس بر حجم اسکناس و مسکوک اثر بگذارد.

برای وارد نمودن اثرات ابزارهای پرداخت الکترونیک ما متغیر ترکیبی ابزارهای پرداخت الکترونیک را با استفاده از روش مولفه های اصلی^{۱۳} وارد مدل نموده ایم. انتظار بر آن است که ضریب این متغیر منفی بوده و تقاضای پول را کاهش دهد. مدل نهایی که برای تقاضای پول در کشورهای در حال توسعه در نظر گرفته ایم عبارتست از:

$$LM_t = \beta_0 + \beta_1 LY_t + \beta_2 LP_t + \beta_3 LRE_t + \beta_4 LGINI_t + \beta_5 pc_t + \varepsilon_t$$

M_0 : اسکناس و مسکوک در دست اشخاص

Y : تولید ناخالص داخلی

P_0 : تورم

RE : نرخ ارز بازار آزاد

$GINI$: شاخص ضریب جینی

pc : شاخص ترکیبی ابزارهای پرداخت الکترونیک

ε_t : جزء اختلال می باشد.

آمارها از آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و برای دوره زمانی ۳:۱۳۸۳ الی ۴:۱۳۹۱ استخراج شده و بصورت فصلی استخراج شده است.

۳- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن

برای محاسبه شاخص ترکیبی ابزارهای پرداخت الکترونیک از اطلاعات تعداد دستگاههای ATM و تعداد دستگاههای POS، تعداد کارتهای بدهی و تعداد دستگاههای pinpad استفاده شده است.

جدول نتایج آزمون KMO

| آماره | آزمون |
|-------|-------|
| 0.76 | KMO |

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج آزمون KMO نشان می دهد که همبستگی بین متغیرها وجود دارد. با توجه به این درجه همبستگی می توان با استفاده از روش تحلیل مؤلفه های اصلی با کاهش تعداد متغیر ها یک شاخص ترکیبی به نام شاخص ترکیبی ابزارهای پرداخت الکترونیک ارائه نمود.

چنان که در جدول ذیل نیز نشان می دهد مقدار ویژه اولین مؤلفه بزرگتر از یک می باشد و حدود ۹۹ درصد پراکندگی مجموعه داده ها توسط این مؤلفه بازگو می شود.

جدول مؤلفه های اصلی

| Principal components | | | | | |
|----------------------|------------|------------|------------|------------|-------------|
| Component | Eigenvalue | Difference | Proportion | cumulative | |
| 1 | 3.96587 | 3.93705 | 0.9915 | 0.9915 | |
| 2 | 0.0288255 | 0.0245643 | 0.0072 | 0.9987 | |
| 3 | 0.0042612 | 0.00321851 | 0.0011 | 0.9997 | |
| 4 | 0.00104268 | | 0.0003 | 1.0000 | |
| Eigenvectors | | | | | |
| variable | PC1 | PC2 | PC3 | PC4 | Unexplained |
| Card | 0.4998 | 0.5490- | 0.3044 | 0.5968 | 0 |
| Atm | 0.5009 | 0.2711 | 0.7885- | 0.2320 | 0 |
| Pos | 0.5008 | 0.4014- | 0.0451- | 0.7655- | 0 |
| pinpad | 0.4985 | 0.6812 | 0.5325 | 0.0624- | 0 |

منبع: یافته های پژوهشگر

بردار اول که PC1 نامیده می شود را می توان شاخص ترکیبی ابزارهای پرداخت الکترونیک دانست و در مدل های مختلف اقتصادسنجی از آن استفاده نمود. با انتخاب این بردار، ترکیب خطی مؤلفه اول یا همان PC1 و متغیرهای اصلی با توجه به جدول، به صورت زیر می باشد.

$$PC = 0.499card + 0.5atm + 0.5pos + 0.498pinpad$$

۴- آزمون پایایی متغیرها

نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگو

| متغیر توضیحی | آماره آزمون | مقادیر بحرانی | وضعیت پایایی |
|--------------|-------------|---------------|--------------|
| LM | 5.7- | 2.95- | I(1) |
| LY | 42.4- | 3.5- | I(0) |
| LP | 12.2- | 3.5- | I(0) |
| LR | 26.8- | 3.5- | I(0) |
| LGINI | 6.54- | 3.57- | I(0) |
| Pc | 9.7- | 3.5- | I(1) |

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به اینکه متغیرهای مورد استفاده در تحقیق حاضر، جمع بسته از مرتبه های متفاوت هستند. لذا استفاده از روش خود بازگشتی با وقفه های توزیعی (ARDL) بهترین روش برای برآورد مدل است.

تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده را می توان به کمک یکی از آماره های آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کوئین تعیین کرد. با توجه به اینکه ضابطه شوارتز بیزین در بکارگیری تعداد وقفه ها صرفه جویی می کند در تحقیق حاضر از معیار فوق استفاده می شود.^{۱۴}

استنباط و تجزیه و تحلیل در روش خود رگرسیونی با وقفه توزیعی مشتمل بر سه معادله پویا، بلند مدت و تصحیح خطا می باشد. بر اساس ضابطه شوارتز بیزین برای متغیرهای LP, LR, PC, LY, LM وقفه بهینه دو و برای متغیر LGINI وقفه بهینه یک تعیین شده است. طبق نتایج گزارش شده در جدول (۱)، مقدار آماره F با احتمال خطای کمتر از ۵ درصد، بر صحیح بودن کلیت رگرسیون دلالت دارد.

از آنجایی که مدل به شکل لگاریتمی برآورد شده است، تمامی ضرایب الگو به جز ضریب متغیر ترکیبی ابزارهای پرداخت الکترونیک نشان دهنده کشش تقاضای پول نسبت به متغیرهای مربوط هستند. در مدل فوق متغیر LGINI از نظر آماری معنادار نیست. برای حل این مشکل می توان متغیری که معنادار نیست را از مدل حذف نمود. اما با حذف این متغیر از مدل مشاهده شد که بهبودی در نتایج ایجاد نشد و باعث بدتر شدن خروجی های مدل گردید. با توجه به اینکه معمولاً وقتی یک الگوی خود توضیح با وقفه های توزیع شده برآورد می گردد، با توجه به کثرت پارامترها انتظار نمی رود که کلیه ضرایب برآورد شده از نظر آماری معنادار باشند، اما ممکن است که ضرایب در مجموع بر اساس آماره F معنادار باشند. بنابراین از آنجا که این آماره $(F=1172,6)$ [۰,۰۰۰] بر صحیح بودن کلیت رگرسیون دلالت دارد لذا معنادار نبودن بعضی از ضرایب خللی به مدل وارد نمی سازد.

جدول (۱) - تخمین مدل تقاضای پول به روش ARDL

| T-Ratio | خطای استاندارد | ضرایب | متغیر توضیحی |
|---------------------|----------------|-------|--------------|
| 16.5 | 0.08 | 1.42 | LM(-1) |
| 16.2- | 0.06 | 0.98- | LM(-2) |
| 7.2 | 0.13 | 0.95 | LY |
| 5.8- | 0.19 | 1.16- | LY(-1) |
| 3.17 | 0.17 | 0.55 | LY(-2) |
| 2.72- | 0.5 | 1.37- | LP |
| 3.21 | 0.64 | 2.05 | LP(-1) |
| 2.07- | 0.35 | 0.72- | LP(-2) |
| 4.03 | 0.35 | 1.4 | LR |
| 2.89- | 0.50 | 1.4- | LR(-1) |
| 1.64 | 0.48 | 0.79 | LR(-2) |
| 1.73- | 0.23 | 0.4- | LGINI |
| 2.44 | 0.18 | 0.46 | LGINI(-1) |
| 1.8- | 0.01 | 0.01- | PC |
| 2.4 | 0.01 | 0.03 | PC(-1) |
| 2.18- | 0.03 | 0.07- | PC(-2) |
| 2.45- | 3.81 | 9.36- | c |
| $R^2 = 0.99$ | | | |
| $F = 1172.6[0.000]$ | | | |
| $DW = 2.2$ | | | |

