Archive of SID

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال بیست‌ودوم/ شماره ۷۲/ پاییز ۱۳۹۶/ صفحات ۲۱۲-۱۸۷

اثر پسماند جانشینی پول در ایران: رویکرد شاخص دیویژیا

سامان قادری[۱]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۴/۱۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۸/۱

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی اثر پسماند جانشینی پول در کشور ایران با استفاده از مدل پول در تابع مطلوبیت با حضور پول داخلی و پول خارجی می‌پردازد. در این راستا، برای برآورد حجم دلارهای در گردش در اقتصاد ایران از تعریف دیویژیای حجم پول بهره گرفته شده است. همچنین برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت، مدل‌های مورد نظر با استفاده از روش خود رگرسیونی برداری با وقفه‌های توزیعی و رویکرد آزمون کرانه‌ها که پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه کردند، طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۶۹ با تناوب فصلی تخمین زده شده‌اند. نتایج مقاله حاضر نشان می‌دهد اثر پسماند جانشینی پول در اقتصاد ایران تأییدشده است و به‌عبارت‌دیگر روند جانشینی پول کشور برگشت‌پذیر نیست؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی تأثیر پدیده پسماند دلاری شدن پول بر سیاست‌های پولی را مدنظر داشته باشد و هدف مهار تورم و کاهش نوسانات نرخ ارز به‌عنوان اصلی‌ترین دلایل جانشینی پول همچنان در اولویت سیاست‌های اقتصادی قرار بگیرد.

واژگان کلیدی: **اثر پسماند، جانشینی پول، شاخص دیویژیا، آزمون کرانه‌ها، ایران.**

طبقه‌بندی *JEL*: *C22، F41.*

۱- استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران، پست الکترونیکی: s.ghaderi@uok.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

به طورکلی برای پول در اقتصاد چهار وظیفه مبادلاتی، سنجش و ذخیره ارزش و معیار پرداخت‌های تأخیری فرض می‌شود. اگر پول ملی در یک کشور وظایف خود را به‌خوبی ایفا نکند و پول خارجی عهده‌دار تمام یا بخشی از این وظایف شده باشد، اقتصاد دلاری یا جانشینی پول[1] صورت گرفته است؛ به‌طوری‌که یک یا چند پول خارجی جای پول ملی را گرفته است. این امر دلایل متعددی دارد که مهم‌ترین آن‌ها کاهش مداوم ارزش پول ملی، تداوم تورم شدید داخلی، بی‌ثباتی اقتصادی، منفی بودن نرخ‌های واقعی بهره، خروج سرمایه به علت مهاجرت‌های قانونی و غیرقانونی و گسترش فعالیت‌های قاچاق کالاست؛ بنابراین متغیرهایی نظیر نرخ تورم داخلی، نرخ ارز در بازار غیر رسمی و حجم واردات، درجه جانشینی پول را افزایش می‌دهند. پدیده جانشینی پول اثرات متفاوتی بر اقتصاد کشورهای مختلف داشته است. مطالعات تجربی نشان داده است که این پدیده چه به‌صورت رسمی و با اراده دولت، چه به‌صورت غیر رسمی و بدون اراده دولت موجب تضعیف پول ملی در داخل و خارج کشور می‌شود. جانشینی پول در یک کشور موجب می‌شود که مردم به آینده اقتصاد کشور خود بدبین باشند. این پدیده موجب می‌شود تا بانک مرکزی کنترل خود را بر بخشی از پول که به‌صورت ارز نگهداری می‌شود از دست بدهد و برای دولت نیز قدرت استفاده از حق‌الضّرب کاهش یابد. همچنین به سبب دلاری شدن اقتصاد تأثیر سیاست‌های پولی بر متغیرهای واقعی اقتصاد تضعیف می‌شود. پسماند دلاری شدن[2] طبق تعریف اومز[3] (۲۰۰۳) به این صورت تعریف می‌شود: هنگامی‌که دلاری شدن با افزایش نرخ ارز یا افزایش تورم، بیشتر شود با کاهش‌های بعدی در تورم و کاهش در نرخ ارز، به همان میزان کاهش پیدا نمی‌کند. پسماند دلاری شدن پول بر سیاست‌های پولی تأثیرگذار است و اثربخشی این سیاست‌ها را کاهش می‌دهد. در حقیقت پدیده

1- Currency Substitution
2- Dollarization Hysteresis
3- Oomes

www.SID.ir

Archive of SID

پسماند دلاری شدن در مطالعات مولر[1] (۱۹۹۴) و مونگاردینی و مولر[2] (۱۹۹۹) نیز به این صورت تعریف می‌شود که «تقاضا برای پول خارجی هنگامی‌که ارزش پول داخلی در حال کاهش است افزایش می‌یابد؛ اما هنگامی‌که ارزش پول ملی در حال افزایش است، با مقدار کمتری کاهش می‌یابد».

اینکه آیا روند جانشینی پول در یک کشور در وضعیت پسماند باشد مسئله‌ای بسیار حیاتی است؛ زیرا این پرسش مطرح می‌شود که آیا روند جانشینی پول کشور برگشت‌پذیر است یا خیر؟ بسیاری از محققان در تلاش برای پاسخ به این سؤال برآمده‌اند که در میان آن‌ها، اوریب[3] (۱۹۹۷) از پیشگامان در این زمینه است. وی (۱۹۹۷) امکان تئوریکی پسماند دلاری شدن را نشان می‌دهد و برای این منظور از مدل پیش‌پرداخت،[4] که شامل هزینه‌های به‌کارگیری پول خارجی است، استفاده می‌کند. وی همچنین فرضی کلیدی را پیشنهاد می‌دهد به این صورت که کاهش در هزینه‌های مبادلاتی پول خارجی به سبب اثر خارجی شبکه‌ای[5] ناشی شده از سرمایه انباشته‌شده دلاری اقتصاد در استفاده از پول خارجی است. به سبب این اثر خارجی شبکه‌ای احتمال وجود اثر پسماند در فرایند دلاری شدن وجود دارد.

تغییر در منافع یا رفاه یک مصرف‌کننده، درنتیجه تغییر تعداد مصرف‌کنندگان یک کالا را اثر خارجی شبکه‌ای می‌نامند. مثلاً، اگر استفاده از دستگاه‌های فکس افزایش یابد، ارزش این دستگاه‌ها برای دارندگان آن به دلیل افزایش امکان استفاده از آن، به‌طور فزاینده‌ای بالا می‌رود. این امر اثر خارجی مثبتی ایجاد می‌کند به این صورت که افراد بیشتری به خرید دستگاه فکس روی می‌آورند. اثر شبکه‌ای عموماً برای اثر خارجی مثبت به کار می‌رود. اثر خارجی شبکه‌ای منفی هنگامی‌که تعداد کاربران بیشتر، محصول را کم‌ارزش‌تر می‌کنند به وجود می‌آید. مثال رایج آن پدیده ازدحام[6] و شلوغی (شلوغی

1- Mueller
2- Mongardini and Mueller
3- Uribe
4- Cash-in-advance Model
5- Network Externality Effect
6- Congestion

www.SID.ir

Archive of SID

ترافیک یا شلوغی شبکه اینترنت) است؛ ازاین‌رو در مدل اوریب (۱۹۹۷)، اثر خارجی شبکه‌ای همچون منبع و منشأ اثر پسماند در پدیده جانشینی پول یا دلاری شدن شناسایی می‌شود. شینکویچ و اومز[1] (۲۰۰۲) بیان می‌دارند که اثر خارجی شبکه‌ای در استفاده از پول وجود دارد؛ زیرا منافع حاصل از نگهداری پول خاص و معین، با توسعه این واقعیت که این پول ممکن است وسیله پرداخت پذیرفته باشد، افزایش می‌یابد.

در اینجا، تعریف حجم پول نقش مهمی را در اندازه‌گیری حجم پول برای برآورد حجم دلارهای درگردش ایفا می‌کند.[2] بانک‌های مرکزی کشورهای مختلف، روش یکسانی را به‌منظور تجمیع پولی در نظر گرفته‌اند. در این روش، مؤلفه‌های پولی به‌صورت ساده با یکدیگر جمع می‌شوند. این شیوه به روش «جمع ساده»[3] مشهور است که به دلیل ناتوانی در بیان تفاوت درجات خدمات (معاملات) پولی و ذخیره ارزش خدمات که با مؤلفه‌های پولی فراهم می‌شود، نقد شده است. فیشر (از پیشگامان نظریه اعداد شاخص) و بارنت،[4] از جمله منتقدان روش فوق محسوب می‌شوند. از جمله انتقادهای مهم به روش جمع ساده در ادامه بیان شده است:

۱. این روش در تجمیع پولی، تابع مطلوبیت تقاضا برای دارایی‌های پولی را در نظر نمی‌گیرد.

