Archive of SID

# بررسی تقاضای نقدینگی در اقتـصاد ایـران

*محمود دانشور کاخکی* [*]
*سیاوش دهقانیان* [**]
*علی فیروز زارع* [***]

**تخمین تابع تقاضای نقدینگی ابزاری مهم برای طراحی سیاستهای مؤثر بر توازن پولی محسوب می‌شود. اقتصاددانان مختلف در الگوسازی تقاضای پول دیدگاهها و نگرشهای مختلفی داشته اند و بر مبنای این دیدگاهها الگو های مختلفی را ارائه نموده‌اند. در این پژوهش تلاش شده**

[*]. دکتر محمود دانشور کاخکی؛ عضو هیأت علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.
E. mail: daneshvar k@yahoo.com
[**]. دکتر سیاوش دهقانیان؛ عضو هیأت علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.
E. mail: dehghanian@um.ac.ir
[***]. علی فیروز زارع؛ کارشناس ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.
E. mail: alifiroozzarea@yahoo.com



www.SID.ir

Archive of SID

**است با استفاده از داده های سری زمانی دوره ۷۹-۱۳۵۲ ایران، علاوه بر برآورد رابطه بلنـــد مدت تقاضای نقدینگی، چگونگی تأثیر نوسانات کوتاه مدت متغیرهای مؤثر بر تقاضای نقدینگی و رابطه تعادلـی بلند مدت تقاضای نقدینـگی مورد بررسی قرار گیرد. نتایج نـشان داد که در دوره مـذکور، در کوتاه مدت، درآمد ملی، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و نرخ بهره عوامل مؤثر بر تقاضای نقدینگی هستند. علاوه بر این، شواهد حاکی از وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای فوق و تقاضای نقدینگی است. همچنین در صورت وارد شدن تکـانه به تقاضـای نقدینگی، سرعت رسیدن به تعادل مجدد پایین خواهد بود و در هر دوره تنها ۰/۲۶ این تکـانه جبران خواهد شد.**

## کلید واژه‌ها:

ایران، تقاضای نقدینگی، اثر، پول، حجم پول، تکانه



www.SID.ir

Archive of SID

## مقدمه

تخمین تابع تقاضای نقدینگی ابزاری مهم برای طراحی سیاستهای مؤثر بر توازن پولی محسوب می‌شود. اقتصاددانان مختلف در الگو سازی تقاضای پول دیدگاهها و نگرشهای مختلفی داشته‌اند و بر مبنای این دیدگاهها الگو های مختلفی را ارائه نموده اند. با توجه به این دیدگاههای متفاوت، در مجموع می‌توان بازدهی بهره اوراق قرضه، ریسک و عدم اطمینان، شکاف میان جریانهای درآمدی و مخارج، مطلوبیت نگهداری پول و انتظارات نسبت به قیمت و نرخ بهره اوراق قرضه را از عوامل مؤثر بر تقاضای نقدینگی دانست. اما تمامی این دیدگاهها در نهایت به یک نتیجه منتج می‌شوند، به گونه‌ای که همگی تقاضای پول را تابعی مستقیم از درآمد و تابعی معکوس از نرخ بهره می‌دانند. به عبارت دیگر:

$$\frac{M}{P}=m=m(r,y)\approx l(r)+k(y)$$

که در آن $\partial m/\partial r \prec 0$ و $\partial m/\partial y \succ 0$ می‌باشد (برانسون[1]، ۱۳۷۶).

برای اقتصادهایی که مانند ایران از شرایط تورمی رنج می‌برند بهتر است در بررسی تقاضای پول آنها نرخ تورم و نرخ ارز نیز لحاظ شود؛ زیرا کالاها و داراییهای خارجی می‌توانند جانشین واحد پول داخلی شوند[2]. نرخ تغییر نرخ ارز نیز به عنوان جانشین نرخ داخلی تورم در تابع تقاضای پول کشورهایی با نرخ تورم بالا عمل می‌کند. علاوه بر این ممکن است به عنوان نرخ تنزیل و بنابراین هزینه فرصت نگهداری واحد پول داخلی در مقابل واحد پول خارجی نیز محاسبه شود. مضاف بر این، چنانچه کالاها و واحد پول داخلی جایگزین یکدیگر شوند، هزینهٔ

[1]. ویلیام. اچ. برانسون، ***تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان***، ترجمهٔ عباس شاکری، (تهران، نشر نی، ۱۳۷٦)، ص ٤٠٩.