منبع: یافته های پژوهشگر

پس از تخمین مدل پویا، وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها آزمون می شود. اکنون با استفاده از نتایج جدول (۱) فرضیه صفر عدم وجود همجمعی بین متغیرهای الگوی تقاضای پول آزمون می شود. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^p s_{\hat{\beta}_i}} = -3.85$$

مقایسه آماره محاسباتی با کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه وجود رابطه بلند مدت (وجود هم جمعی) بین متغیرهای مدل را تأیید می کند. به این ترتیب یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگوی تقاضای پول وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگوی تقاضای پول پیشنهادی در جدول (۲) آورده شده اند.

جدول (۲) - تخمین بلند مدت مدل تقاضای پول به روش ARDL

| T-Ratio | خطای استاندارد | ضرایب | متغیر توضیحی |
|---------|----------------|--------|--------------|
| 3.06 | 0.42 | 1.30 | LY |
| 2.16- | 0.07 | 0.16- | LP |
| 2.04 | 1.39 | 2.85 | LR |
| 0.30 | 0.72 | 0.22 | LGINI |
| 2.20- | 0.09 | 0.20- | Pc |
| 2.69- | 13.07 | 35.19- | C |

منبع: یافته های پژوهشگر

بنابراین الگوی بلند مدت تخمین زده شده به صورت زیر است:

$$\widehat{LM}_t = -35.19 + 1.3LY_t - 0.16LP_t + 2.8LR_t + 0.22LGINI_t - 0.20PC_t + u$$

وجود رابطه بلند مدت بین مجموعه متغیرهای تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران، مبنایی را جهت استفاده از الگوی تصحیح خطا که در آن نوسانات کوتاه مدت به مقادیر تعادلی بلند مدت ارتباط داده می شود، فراهم می آورد. در جدول ذیل نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا ارائه شده است.

جدول (۳) - نتایج تخمین تصحیح خطا برای تابع تقاضای پول به روش ARDL

| T-Ratio | خطای استاندارد | ضرایب | متغیر توضیحی |
|---------------------|----------------|-------|--------------|
| 16.2 | 0.06 | 0.98 | dLM |
| 7.20 | 0.13 | 0.95 | dLY |
| 3.17- | 0.17 | 0.55- | dLY1 |
| 2.72- | 0.50 | 1.37- | dLP |
| 2.07 | 0.35 | 0.72 | dLP1 |
| 4.03 | 0.35 | 1.43 | dLR |
| 1.64- | 0.48 | 0.79- | dLR1 |
| 1.73- | 0.23 | 0.40- | dLGINI |
| 1.8- | 0.01 | 0.01- | dPC |
| 2.18 | 0.03 | 0.07 | dPC1 |
| 2.45- | 3.81 | 9.36- | dc |
| 2.21- | 0.12 | 0.26- | ECM |
| $R^2 = 0.99$ | | | |
| $F = 7706.5[0.000]$ | | | |
| $DW = 2.2$ | | | |

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به اطلاعات گزارش شده در جدول فوق الگوی تصحیح خطا مدل تقاضای پول نقد به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \widehat{LM}_t = & -9.36 + 0.98dLM_t + 0.95dLY_t - 0.55dLY_{1t} - 1.37dLP_t + 0.72dLP_{1t} \\ & + 1.43dLR_t - 0.79dLR_{1t} - 0.40dLGINI_t - 0.01dPC_t \\ & + 0.07dPC_{1t} - 0.26ecm_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

همان گونه که مشاهده می شود بیشتر ضرایب معنی دار هستند. R^2 تعدیل شده برابر ۰/۹۹ است که نشان از قدرت توضیح دهندگی خوب الگو دارد. ضریب تعدیل یا تصحیح خطا برابر ۰/۲۶- برآورد شده است و نشان می دهد که در هر فصل ۲۶ درصد از عدم تعادل های موجود در یک دوره در دوره بعد تعدیل می شوند. به بیان دیگر، پس از چهار دوره فصلی، نوسانات کوتاه مدت بطور کامل تسویه می شوند. بنابراین تعدیل به سمت تعادل به کندی پیش می رود.