۲. نتایج عرضه و تقاضای پول بی‌ثبات خواهند بود و در تعاریف گسترده پول، بی‌ثباتی‌ها نتایج متفاوتی را خواهند داشت.

۳. این روش در بین دارایی‌های مختلف فرق نمی‌گذارد و رفتارش با همه آن‌ها یکسان است.

۴. در بسیاری از مطالعات تجربی، ضعف توان شاخص جمع ساده در پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله تولید و تورم آشکار شده است.

۵. بلونجیا[5] (۱۹۹۶)، اندرسون[6] و همکاران (۱۹۹۷) معتقدند به علت گستردگی در تعریف پول و اقلام وسیعی که در آن قرار گرفته است، استفاده از جمع ساده برای تعریف

1- Shinkevich and Oomes

۲- تعریف پول می‌تواند بر مبنای ابزار، وظایف و تعاریف قانونی (M1، M2 و..) باشد.

3- Simple-sum
4- Barnett
5- Belongia
6- Anderson

www.SID.ir

Archive of SID

پول، با تئوری‌های اقتصاد خرد ناسازگار است.

۶. بارنت (۱۹۸۰) بیان می‌کند که جمع ساده مؤلفه‌ها تنها زمانی توجیه‌پذیر است که این مؤلفه‌ها جانشین کامل یکدیگر باشند.

بارنت با ارائه مفهوم هزینه استفاده[1] از پول، امکان استفاده از شاخص دیویژیا را به‌منظور محاسبه حجم پول اقتصاد فراهم کرد. این شاخص جدید، سبد دارایی‌های مختلف پولی را در تابع مطلوبیت مصرف‌کننده در نظر می‌گیرد و تخمینی از تابع غیرخطی برحسب مقادیر و قیمت‌های مؤلفه‌هاست. تغییر و تحولات رخ‌داده در استفاده از دارایی‌های پولی که ناشی از تغییر مقررات، نوآوری‌های مالی و ترجیحات مصرف‌کنندگان است، به نحو بهتری در شاخص پولی دیویژیا مطرح می‌شود. درحالی‌که شاخص جمع ساده این تحولات را نشان نمی‌دهد؛ بنابراین معیارهای پولی دیویژیا برای بررسی نقش پول در اقتصاد کلان، مناسب‌تر به نظر می‌رسد؛ ازاین‌رو پژوهش حاضر به دنبال پاسخ این پرسش است که آیا روند جانشینی پول در کشور در وضعیت پسماند است یا خیر؟ یا اینکه روند جانشینی پول کشور برگشت‌پذیر است؟ با توجه به کاستی‌های ذکرشده حجم پول جمع ساده، با استفاده از شاخص دیویژیای حجم پول به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری تحقیق

در این مطالعه مدل MIU با حضور پول داخلی و پول خارجی به‌عنوان چارچوب نظری در نظر گرفته شده است. کالاهای مصرفی شامل کالاهای غیرقابل تجارت با قیمت P_t و کالاهای قابل تجارت با قیمت بین‌المللی P_t^*است. برای سادگی P_t^* را برابر یک فرض می‌کنیم؛ بنابراین نرخ ارز واقعی $(\varepsilon_t P_t^*)/P_t$ برابر $\varepsilon_t P_t^*$ می‌شود که ε_t نرخ ارز اسمی یعنی پول خارجی به پول داخلی است. فرض شده است که خدمات پول با تراز واقعی داخل (M_t/P_t)و تراز واقعی خارجی $((\varepsilon_t F_t)/P_t)$ارائه می‌شود که F_t نگهداری پول

1- User Cost

www.SID.ir

Archive of SID

خارجی در داخل است. همچون ایمهوروگلو[1] (۱۹۹۴) ترکیب تقاضای پول داخلی و خارجی در ارائه خدمات پولی به‌صورت

$$\Omega_t \equiv \left[\gamma(H_t)(\frac{M_t}{P_t})^{-\rho} + (1-\gamma(H_t))(\frac{\varepsilon_t F_t}{P_t})^{-\rho} \right]^{-((1/\rho)-1)}$$

به شکل جانشینی با کشش ثابت فرض می‌شود که $\gamma(.) \in (0,1)$ سهم پول داخلی در ارائه خدمات پولی است. همچنین، H_t تجربه محاسبه‌شده شهروندان داخلی در نگهداری پول خارجی است.[2] با توجه به $\gamma'(H) < 0$، با ارائه خدمات بیشتر پول خارجی، H_t بیشتر شده است و به افزایش $(1-\gamma(H_t))$ منجر می‌شود. در این تصریح همانند مطالعه کادینگتون و همکاران[3] (۲۰۰۲) فرض می‌شود که تجربه محاسبه شده در به‌کارگیری پول خارجی همچون یک اثر خارجی شبکه‌ای عمل می‌کند؛ همچنان که در مدل اوریب (۱۹۹۷) بیان شده است. علاوه‌براین، $\gamma''(H)$ می‌تواند منفی، مثبت و یا صفر باشد. کوماتو و کوماتو[4] (۲۰۰۸) نیز در مطالعه‌ای برای مالزی این مقدمات را برای اثر شبکه‌ای فرایند جانشینی پول مدنظر قرار داده‌اند.

تابع مطلوبیت خانوار نماینده به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U(C_t^N, C_t^T, \frac{M_t}{P_t}, \frac{\varepsilon_t F_t}{P_t}) = \quad (۱)$$
$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \alpha U(C_t^N, C_t^T) + (1-\alpha) \left[\gamma(H_t)(\frac{M_t}{P_t})^{-\rho} + (1-\gamma(H_t))(\frac{\varepsilon_t F_t}{P_t})^{-\rho} \right]^{-(1/\rho)} \right\}$$

که $\beta \in (0,1)$ نرخ تنزیل ذهنی است، $\alpha \in (0,1)$ سهم مطلوبیت حاصل از مصرف کالاها از کل مطلوبیت است، C_t^N, C_t^T مصرف کالاهای قابل تجارت و غیر قابل تجارت

1- Imrohoroglu (1994)

۲- در فرآیند تخمین، بالاترین ارزش گذشته از نرخ جانشینی پول (the past peak value of the CS ratio) همچون شاخصی برای H_t می باشد که مطالعات گذشته همچون مونگاردینی و مولر (۲۰۰۰) (Mongardini and Mueller (2000)) بکار گرفته اند.

3- Cuddington et al.

4- Kumamoto and Kumamoto

www.SID.ir

Archive of SID

است. E_t ارزش انتظاری است. کشش جانشینی بین پول داخلی و پول خارجی $1/(1+\rho)$ است که $\rho \in (0,1)$ و $\rho \neq 0$.

محدودیت بودجه‌ای نیز به‌صورت زیر مشخص می‌شود:

$$\frac{M_t}{P_t}+\frac{\varepsilon_t F_t}{P_t}+C_t^N+\frac{\varepsilon_t}{P_t}C_t^T=Y_t-T_t+\frac{M_{t-1}}{P_t}+\frac{\varepsilon_t F_{t-1}}{P_t} \qquad (۲)$$

که Y_t درآمد برونزاست و T_t مالیات ثابت است. در ایران به دلیل توسعه‌نداشتن سیستم مالی فرض می‌شود که خانوارها نمی‌توانند اوراق قرضه داخلی و خارجی را ذخیره کنند و دارایی‌های پس‌اندازی را به شکل پول خارجی نگهداری می‌کنند.

خانوار نماینده مطلوبیتش را با توجه به محدودیت بودجه‌ای خود حداکثر می‌کند. اگر λ_t را ضریب لاگرانژ تعریف کنیم، شرایط مرتبه اول با توجه به M_t, C_t^T, C_t^N و F_t عبارت است از:

$$\alpha U_{C_t^N}(C_t^N, C_t^T)=\lambda_t \qquad (۳)$$

$$\alpha U_{C_t^N}(C_t^N, C_t^T)=\frac{\varepsilon_t}{P_t}\lambda_t \qquad (۴)$$

$$(1-\alpha)\gamma(H_t)\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\rho-1}\Omega_t+\beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{P_t}{P_{t+1}}\right]=\lambda_t \qquad (۵)$$

$$(1-\alpha)(1-\gamma(H_t))\left(\frac{\varepsilon_t F_t}{P_t}\right)^{-\rho-1}\Omega_t+\beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t}\frac{P_t}{P_{t+1}}\right]=\lambda_t \qquad (۶)$$

برای سادگی فرض می‌شود که: $U(C_t^N, C_t^T)=\omega C_t^N+(1-\omega)C_t^T$ و $\omega \in (0,1)$ است. طبق این فرض معادلات (۳) و (۴) به‌صورت زیر تغییر می‌یابند:

$$\lambda_t=\omega\alpha \qquad (۷)$$

$$\lambda_t\frac{\varepsilon_t}{P_t}=(1-\omega)\alpha \qquad (۸)$$

همچنین از معادلات (۷) و (۸)، معادله زیر را داریم:

$$\frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t}=\frac{P_{t-1}}{P_t} \qquad (۹)$$

www.SID.ir

Archive of SID

با جایگزینی معادلات (۷)، (۸) و (۹) در معادلات (۵) و (۶)، معادلات زیر را خواهیم داشت:

$$(1-\alpha)\gamma(H_t)(\frac{M_t}{P_t})^{-\rho-1}\Omega_t = \omega\alpha - \beta E_t\left[\omega\alpha\frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_{t+1}}\right] \quad (۱۰)$$

$$(1-\alpha)(1-\gamma(H_t))(\frac{\varepsilon_t F_t}{P_t})^{-\rho-1}\Omega_t = \omega\alpha - \beta\omega\alpha \quad (۱۱)$$

با تقسیم دو طرف معادله‌های (۱۰) و (۱۱) داریم:

$$\frac{\gamma(H_t)}{1-\gamma(H_t)}(CS_t)^{1+\rho} = \frac{1}{1-\beta} - \frac{\beta}{1-\beta}E_t\left[\frac{1}{1+z_{t+1}}\right] \quad (۱۲)$$

که $CS_t = \frac{(\varepsilon_t F_t)}{M_t}$ همان نرخ جانشینی پول است و $z_{t+1} = ((\varepsilon_{t+1})/\varepsilon_t) - 1$ نرخ استهلاک نرخ ارز[1] بین دوره t و t+1 است. $\bar{H}, \overline{CS}$ و $\bar{z}$ به ترتیب حالت‌های پایدار H_t, CS_t و z_t باشند. برای خطی کردن سمت چپ و راست معادله (۱۲) بسط مرتبه اول تیلور در اطراف مقادیر وضعیت پایدار را به‌کار گرفته و با بازنویسی مجدد معادله، معادله زیر را خواهیم داشت:

$$\frac{\gamma(H_t)}{1-\gamma(H_t)}(CS_t)^{1+\rho} = \frac{\gamma(\bar{H})}{1-\gamma(\bar{H})}(\overline{CS})^{1+\rho} + \frac{\gamma'(\bar{H})}{\left[1-\gamma(\bar{H})\right]^2}(\overline{CS})^{1+\rho}(\ln H_t - \ln\bar{H}) + \frac{1}{1-\rho}\frac{\gamma(\bar{H})}{\left[1-\gamma(\bar{H})\right]}(\overline{CS})^{1+\rho}(\ln CS_t - \ln\overline{CS}) \quad (۱۳)$$

$$\frac{1}{1-\beta} - \frac{\beta}{1-\beta}E_t\left[\frac{1}{1+z_{t+1}}\right] = \frac{1}{1-\beta} - \frac{\beta}{(1-\beta)(1+\bar{z})} + \frac{\beta}{(1-\beta)(1+\bar{z})^2}E_t\left[(z_{t+1}-\bar{z})\right] \quad (۱۴)$$

از معادلات ۱۲، ۱۳ و ۱۴ داریم:

$$\ln CS_t = \ln\overline{CS} - \Psi\frac{\beta\bar{z}}{(1-\beta)(1+\bar{z})^2}(\overline{CS})^{-1-\rho} + \Psi\frac{\gamma'(\bar{H})\bar{H}}{\left[1-\gamma(\bar{H})\right]^2}\ln\bar{H} + \Psi\frac{\beta}{(1-\beta)(1+\bar{z})^2}(\overline{CS})^{-1-\rho}E_t z_{t+1} - \Psi\frac{\gamma'(\bar{H})\bar{H}}{\left[1-\gamma(\bar{H})\right]^2}\ln H_t \quad (۱۵)$$

1- Depreciation Rate of the Exchange Rate

www.SID.ir

Archive of SID

$$\Psi \equiv \left\{(1/(1+\rho))(\gamma(\bar{H})/(1-\gamma(\bar{H})))\right\}^{-1} > 0$$

با داشتن تعاریف زیر:

$$\beta_0 \equiv \ln\overline{CS} - \Psi\frac{\beta\bar{z}}{(1-\beta)(1+\bar{z})^2}(\overline{CS})^{-1-\rho} + \Psi\frac{\gamma'(\bar{H})\bar{H}}{\left[1-\gamma(\bar{H})\right]^2}\ln\bar{H}$$

$$\beta_1 \equiv \Psi\frac{\beta}{(1-\beta)(1+\bar{z})^2}(\overline{CS})^{-1-\rho} > 0$$

$$\beta_2 \equiv -\Psi\frac{\gamma'(\bar{H})\bar{H}}{\left[1-\gamma(\bar{H})\right]^2}\ln H_t > 0$$

معادله ۱۳ را به‌صورت زیر خواهیم داشت:

$$\ln CS_t = \beta_0 + \beta_1 E_t z_{t+1} + \beta_2 \ln H_t \qquad (۱۶)$$

علامت مثبت β_1 نشان می‌دهد افزایش نرخ ارز آتی به افزایش در جانشینی بین پول‌های داخلی و خارجی منجر می‌شود، درحالی‌که علامت مثبت β_2 افزایش در CS را در پی افزایش در تجربه محاسبه شده در به‌کارگیری پول خارجی، H_t، بیان می‌کند. با فرض اینکه نرخ استهلاک مورد انتظار نرخ ارز برابر با نرخ استهلاک واقعی‌اش باشد، یعنی $E_t z_{t+1} = z_t$، معادله اصلی را به‌صورت زیر خواهیم داشت:

$$\ln CS_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \beta_2 \ln H_t + \eta_t \qquad (۱۷)$$

که η_t جزء خطا است.

H_t متغیر چرخ‌دنده‌ای[1] نامیده می‌شود که اثر پسماند جانشینی پول را نشان می‌دهد. ما همچون مولر (۱۹۹۴)، ماکزیمم مقادیر گذشته نرخ استهلاک نرخ ارز را به‌عنوان متغیر چرخ‌دنده‌ای انتخاب می‌کنیم. همچنین $CS_t = \dfrac{(\varepsilon_t F_t)}{M_t}$ همان نرخ جانشینی پول است که ε_t نرخ ارز بازار موازی (غیر رسمی) برای دلار آمریکا است و F_t مقدار نگهداری پول خارجی در داخل یا حجم دلارهای در گردش است.

برای اندازه‌گیری حجم دلارهای در گردش، از روش کمین و اریکسون (۲۰۰۱)

1- Ratchet Variable

www.SID.ir

Archive of SID

استفاده شده است. آن‌ها فرض می‌کنند که تقاضا برای کل پول داخلی و خارجی تابعی از متغیر مقیاس (ثروت یا GDP)، شاخص قیمت مصرف کنند، نرخ ارز، نرخ بهره و حداکثر نرخ تورم تا تاریخ مورد بررسی ($P_t^{\max}$) است.