با توجه به نتایج حاصل از تخمین الگوهای کوتاه مدت، بلند مدت و تصحیح خطای تقاضای پول در ایران به روش اقتصادسنجی ARDL، ابزارهای پرداخت الکترونیک نظیر دستگاههای خودپرداز، کارتهای بدهی و دستگاه های POS و پایانه شعب اثر منفی و معنی دار بر تقاضای پول نقد (LM) دارد و لذا نتایج بدست آمده از برآوردها فرضیه این تحقیق را تأیید می نماید.

۴- نتیجه گیری

جهت نشان دادن تأثیر ابزارهای پرداخت الکترونیک بر تقاضای پول در اقتصاد ایران از تکنیک اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL)، استفاده شده است. تابع تقاضای پول (LM) برای اقتصاد ایران طی دوره Q_3-1391 تا Q_4-1383 تخمین زده شد. متغیرهای استفاده شده در مدل عبارتند از لگاریتم حجم پول (LM)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم تورم، لگاریتم نرخ ارز، لگاریتم شاخص ضریب جینی و متغیر ترکیبی ابزارهای پرداخت الکترونیک. در ابتدا با استفاده از روش تحلیل مؤلفه های یک شاخص ترکیبی برای متغیر ابزارهای پرداخت الکترونیک محاسبه گردید. سپس به بررسی آزمون پایایی پرداختیم. نتایج حاصل از آزمون نشان داد که متغیرهای مدل دارای مرتبه جمع بستگی متفاوت بودند. لذا از روش خودبازگشتی با وقفه های توزیعی استفاده شد. تخمین نشانگر رابطه مثبت و معنی دار لگاریتم تولید ناخالص داخلی با لگاریتم تقاضای پول نقد می باشد و نتایج تحقیق بیان می کند که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی موجب ۱,۳ درصد افزایش در تقاضا برای پول نقد می گردد. که این امر بیانگر آن است که دلیل ضعف در بازارهای مالی، افراد ترجیح می دهند که سهم بیشتری از افزایش درآمد خود را به صورت پول نقد نگهداری کنند. همچنین ضریب متغیر ترکیبی ابزارهای پرداخت الکترونیک منفی

می‌باشد. این امر بیانگر این است که یک واحد افزایش در استفاده از ابزارهای پرداخت الکترونیک تقاضای پول نقد را به میزان ۰,۲۰ درصد کاهش می‌دهد. ضریب متغیر نرخ ارز در تابع مثبت و معنی‌دار بدست آمده است که بیانگر اثر ثروت است. کاهش ارزش پول داخلی در مقابل پولهای خارجی (افزایش نرخ ارز)، باعث افزایش ارزش دارائیهای خارجی و دارائیهای واقعی داخلی نگهداری شده توسط ساکنان داخلی می‌شود و لذا این افزایش دارایی به صورت افزایش ثروت متجلی گردیده و میزان تقاضا برای پول داخلی را افزایش می‌دهد. نتایج بیانگر این است که یک درصد افزایش در نرخ ارز باعث افزایش ۲,۸۵ درصدی تقاضا برای پول نقد می‌گردد. ضریب نرخ تورم منفی و مطابق با انتظارات تئوریک می‌باشد. لذا در شرایط تورمی انتظار می‌رود که افراد تقاضای خود را برای پول نقد کاهش داده و ثروت خود را به صورت سایر اشکال دارایی که ارزش خود را در مقابل تورم حفظ می‌کند نگهداری می‌نمایند. این امر بدین دلیل رخ می‌دهد که پول به عنوان یک دارایی مورد توجه افراد قرار می‌گیرد نه فقط به عنوان واسطه مبادله. به عبارت دیگر این ضریب بیانگر این است که یک درصد افزایش نرخ تورم موجب کاهش تقاضای پول نقد به میزان ۰,۱۶ درصد می‌شود. علاوه بر این ضریب تصحیح خطا برابر ۰,۲۶- برآورد گردیده است که نشان می‌دهد ۲۶ درصد از عدم تعادل‌های موجود در یک دوره در دوره بعد تعدیل می‌شود.