اریکسون و کمین اذعان می‌کنند هیچ روش قطعی برای تجزیه پول‌های خارجی در گردش و سپرده‌های دلاری در داخل و خارج وجود ندارد. اریکسون و کمین فرض می‌کنند F_t حجم دلارهای درگردش است که تفاوت بین کل حجم پول داخلی و خارجی با کل حجم پول داخلی در گردش است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$F_t = (M_t / \varepsilon_t) \times (\exp[\beta P_t^{\max}] - 1) \qquad (۱۸)$$

برای تخمین β از تابع تقاضای پول داخلی استفاده می‌شود که با توجه به حجم پول دیویژیا معادله زیر را خواهیم داشت:

$$\ln NDM2_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_t^D + \alpha_2 RCPI_t + \alpha_3 \ln \varepsilon_t + \alpha_4 P_t^{\max} + \alpha_5 \ln GDP \qquad (۱۹)$$

که در این معادله رگرسیونی α_4 همان β است. i_t^D نرخ بهره داخلی (نرخ واقعی سود سپرده‌های بلندمدت[۱]) است. $RCPI_t$ نرخ تورم داخلی با استفاده از شاخص قیمتی مصرف‌کننده است و $P_t^{\max}$ نیز حداکثر نرخ تورم تا تاریخ مورد نظر را نشان می‌دهد.

پس از تخمین β از معادله (۱۹)، مقدار آن را در معادله (۱۸) قرار داده و حجم دلارهای در گردش برآورد می‌شود.

۲-۲- پیشینه تحقیق

کادینگتون و همکاران (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای کاربردی از پدیده جانشینی پول برای کشور بولیوی طی دوره ۱۹۸۹-۱۹۹۷ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[۲] مفهوم اثر خارجی شبکه‌ای اوریب (۱۹۹۷) را در یک مدل پول در تابع مطلوبیت معرفی می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد اثر خارجی شبکه‌ای و پدیده پسماند، نقش مهمی در فرایند دلاری شدن بازی نمی‌کند.

۱- نرخ واقعی سود سپرده‌های بلندمدت با کسر نمودن نرخ تورم از نرخ اسمی سود سپرده‌های بلندمدت محاسبه شده است.

2- Generalized Method of Moments (GMM)

www.SID.ir

Archive of SID

اومز (۲۰۰۳) در مطالعه خود با اشاره به این واقعیت که پدیده دلاری شدن در روسیه طی دهه ۱۹۹۰ به‌شدت افزایش یافت، به بررسی پدیده پسماند دلاری شدن در روسیه با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۹۹۲-۱۹۹۸ و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی می‌پردازد و درنهایت وجود پیامدهای خارجی شبکه‌ای و پدیده پسماند دلاری شدن را در روسیه نتیجه می‌گیرد.

کوماموتو و کوماموتو[1] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های کشور اندونزی طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۶ با تناوب ماهانه و با به‌کارگیری روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) شواهدی در حمایت از اثر خارجی شبکه‌ای در فرآیند جانشینی پول پیدا کردند.

والیو[2] (۲۰۱۰) پسماند جانشینی پول را برای کشور بلغارستان طی دوره زمانی ۱۹۹۳-۲۰۰۴ با استفاده از روش لاجیت[3] به آزمون دو فرضیه می‌پردازد که عاملان اقتصادی در معاملات خود دلار را ترجیح می‌دهند زمانی که دلار به‌طور گسترده در اقتصاد کشور مورد استفاده قرار می‌گیرد و زمانی که انتظار کاهش ارزش پول داخلی را دارند. نتایج نشان داد که کاهش ارزش مورد انتظار پول داخلی نقش عمده‌ای را در دلاری شدن معاملات ندارد اما درک مردم از گستردگی استفاده از پول خارجی در اقتصاد، ترجیحات استفاده از پول خارجی را به‌شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد.

سامرت (۲۰۱۱) پدیده جانشینی پول در کامبوج را با استفاده از داده‌های فصلی از سال ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۹، برای قرار داشتن در وضعیت پسماند ارزیابی می‌کند. نتایج وی نشان می‌دهد هنگامی که مردم انتظار نرخ بالاتر را از افزایش نرخ ارز داشته باشند، نرخ جانشینی پول افزایش می‌یابد و مهم‌تر اینکه نتایج، وجود اثر خارجی شبکه‌ای را تأیید می‌کنند که به‌موجب آن نیز وجود اثر پسماندی جانشینی پول در کامبودیا پذیرش می‌شود.

کروپکینا و پونومارنکو[4] (۲۰۱۶) پدیده دلاری شدن را در ۱۲ کشور در حال ظهور طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۷، با استفاده از رابطه‌ای غیرخطی در شرایط ثبات نرخ ارز و

1- Kumamoto and Kumamoto
2- Valev
3- Logit
4- Krupkina and Ponomarenko

www.SID.ir

Archive of SID

کاهش شدید ارزش پول ملی بررسی می‌کنند. نتایج تخمین آن‌ها با روش پانل پویا نشان داد زمانی همگرایی به سطح تعادل بالاتر دلاری آغاز می‌شود که ۴۵ تا ۵۰ درصد از آستانه سپرده‌های دلاری فراتر رفته باشد و سرعت همگرایی به تعادل بالاتر را افزایش فصلی ۳ درصدی در نسبت سپرده‌های دلاری به کل سپرده‌ها تفسیر می‌کنند.

شایان ذکر است طبق بررسی‌های نگارنده در ارتباط با موضوع پژوهش حاضر، تاکنون در داخل کشور مطالعه‌ای صورت نگرفته است و بیشتر مطالعات موجود به بررسی پدیده جانشینی پول در کشور تمرکز داشته‌اند.

طهرانچیان و نوروزی بیرامی (۱۳۹۰) به بررسی جانشینی پول در ایران با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۷ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد اثر مستقیم درآمد و تأثیر غیرمستقیم نرخ واقعی سود سپرده‌های بانکی و نرخ تورم بر تقاضای پول، در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت هستند و ضریب تعدیل برآورد شده تابع تقاضای واقعی پول برابر ۰/۲۴- است که بیانگر کند بودن فرایند تعدیل تقاضای پول کشور است.

دائی کریم‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) پدیده جانشینی پول در ایران را با استفاده از داده‌های سالانه دوره زمانی ۱۳۹۲- ۱۳۵۸ به روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) آزمایش کردند. نتایج حاکی از آن است که تولید ناخالص داخلی اثر مستقیم بر تقاضای پول و متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز (بهای هر واحد پول خارجی برحسب پول داخلی) و تنش نرخ ارز (نا اطیمنانی یا بی‌ثباتی نرخ ارز) اثر معکوس بر تقاضای پول دارند که منفی بودن ضریب نرخ ارز، مؤید پدیده جانشینی پول در ایران است. همچنین آزمون‌های ثبات ساختاری ضرایب بیانگر این است که تابع تقاضای پول در ایران کاملاً باثبات است.

اسکندری سبزی و همکاران (۱۳۹۵) تأثیر نا اطمینانی رشد پول بر جانشینی پول را با استفاده از مدل گارچ دو متغیره و روش VAR-BEKK طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۸ بررسی کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد نا اطمینانی رشد پول، درجه جانشینی پول را به‌طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین جانشینی پول، تحت تأثیر شوک‌های گذشته خود و نرخ رشد پول است. از سوی دیگر، سرریز نوسانات از نرخ رشد پول به جانشینی پول و برعکس وجود داشته است.

www.SID.ir

Archive of SID

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- تصریح مدل

در این بخش ابتدا برای برآورد حجم دلارهای در گردش در اقتصاد ایران از روش کمین و اریکسون (۲۰۰۳) استفاده، و بدین منظور تابع تقاضای پول داخلی معرفی و ارائه می‌شود. برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و پیامدهای متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل مورد نظر با استفاده از روش آزمون کرانه‌ها[1] که پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱) ارائه کردند، تخمین زده می‌شود. این تخمین بررسی رابطه هم‌جمعی به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی را زمانی که تعداد وقفه‌های مدل معین شده باشد ممکن می‌کند. پیش‌ازاین از روش‌های انگل-گرنجر و یوهانسون برای بررسی رابطه هم‌جمعی میان متغیرها استفاده می‌شد، مسئله‌ای که در ارتباط با روش‌های مذکور وجود دارد لزوم جمعی[3] بودن تمام متغیرها از درجه یک است. مهم‌ترین مزیت آزمون کرانه‌ها برای بررسی روابط هم‌جمعی میان متغیرها در مقایسه با روش‌های پیشین این است که بدون توجه به جمعی متغیرها از یک درجه (صفر یا یک) به تبیین روابط بلندمدت می‌پردازد.

به تبعیت از پسران و همکاران (۲۰۰۱) ما روش آزمون کرانه‌ها را با مدلسازی رابطه بلندمدت به عنوان یک مدل خودبازگشتی برداری (VAR) از رتبه ρ در s_t به کار می‌بریم:

$$s_t = c_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \, s_{t-i} + \varepsilon_t \ , \ \ t = 1, 2, 3, \dots, T \qquad (۲۰)$$

که در آن c_0 یک بردار (k+1) از عرض از مبدأها، و β یک بردار (k+1) از ضرائب روند[4] می‌باشد. پسران و همکاران (۲۰۰۱) VECM[5] را برای رابطه فوق به صورت زیر به دست آورده اند:

$$\Delta s_t = c_0 + \beta t + \pi s_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \Gamma_i \, \Delta s_{t-i} + v_t \ , \ \ t = 1,2, \dots, T \qquad (۲۱)$$

در رابطه فوق $\pi_i = I_{k+1} \sum_{i=1}^{p} \Psi_i$ و $\Gamma_i = -\sum_{\mathrm{j=i+1}}^{\mathrm{p}} \Psi_{\mathrm{j}} \ , \mathrm{i} = 1,2, \dots, \mathrm{p}-1$ به

1- Bounds Test
2- Pesaran et al.
3- Integrated
4- Trend
5- Vector Error Correction Model

www.SID.ir

Archive of SID

ترتیب حاوی اطلاعات بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشند. s_t برداری از متغیرهای y_t و x_t می‌باشد. y_t بردار متغیر وابسته I(1) می‌باشد که با $lnDM2_t$ تعریف شده است و $x_t = [i_t^D, RCPI_t, \ln \varepsilon_t, P_t^{\max}, \ln GDP_t]$ یک ماتریس برداری از رگرسورهای I(0) و I(1) است، که $v_t = (v_{1t}, v'_{2t})'$ بردار خطاهای دارای میانگین صفر، (i,i,d)[1] و واریانس همسان فرض شده است. پسران و همکاران (۲۰۰۱) با توجه به وجود یا عدم وجود و مقید یا غیر مقید بودن عرض مبدأ و روند پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی نموده‌اند. به‌طورمعمول در مطالعات تجربی حالت‌های سوم و پنجم بررسی می‌شود. مدل تصحیح خطای شرطی مربوط به این پژوهش در دو حالت مذکور به‌صورت زیر است:

حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند:

$$\Delta \ln DM2_t = C_0 + \delta_1 \ln DM2_{t-1} + \delta_2 i_{t-1}^D + \delta_3 RCPI_t + \delta_4 \ln \varepsilon_t + \delta_5 P_t^{\max} + \delta_6 \ln GDP_{t-1} \quad (۲۲)$$
$$+ \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i \, lnDM2_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \, i_{t-l}^D + \sum_{p=1}^{q} \eta_p RCPI_{t-p} + \sum_{p=1}^{q} \eta_m ln\varepsilon_{t-m} + \sum_{n=1}^{q} \theta_n P_{t-n}^{max} + \sum_{k=1}^{q} \zeta_k \, lnGDP_{t-k} + \Psi D_t + v_t$$

حالت پنجم: با عرض از مبدأ و روند نامقید:

$$\Delta \ln DM2_t = C_0 + \beta t + \delta_1 \ln DM2_{t-1} + \delta_2 i_{t-1}^D + \delta_3 RCPI_t + \delta_4 \ln \varepsilon_t + \delta_5 P_t^{\max} + \delta_6 \ln GDP_{t-1} \quad (۲۳)$$
$$+ \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i \, lnDM2_{t-i} + \sum_{l=1}^{q} \varphi_l \, i_{t-l}^D + \sum_{p=1}^{q} \eta_p RCPI_{t-p} + \sum_{p=1}^{q} \eta_m ln\varepsilon_{t-m} + \sum_{n=1}^{q} \theta_n P_{t-n}^{max} + \sum_{k=1}^{q} \zeta_k \, lnGDP_{t-k} + \Psi D_t + v_t$$

در روابط فوق δ_iها ضرایب بلندمدت، c_0 عرض از مبدأ و ε_t جمله خطاهای نوفه سفید[2] است. گام نخست در آزمون کرانه‌ها، تخمین رابطه ECM شرطی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به‌منظور آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با به‌کارگیری آزمون F، یعنی در $H_N : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$ مقابل $H_A : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6 \neq 0$ است. برای متغیرهای مستقل I(d)، دو دسته از مقادیر بحرانی به‌منظور انجام آزمون کرانه‌ها ارائه شده است: کرانه پایین برای متغیرهای توضیحی I(0) و کرانه بالا برای متغیرهای توضیحی I(1) در نظر گرفته شده است. اگر آماره F از مقدار بحرانی کرانه بالا بزرگ‌تر باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی

1- Identically and Independently Distributed
2- White Noise

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرها فرض صـــفر مبنی بر نبود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را رد کرد. اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرض صفر را نمی‌توان رد کرد. درنهایت اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است. در گام دوم پس از اینکه آزمون هـم‌جمعـی انجام شد، مـی‌توان مـدل بلنـدمـدت شـــرطـی را $ARDL(p_1,q_1,q_2,q_3,q_4,q_5)$ تخمین زد:

$$\ln DM2_t = C_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{p}\delta_1 \Delta \ln DM2_{t-i} + \sum_{l=1}^{q_1}\delta_2 \Delta i_{t-l}^{D} + \sum_{p=1}^{q_2}\delta_3 \Delta RCPI_{t-p} \quad (۲۴)$$
$$+ \sum_{p=1}^{q_3}\delta_4 \Delta ln\varepsilon_{t-m} + \sum_{n=1}^{q_4}\delta_5 \Delta P_{t-n}^{max} + \sum_{k=1}^{q_5}\delta_6 \Delta lnGDP_{t-k} + \Psi D_t + v_t$$

مدل ARDL بلندمدت شرطی:

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $ARDL(p_1,q_1,q_2,q_3,q_4,q_5)$ برای پنج متغیر را با اســـتفاده از معیار شـــوارتز[1] تعیین کرد. در گام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت با تخمین ECM زیر به دست می‌آید:

$$\Delta \ln DM2_t = C_0 + \beta t + + \sum_{i=1}^{p}\rho_i \Delta \ln DM2_{t-i} + \sum_{l=1}^{q}\varphi_l \Delta i_{t-l}^{D} + \sum_{p=1}^{q}\Omega_p \Delta RCPI_{t-p} \quad (۲۵)$$
$$\sum_{p=1}^{q}\eta_m \Delta ln\varepsilon_{t-m} + \sum_{n=1}^{q}\theta_n \Delta P_{t-n}^{max} + \sum_{k=1}^{q}\zeta_k \Delta lnGDP_{t-k} + \vartheta ecm_{t-1} + v_t$$

در روابـــط $\zeta, \theta, \eta, \Omega, \varphi, \rho$ فوق ضرایب کوتاه‌مدت پویای هم جمعی مدل‌ها به سمت تعادل و ϑ سرعت تعدیل است.

همچنین برای تخمین اثر پســـماند جانشـــینی پول، همان‌طور که در مبانی نظری پژوهش اشاره شد، از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$\ln CS_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \beta_2 \ln H_t + \eta_t \quad (۲۶)$$

که برای این مدل نیز توابع بلندمدت و تصحیح خطا همانند فوق قابل ارزیابی است.

1- Schwarz Criterion

www.SID.ir

Archive of SID

۳-۲- داده‌های تحقیق

در این تحقیق پس از جمع‌آوری داده‌های فصلی برای کشور ایران طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۶۹ با تناوب فصلی، به آزمون آن‌ها از طریق نرم‌افزارهای Eviews9 و Microfit5 پرداخته شده است. روش جمع‌آوری داده‌ها به‌صورت کتابخانه‌ای است و منبع اطلاعات این پژوهش، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

۴- نتایج پژوهش

۴-۱- نتایج تخمین تابع تقاضای پول

پیش از انجام هرگونه تحلیل ضروری است مانایی داده‌ها بررسی شود که برای این منظور علاوه بر آزمون ریشه واحد فصلی هگی (HEGY) و آزمون‌های دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فیلیپس- پرون (PP)، زیوت و اندروز (ZA) و لامزداین و پاپل (LP) استفاده شده است. در جدول شماره (۱) نتایج آزمون ریشه واحد هگی (HEGY) ارائه شده است.