با توجه به نتایج حاصل از تخمین الگوهای کوتاه مدت، بلند مدت و تصحیح خطای تقاضای پول در ایران به روش اقتصادسنجی ARDL، ابزارهای پرداخت الکترونیک نظیر دستگاههای خودپرداز، کارتهای بدهی و دستگاه های POS و پایانه شعب اثر معنی دار بر تقاضای پول نقد دارد و لذا نتایج بدست آمده از برآوردها فرضیه این تحقیق را تأیید می‌نماید.

۵. پیشنهادات

در تحقیق حاضر، اثر ابزارهای پرداخت الکترونیک بر تقاضای پول با استفاده از آخرین داده ها و اطلاعات مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج بیانگر این بود که استفاده گسترده از ابزارهای پرداخت الکترونیک موجب کاهش تقاضای پول در هر سطح مشخص نرخ بهره می‌شود. بنابراین سیاستگذاران پولی کشور باید به این امر توجه داشته باشند.

با توجه به اینکه استفاده از ابزارهای پرداخت الکترونیک موجب کاهش هزینه معاملات شده و افزایش حجم مبادلات و بهبود فضای کسب و کار را در پی دارد لذا لازم است برای رونق هر چه بیشتر کسب و کار به گسترش استفاده از ابزارهای پرداخت الکترونیک همت گمارده شود. همچنین با توجه به یافته این تحقیق که استفاده از ابزارهای پرداخت الکترونیک تقاضا برای پول را کاهش می‌دهد، می‌توان با استفاده گسترده از ابزارهای پرداخت الکترونیک در هزینه های مربوط به چاپ

و نشر اسکناس و امحاء آن صرفه جویی نمود. نکته آخر اینکه با توجه به محدودیت‌های آماری در این تحقیق می‌توان در سالهای آتی این تحقیق را برای اقتصادهایی که مشابهت بیشتری با اقتصاد ایران دارند و برای بازه زمانی گسترده‌تر مورد بررسی قرار داد. بدیهی است که تخمین‌ها با استفاده از مشاهدات بیشتر می‌تواند برآوردهای دقیق‌تری را در پی داشته باشند.

فهرست منابع

- ۱) اشرف زاده، سید حمید رضا و مهرگان، نادر (۱۳۸۷). اقتصاد سنجی پانل دیتا، مؤسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران.
- ۲) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۴). آمار و داده‌های ابزارها و تجهیزات بانکداری الکترونیک.
- ۳) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۴). بانک اطلاعاتی سری زمانی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۴).
- ۴) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۴). تراز پرداختهای بانک مرکزی.
- ۵) برانسون، ویلیام اچ (۱۳۷۶). تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، نشرنی.
- ۶) پایگاه آماری WDI
- ۷) تاری، فتح الله و شاپوری، عبدالرضا (۱۳۹۱). اثر توسعه ابزارهای پرداخت الکترونیکی بر تقاضای پول، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.
- ۸) توکلی، احمد (۱۳۷۶). تحلیل سریهای زمانی همگرایی و همگرایی یکسان، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
- ۹) رحمانی، تیمور (۱۳۸۵). اقتصاد کلان جلد دوم، انتشارات برادران.
- ۱۰) سوری، علی (۱۳۹۴). اقتصاد سنجی (همراه با کاربر Eviews8 & Stata12)، فرهنگ شناسی، چاپ سوم.
- ۱۱) سهیلی، فتاحی و جیحونی پور (۱۳۹۰). نقش جریان یافتن پول الکترونیک بر اسکناس و مسکوک در گردش در اقتصاد ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه رازی.
- ۱۲) شاکری، عباس (۱۳۸۷). نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان، انتشارات پارس نوپا.
- ۱۳) صمصامی، حسین و مائده پور حسن امیری (۱۳۸۵). اثر پرداخت‌های الکترونیکی بر تقاضای پول نقد، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.
- ۱۴) کمیجانی، اکبر و رضا بوستانی (۱۳۸۳). ثبات تابع تقاضای پول در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۷.
- ۱۵) گجراتی، دامور (۱۳۷۸). مبانی اقتصاد سنجی، جلد دوم، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.
- ۱۶) معاونت برنامه‌ریزی و بررسی‌های اقتصادی - وزارت بازرگانی (۱۳۸۴). انتقال الکترونیکی وجوه و بانکداری الکترونیکی در ایران، معاونت برنامه‌ریزی و بررسی‌های اقتصادی، انتشارات سی‌زان.