همان‌گونه که در جدول شماره ۱ نشان داده شده است، تمامی متغیرها به‌جز متغیرهای نرخ بهره داخلی و لگاریتم نرخ ارز در سطح بلندمدت خود ریشه واحدی دارند؛ اما در سطح فراوانی‌های سه‌ماهه و شش‌ماهه به‌جز متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی همه متغیرها مانا هستند؛ به‌عبارت‌دیگر متغیرهای موجود به‌جز نرخ بهره داخلی و لگاریتم نرخ ارز در سطح بلندمدت I(0) هستند، اما در سطح فراوانی شش‌ماهه و سه‌ماهه همه متغیرها به‌جز لگاریتم تولید ناخالص داخلی I(0) می‌باشند. این مسئله با مقایسه مقادیر بحرانی که هلی برگ، انگل، گرنجر، و یو[1] (۱۹۹۰) محاسبه کرده‌اند با مقادیر t و F محاسباتی در جدول شماره (۱) گزارش شده است.

1- Hellyberg, Engle, Granger, and Yoo

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- آزمون ریشه واحد فصلی HEGY

	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{\pi_3=\pi_4}$	R^2
$lnDM\,2_t$	-۰/۶۳۹	-۲/۳۸۹	۱۴/۳۷۰*	۰/۵۰۴
i_t^D	-۲/۷۳۹*	-۴/۷۶۰*	۳۵/۶۸۶*	۰/۷۴۲
$ln\,\varepsilon_t$	-۳/۴۷۷*	-۵/۵۳۲*	۷۰/۲۳۰*	۰/۹۱۸
$lnRCPI_t$	-۳/۲۲۱	-۵/۲۱۴*	۵۷/۶۴۴*	۰/۹۲۰
$P_t^{\max}$	-۲/۱۲۴	-۴/۴۹۳*	۳۳/۲۹۲*	۰/۷۷۷
$lnRCPI_t$	۰/۰۳۰	-۱/۵۸۴	۱/۵۸۰	۰/۴۵۵
$lnGDP_t$				

در سطح ۰/۰۱، با عرض از مبدأ و بدون روند و متغیرهای مجازی فصلی با $n=$ ۹۶

مقدار بحرانی آزمون t فرضیه صفر $\pi_1 = 0$ برابر است با:۳/۴۷-

مقدار بحرانی آزمون t فرضیه صفر $\pi_2 = 0$ برابر است با:۲/۶۱-

مقدار بحرانی آزمون F فرضیه صفر $\pi_3 = \pi_4 = 0$ برابر است با:۴/۷۳

مأخذ: محاسبات پژوهش.

لیبورن و نیوبولد[1] (۲۰۰۳) تأکید کرده‌اند که اگر به شکست ساختاری توجه نشود، نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌های هم‌جمعی ممکن است کاذب باشد. به این دلیل به تخمین آزمون ریشه واحد زیووت و اندروز[2] (۱۹۹۲) با توانایی لحاظ کردن شکست ساختاری درون‌زا و آزمون ریشه واحد لامزداین و پاپل[3] (۱۹۹۷) با توانایی در نظر گرفتن دو شکست ساختاری درون‌زا پرداخته شده است. جدول شماره ۲ نتایج آزمون ریشه واحد زیووت و اندروز (ZA) و آزمون ریشه واحد لامزداین و پاپل (LP) را ارائه می‌دهد. طبق آزمون ریشه واحد ZA، متغیر حداکثر نرخ تورم تا تاریخ مورد نظر جمعی از درجه صفر است و سایر متغیرها جمعی از درجه یک هستند. مطابق آزمون ریشه واحد LP سه متغیر نرخ بهره داخلی، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی جمعی از درجه صفر است.

1- Leybourne and Newbold
2- Zivot and Andrews (ZA)
3- Lumsdaine and Papell (LP)

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- آزمون ریشه واحد ZA و LP

	TB_{ZA}	lag	t_{ZA}	TB_{1LP}	TB_{2LP}	lag	t_{LP}
$lnDM\,2_t$	۱۳۸۰$Q1$	(۴)	-۳/۶۶۸	۱۳۷۷$Q1$	۱۳۸۱$Q2$	(۲)	-۵/۵۱۱
i_t^D	۱۳۷۸$Q1$	(۰)	-۸/۶۰۶	۱۳۷۸$Q1$	۱۳۸۳$Q1$	(۲)	-۱۰/۵۳***
$ln\,\varepsilon_t$	۱۳۸۱$Q4$	(۰)	-۴/۹۵	۱۳۷۷$Q4$	۱۳۸۱$Q1$	(۲)	-۳/۷۱۲
$lnRCPI_t$	۱۳۸۳$Q1$	(۴)	-۳/۰۸۵	۱۳۷۹$Q1$	۱۳۸۳$Q1$	(۲)	-۶/۸۳۶***
$P_t^{\max}$	۱۳۸۳$Q1$	(۱)	-۵/۸۰***	۱۳۷۷$Q1$	۱۳۸۳$Q1$	(۲)	-۴/۶۲۴
$lnGDP$	۱۳۷۹$Q2$	(۴)	-۳/۴۶	۱۳۷۷$Q1$	۱۳۸۰$Q4$	(۲)	-۷/۸۴۸***

مأخذ: محاسبات پژوهش.

مقادیر بحرانی آزمون زیووت-اندروز در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ توسط زیووت و انـدروز (۱۹۹۲) بـه ترتیـب ۵/۵۷-، ۵/۰۸- و ۴/۸۲- تعیین شده است. همچنین مقادیر بحرانی آزمون لامزداین-پاپل در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪ توسط لامـزداین و پاپـل (۱۹۹۷) بـه ترتیـب ۷/۳۴-، ۶/۸۲- و ۶/۴۹- تعیین شده است.***، ** و * به مفهوم رد فرضیه صفر به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

جدول شماره ۳ نتایج جمعی متغیرهای استفاده‌شده در این مقاله را بر اساس آزمون‌های ریشه واحد ADF، PP، ZA و LP نشان می‌دهد. با توجه به اینکه درجه جمعی داده‌ها همسان نیست، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود.

جدول ۳- خلاصه نتایج آزمون‌های ریشه واحد

	ADF	PP	ZA	LP
$lnDM\,2_t$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
i_t^D	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
$ln\,\varepsilon_t$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
$lnRCPI_t$	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
$P_t^{\max}$	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)
$lnGDP_t$	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)

مأخذ: محاسبات پژوهش.

www.SID.ir

Archive of SID

در جدول ۴ نتایج آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. آماره‌های به‌دست‌آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد و ۱۰ درصد مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسباتی از مقدار بحرانی کرانه بالا بزرگ‌تر باشد، می‌توان بدون توجه به درجه جمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر نبود ارتباط بلندمدت را رد کرد. برعکس اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. در نهایت، اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است. مشاهده می‌شود که هر دو آماره F در سطح معنی‌داری ۵ درصد از مقادیر بحرانی کرانه بالا بزرگ‌تر هستند؛ بنابراین می‌توان گفت در سطح معنی‌داری ۵ درصد آزمون کرانه‌ها مؤید وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای مدل است و ازاین‌رو وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۴- آزمون کرانه‌ها جهت بررسی وجود رابطه بلندمدت

	آماره F متغیر وابسته	۹۵ درصد		۹۰ درصد	
		کرانه پایین	کرانه بالا	کرانه پایین	کرانه بالا
$lnDM\ 2_t$	۵/۳۷۷۸	۲/۷۶۷۹	۴/۰۰۶۲	۲/۳۵۰۷	۳/۴۷۸۹

مأخذ: محاسبات پژوهش.

در جدول شماره ۵ تخمین ضرایب بلندمدت مدل ARDL آورده شده است. مشاهده می‌شود ضریب مربوط به حداکثر نرخ تورم تا تاریخ مورد نظر ($P_t^{\max}$) برای حجم پول دیویژیا منفی و از نظر آماری معنادار است.

جدول ۵- تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL

ARDL (1,0,0,1,0,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $lnDM\ 2_t$ است.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
i_t^D	-۰/۱۲۷	۰/۱۳۰	-۰/۹۷۷	(۰/۳۳۱)
$ln\,\varepsilon_t$	۱/۱۰۹	۰/۲۹۵	۳/۷۶۰	(۰/۰۰۰)
$lnRCPI_t$	۰/۰۲۳	۰/۰۰۹	۲/۴۱۴	(۰/۰۱۸)
$P_t^{\max}$	-۰/۰۱۵	۰/۰۰۵	-۲/۵۸۴	(۰/۰۱۲)
$lnGDP_t$	۰/۳۴۰	۰/۱۸۹	۱/۸۰۱	(۰/۰۷۶)
C	-۰/۱۲۷	۰/۱۳۰	-۰/۹۷۷	(۰/۳۳۱)

مأخذ: محاسبات پژوهش.

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL در جدول ۶ آورده شده که به ترتیب ضریب جمله تصحیح خطا ۰/۱۶- و ۰/۳۰- تخمین زده شده است که کاملاً معنادار و مطابق انتظار است؛ بنابراین می‌توان گفت که تقریباً ۱۶٪ و ۳۰٪ از بی‌تعادلی به علت شوک‌های سال‌های قبل، در سال جاری به سمت تعادل همگراست.

جدول ٦- مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی

ARDL (1,0,0,1,0,0,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $\Delta \ln DM2_t$ است.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
Δi_t^D	-۰/۰۳۸	۰/۰۳۷	-۱/۰۳۵	(۰/۳۰۴)
$\Delta RCPI_t$	۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	۲/۴۹۷	(۰/۰۱۵)
$\Delta \ln \varepsilon_t$	۰/۰۰۵	۰/۱۱۱	۰/۰۵۰	(۰/۹۶۰)
$\Delta P_t^{\max}$	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	-۰/۹۶۳	(۰/۳۳۸)
$\Delta \ln GDP_t$	۰/۱۰۳	۰/۰۶۸	۱/۵۰۵	(۰/۱۳۶)
$ECM(-1)$	-۰/۳۰۳	۰/۰۷۰	-۴/۳۳۷	(۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات پژوهش.

در جدول شماره ۷ آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL آورده شده است. بر اساس نتایج این جداول، با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره، آزمون فرضیه همسانی واریانس را در بین اجزای اخلال نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین ناهمسانی واریانس در بین اجزای اخلال وجود ندارد. همچنین با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره آزمون فرضیه نبود خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین در بین اجزای اخلال خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

جدول ۷- آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL (1,0,0,1,0,0,0) . متغیر وابسته $\Delta \ln DM2_t$ است.

آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون خودهمبستگی سریالی		
	احتمال	آماره		احتمال	آماره
CHSQ	(۰/۳۵۵)	۰/۸۵۶	CHSQ	(۰/۶۶۳)	۲/۳۹۷
F	(۰/۳۶۱)	۰/۸۴۴	F	(۰/۷۱۴)	۰/۵۲۹

مأخذ: محاسبات پژوهش.

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۲- تخمین مدل اثر پسماند جانشینی پول

با مشخص شدن ضریب $P_t^{\max}$ به محاسبه حجم دلارهای در گردش (F_t) به روش کمین و اریکسون اقدام می‌شود. در مرحله بعد با معین شدن حجم دلارهای در گردش، نرخ جانشینی پول با $CS_t = \frac{(\varepsilon_t F_t)}{M_t}$ برای حجم پول دیویژیا محاسبه می‌شود. درنهایت برای بررسی اثر پسماند به تخمین معادله اصلی به‌صورت زیر خواهیم پرداخت:

$$\ln CS_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \beta_2 \ln H_t + \eta_t \qquad (۲۷)$$

H_t متغیر چرخ‌دنده‌ای است که اثر پسماند جانشینی پول را نشان می‌دهد و همچون مولر (۱۹۹۴)، ماکزیمم مقادیر گذشته نرخ استهلاک نرخ ارز به‌عنوان متغیر چرخ‌دنده‌ای انتخاب می‌شود. متغیر دیگر z_t است که نرخ استهلاک نرخ ارز بین بازه t و t-1 است و به این صورت محاسبه می‌شود:

$$z_t = ((\varepsilon_t)/\varepsilon_{t-1}) - 1, F_t = (M_t/\varepsilon_t) \times (\exp[\beta P_t^{\max}] - 1) \qquad (۲۸)$$

در جدول شماره ۸ نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی نشان می‌دهد متغیرهای نرخ جانشینی پول دیویژیا در سطح بلندمدت و در سطوح فراوانی شش‌ماهه و سه‌ماهه، I(0) هستند و درجه جمعی متغیرهای نرخ استهلاک و اثر پسماند جانشینی پول در سطح بلندمدت I(1)بوده؛ اما در سطوح فراوانی شش‌ماهه و سه‌ماهه I(0) می‌باشند.

جدول ۸- آزمون ریشه واحد فصلی *HEGY*

	t_{π_1}	t_{π_2}	$F_{\pi_3=\pi_4}$	R^2
$\ln CS(DM2)_t$	-۳/۷۸۶*	-۵/۶۹۶*	۶۶/۴۲۷*	۰/۹۲۶
z_t	-۲/۷۸۱	-۳/۵۶۷*	۷/۸۵۱*	۰/۴۸
$\ln H_t$	-۰/۰۹۲	-۴/۲۱۱*	۳۸/۴۸۲*	۰/۸۰۴

در سطح ۰/۰۱، با عرض از مبدأ و بدون روند و متغیرهای مجازی فصلی با $n=$ ۹۶

مقدار بحرانی آزمون t فرض صفر $\pi_1 = 0$ برابر است با: -۳/۴۷

مقدار بحرانی آزمون t فرض صفر $\pi_2 = 0$ برابر است با: -۲/۶۱

مقدار بحرانی آزمون F فرض صفر $\pi_3 = \pi_4 = 0$ برابر است با: ۴/۷۳

مأخذ: محاسبات پژوهش.

www.SID.ir

Archive of SID

در جدول ۹ خلاصه نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای چهار متغیر نرخ جانشینی پول دیویژیا، نرخ استهلاک و اثر پسماند جانشینی پول گزارش شده است.

جدول ۹- خلاصه نتایج آزمون‌های ریشه واحد

	ADF	PP	ZA	LP
$\ln CS(DM2)_t$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
z_t	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
$\ln H_t$	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)

مأخذ: محاسبات پژوهش.

با توجه به اینکه درجه جمعی متغیرها همسان نیست، از آزمون کرانه‌ها برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده شده که نتایج آن در جدول ۱۰ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد آزمون کرانه‌ها مؤید وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای مدل است و ازاین‌رو وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۱۰- آزمون کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت

متغیر وابسته	آماره **F**	۹۵ درصد		۹۰ درصد	
		کرانه پایین	کرانه بالا	کرانه پایین	کرانه بالا
$\ln CS(DM2)_t$	۲۳/۰۵۷	۲/۷۶۳	۳/۹۷۱	۲/۲۱۷	۳/۲۴۹

مأخذ: محاسبات پژوهش.

در جدول شماره ۱۱ تخمین ضرایب بلندمدت مدل ARDL گزارش شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضریب نرخ استهلاک نرخ ارز (z_t) مثبت و معنی‌دار ارزیابی شده که نشان می‌دهد افزایش در نرخ استهلاک نرخ ارز مورد انتظار آتی به افزایش در جانشینی پول منجر خواهد شد؛ به‌عبارت‌دیگر علامت مثبت نرخ استهلاک نرخ ارز بیانگر این است که افزایش نرخ ارز آتی به افزایش در جانشینی بین پول‌های داخلی و خارجی منجر می‌شود. همچنین علامت مثبت و معنی‌دار $\ln H_t$ در به‌کارگیری تعریف حجم پول دیویژیا نشان می‌دهد افزایش تجربه کسب‌شده شهروندان داخلی از نگهداری پول خارجی به تولید خدمات و اثرات شبکه‌ای مثبت

www.SID.ir

Archive of SID

توسط پول خارجی منجر شده و درنهایت سبب افزایش در جانشینی پول خارجی به‌جای پول داخلی شده است؛ به‌عبارت‌دیگر پدیده پسماند جانشینی پول تأیید می‌شود.