- ۱۷) میشکین، فردریک (۱۳۷۸). پول و بانک/ پول و ارز و بانکداری، ترجمه جهان خانی، علی و علی پارسائیان، انتشارات سمت.
- ۱۸) نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
- ۱۹) هوشنگی، مهسا (۱۳۸۸). ارزیابی عملکرد زیرشاخه های صنایع با استفاده از تکنیک تحلیل مؤلفه های اصلی، پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت صنعتی، دانشگاه شیراز.
- 20) Ashrafzadeh, Syed Hamid Raza and Mehreghan, N. (1387). Econometric panel data, the Cooperative Research Institute of Tehran University, (in Persian).
- 21) Branson, William H. (1376). Theory and macroeconomic policies, translation Abbas Shakeri, Nshrny, (in Persian).
- 22) Central Bank of the Islamic Republic of Iran (1394). Statistics and Data Tools and equipment for electronic banking, (in Persian).
- 23) Central Bank of the Islamic Republic of Iran (1394). Time-series database, the Central Bank of the Islamic Republic of Iran (1394), (in Persian).
- 24) Central Bank of the Islamic Republic of Iran (1394). The central bank's balance of payments, (in Persian).
- 25) Drehmann, M., Goodhart, C., Kruger, M. (2002). The Challenges Facing Currency Usage: Will the Traditional Transaction Medium Be Able to Resist Competition From the New Technologies?. *Economic Policy*, Vol. 34, pp. 195-227.
- 26) El-gawady, ZM. (2006). Relation Between E-money and Monetary Policy in Egypt, University of Egypt.
- 27) Oyelami, L., Yinusa, D. (2013). Alternative Payment Systems implication for Currency Demand and Monetary Policy in Developing Economy: A Case Study of Nigeria. *International Journal of Humanities and Social Science*, Vol.3, No.20, pp.253-260.
- 28) Ramlall, I. (2010). Do Credit and Debit Cards Induce an Evaporation of Cash in Mauritius? *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 36.
- 29) Samsami, H. and Pour Hassan Amiri, M. (1385). The impact of electronic payments on the demand for cash, the end of a MA in Economics, University of Shahid Beheshti, (in Persian).
- 30) Stix, H. (2003). How Do Debit Cards Affect Cash Demand? Survey Data Evidence, Editorial Board of the Working Papers.
- 31) Stix, H. (2004). The Impact of ATM Transactions and Cashless Payments on Cash Demand in Austria. *Monetary Policy & the Economy*, Q1/04.
- 32) Tari, F. and Shapuri, A. (1391). The effect of the development of electronic payment tools on the demand for money, the end of a MA in Economics, University of Allameh Tabatabai, (in Persian).
- 33) Yilmazkuday, H. (2007). The Effect of Credit and Debit Cards on Currency Demand, Vanderbilt University.

یادداشت‌ها

¹ Information and communications technology

² Oyelami & Yinusa(2013)

³ Ramlall(2010)

⁴ Yilmazkuday(2007)

⁵ El-Gawady(2006)

⁶ Stix, H(2004)

⁷ Stix, H(2003)

⁸ Drehmann, Goodhart and Krueger(2002)

¹⁰ Auto Regressive Distributed Lag Method(ARDL)

¹² Laidler

¹³ Principal Component

^۹ پور حسن امیری، مانده (۱۳۸۵)

^{۱۱} سهیلی، فتاحی و جیحونی پور (۱۳۹۱)

^{۱۴} نو فرستی (۱۳۷۸)