جدول ۱۱- تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از حجم پول دیویژیا

ARDL (1,1,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $\ln CS\,(DM\,2)_t$ است.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
Z_t	۳/۹۹۹	۱/۶۹۵	۲/۳۵۹	(۰/۰۲۱)
$\ln H_t$	۰/۱۶۵	۰/۰۸۵	۲/۰۷۸	(۰/۰۲۷)

مأخذ: محاسبات پژوهش.

نتایج تخمین مدل ECM برای مدل اثر پسماند جانشینی پول با استفاده از روش ARDL برای حجم پول دیویژیا در جدول (۱۲) گزارش شده است که ضریب جمله تصحیح خطا ۰/۰۸- تخمین زده شده و کاملاً معنادار و مطابق انتظار است؛ بنابراین می‌توان گفت تقریباً ۸٪ از بی‌تعادلی به علت شوک سال‌های قبل، در سال جاری به سمت تعادل همگراست.

جدول ۱۲- مدل تصحیح خطا بر اساس مدل ARDL انتخابی

ARDL (1,1,0) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته $\ln CS\,(DM\,2)_t$ است.

	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال t
ΔZ_t	۰/۱۳۱	۰/۰۶۱	۲/۱۴۴	(۰/۰۱۹)
$\Delta \ln H_t$	۰/۰۱۸	۰/۰۰۸	۲/۱۲۷	(۰/۰۲۵)
$ECM\,(-1)$	-۰/۰۸۰	۰/۰۱۸	-۴/۳۳۶	(۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات پژوهش.

در جدول شماره ۱۳ آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL آورده شده است. بر اساس نتایج این جدول، با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره آزمون فرض همسانی واریانس در بین اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین ناهمسانی واریانس در بین اجزای اخلال وجود ندارد. همچنین با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره آزمون فرض نبود خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین در بین اجزای اخلال خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱۳- آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL (1,1,0)

آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون خودهمبستگی سریالی		
	آماره	احتمال		آماره	احتمال
CHSQ	۰/۸۵۶	(۰/۳۵۵)	CHSQ	۲/۱۹۱	(۰/۴۶۳)
F	۳/۷۹۸	(۰/۱۴۵)	F	۱/۴۳۴	(۰/۶۳۴)

مأخذ: محاسبات پژوهش.

۵- نتایج و توصیه‌های سیاستی

در مقاله حاضر، اثر پسماند جانشینی پول در ایران طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۶۹ ارزیابی شد. در این پژوهش برای تخمین مدل اثر پسماند جانشینی پول از تعریف حجم پول دیویژیا استفاده شد و نتایج مدل تخمینی نشان داد ضریب نرخ استهلاک نرخ ارز (Z_t) مثبت و معنی‌دار است و بیان می‌کند افزایش نرخ ارز آتی به افزایش در جانشینی بین پول‌های داخلی و خارجی منجر می‌شود. نتایج تخمین مدل اثر پسماند جانشینی پول نشان می‌دهد افزایش تجربه کسب‌شده شهروندان داخلی از نگهداری پول خارجی به ارائه خدمات و اثر خارجی شبکه‌ای مثبت با پول خارجی منجر شده و درنهایت افزایش در جانشینی پول خارجی به‌جای پول داخلی را منجر شده است؛ به‌عبارت‌دیگر پدیده پسماند جانشینی پول تأیید می‌شود.

با توجه به نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود مقامات پولی تأثیر پدیده پسماند دلاری شدن پول را بر سیاست‌های پولی مدنظر داشته و تدابیر زیر را برای جلوگیری از گسترش پدیده فوق اتخاذ کنند:

۱. فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری ایجاد کنند تا پول‌های سرگردان به‌جای تبدیل شدن به دلار و سایر پول‌های خارجی در بخش‌های اقتصادی سودآور سرمایه‌گذاری شود.

۲. هدف مهار تورم همچنان در اولویت سیاست‌های اقتصادی قرار گیرد؛ زیرا تورم یکی از اصلی‌ترین دلایل جانشینی پول است.

۳. تا حد ممکن نوسانات نرخ ارز کاهش یابد تا انگیزه جانشینی پول خارجی به‌جای پول داخلی کاهش یابد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

اسکندری سبزی، سیما، فرزین وش، اسداله، هژبر کیانی، کامبیز و حمید شهرستانی (۱۳۹۵)، «نااطمینانی رشد پول و جانشینی پول در ایران: رهیافت گارچ چندمتغیره»، دوره ۱۰، شماره ۳، صص ۱-۲۱.

دائی کریم زاده، سعید، صامتی، مجید و نجمه محمودی (۱۳۹۴)، «بررسی پدیده جانشینی پول و اثر تنش نرخ ارز بر تقاضای پول در ایران»، *اقتصاد کاربردی*، دوره ۵، صص ۳۶-۴۶.

طهرانچیان، امیر منصور و معصومه نوروزی بیرامی (۱۳۹۰)، «آزمون جانشینی پول در ایران: کاربردی از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)»، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۶، شماره ۴۹، صص ۹۹-۱۱۵.

Anderson, R. G., Jones, B. and Nesmith, T. (1997), "Building New Monetary Services Indices: Concepts, Methodology and Data", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. 79(1), 31-55.

Bahmani-Oskooee, M., and Nasir, A. B. M. (2004), "ARDL Approach to Test the Productivity Bias Hypothesis". *Review of Development Economics*, 8(3), 483-488.

Barnett, W. A. (1980), "Economic Monetary Aggregates: An Application Of Index Number And Aggregation Theory", *Journal of Econometrics*, 14(1), 11–48.

Belongia, M. T. (1996),"Measurement Matters: Some Recent Results From Monetary Economics Reexamination". *Journal of Political Economy*, 104(5), 1065-1083.

Central Bank of Islamic Republic of Iran, *Economic Time Series Database*,, Iran, Tehran.

Cuddington, J., Garcia, R.-M., and Westbrook, D. (2002). "A Micro-Foundations Model of Dollarization with Network Externalities and Portfolio Choice: The Case of Bolivia", *mimeo*.

Hylleberg, S., R.F. Engley., Granger, C.W.J and Yoo, B.B. (1990), "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*,44(1–2), 215-238.

Imrohoroglu, S. (1994), "GMM Estimates of Currency Substitution between the Canada Dollars And US Dollars". *Journal of Money, Credit and Banking*, 26(4), 792-807.

Kamin, S. and Ericsson, N. R (2003), "Dollarization in Posthyperinflationary

www.SID.ir

Archive of SID

Argentina", *Journal of International Money and Finance*, 22(2).185-211.

Krupkina, A., and Ponomarenko, A. (2016), "Deposit dollarization in emerging markets: modelling the hysteresis effect", *Journal of Economics and Finance*, Online at November 2016, DOI: 10.1007/s12197-016-9379.

Kumamoto, H. and Kumamoto, M. (2008), "Currency Substitution, Network Externalities and Hysteresis Effects. The Shogaku Ronshu", *Journal of Commerce*, Economics and Economic History, 77(1), 1-13.

Lumsdaine, R.L., and Papell, D. H. (1997), "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, 79(2). 212-218.

Mongardini, J., and Mueller, J. (2000), "Ratchet Effects in Currency Substitution: An Application to the Kyrgyz Republic", *IMF Staff Papers*, 47(2), 218–237.

Mueller, J. (1994), "Dollarization in Lebanon", *IMF Working Paper*, No. 94/129.

Narayan, P. K. (2005), "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests", *Applied Economics*. 37(17), 1979–1990.

Oomes, N. (2003), "Network Externalities and Dollarization Hysteresis: The Case of Russia". Working Paper. Washington: International Monetary Fund.

Oomes, N. and Shinkevich, A. (2002). "Dollarization Hysteresis in Russia", EERC Working Paper.

Pesaran, M.H., and Shin, Y., and Smith, R.J. (2001), "Bounds Testing Approaches to Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*,16.289 – 326.

Samreth, S. (2011), "An Empirical Study on the Hysteresis of Currency Substitution in Cambodia", *Journal of Asian Economics*, 22 518–527.

Uribe, M. (1997), "Hysteresis in a Simple Model of Currency Substitution", *Journal of Monetary Economics*, 40(1), 1299–1303.

Valev, N.T. (2010), "The hysteresis of Currency Substitution: Currency Risk vs. Network Externalities", *Journal of International Money and Finance*, 29(2):224–235.

Zivot, E., and Andrews, D. W. K. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-70.

www.SID.ir