[2]. Andrew Abel, R. Dournbusch, J. Huizinga, A. Marcus, "Money Demand During Hyperinflation", ***Journal of Monetary Economics***, No. 5, (1979), pp. 97-104.



www.SID.ir

Archive of SID

فرصت نگهداری پول، تورم انتظاری خواهد بود. بطور مشابه اگر پول داخـــلی و پول خارجی جایگـــزین یکدیگر شوند، هزینهٔ فرصت نگهداری پول، نرخ تغییر در نرخ ارز خواهد بود.[1]

البته با توجه به شرایط خاص ایران در کسب درآمدهای نفتی می‌توان درآمدهای نفتی را نیز عاملی تعیین کننده در تقاضای نقدینگی دانست، که در این پژوهش تلاش شده این نکته نیز مورد توجه قرار گیرد و در بررسی تقاضای نقدینگی نقش درآمدهای نفتی نیز در نظر گرفته شود. بنابراین در پژوهش حاضر سعی شده تا تقاضای نقدینگی اقتصاد ایران، با توجه با شرایط خاص مذکور در بالا؛ یعنی توجه به نرخ تورم و نرخ ارز و شرایط خاص ایران ـ که از درآمدهای نفتی نیز برخوردار است ـ مورد بررسی قرار گیرد. علاوه بر این فرضیاتی همچون تبعیت مستقیم تقاضای پول از درآمد ملی، تبعیت معکوس تقاضای پول از نرخ بهره، تأثیرپذیری تقاضای پول از درآمدهای نفتی و تأثیر مستقیم درآمدهای نفتی بر تقاضای نقدینگی نیز مورد آزمون قرار گرفته است.

بخش دوم این مطالعه به بررسی مختصری از مطالعات انجام شده در این چارچوب پرداخته است. بخش سوم به ارائه خلاصه ای کوتاه از مبانی نظری مورد استفاده اختصاص یافته و در بخش چهارم، به ارائه نتایج بدست آمده از وایازی الگوهای مختلف پرداخته شده است؛ و در بخش پنجم نیز نتیجه گیری کوتاهی از یافته ای پژوهش ارائه شده است.

## پیشینه پژوهش

نتایج برآورد تابع تقاضای بلند مدت پول برای ژاپن، توسط «بی و همکاران»[2] (۲۰۰۴) نشان داد که برای انجام پیش بینی، اشکال تابعی که دام نقدینـگی را در بر می‌گیرند بهـتر از اشکال تابعی لگاریتمی ـ خطی[3] است.

[1]. Frenkel, Jacob, "The Forward Exchange Rate, Expectation, and the Demand for Money: The German Hyperinflation", ***American Economic Review***, No. 67, (1977), pp. 653-70.
[2]. Bae, Youngsoo, V. Kakkar and M. Ogaki, "Money Demand in Japan and the Liquidity Trap", ***Ohio State University Department of Economics Working Paper***, (2004).
[3]. Log-Level Functional Form



www.SID.ir

Archive of SID

همچنین در مطالعه دیگری «بی و د.جانگ»[1] (۲۰۰۴) فرمهای تابعی مختلفی از تقاضای پول بلند مدت را برای ایالات متحده برآورد و مقایسه نموده اند. نتایج، بیانگر این است که ضرایب مطلق بدست آمده از تکنیک برآورد غیر خطی بزرگتر از نتایجی است که از پژوهشهای پیشین بدست آمده است، علاوه بر این نتایج این شیوه برآورد قدرت پیش بینی بیشتری را در موارد خارج از نمونه مورد بررسی ایجاد می‌نماید.

«فوجیکی و واتانابه»[2] (۲۰۰۴) از پایداری تقاضای پول بلند مدت با فرم تابعی لگاریتمی ـ لگاریتمی استفاده کردند و یافته‌های «میائو» در این مورد را تأیید نمودند.

میائو[3] (۲۰۰۳) از آزمون شکست ساختاری برای مطالعه پایداری تقاضای پول بلند مدت با فرمهای تابعی لگاریتمی ـ خطی[4] و لگاریتمی ـ لگاریتمی استفاده کرد. نتایج مطالعه وی حاکی از وجود شکست ساختاری برای فرم لگاریتمی ـ خطی[2] و عدم وجود شکست ساختاری برای فرم لگاریتمی ـ لگاریتمی است.

«فرزین وش و لشکری»[5] (۱۳۸۲) در مطالعه‌ای با عنوان «جانشینی پول و تقاضا برای پول؛ شواهدی از ایران»، از طریق تخمین توابع تقاضای پول داخلی و خارجی در دوره ۸۰- ۱۳۳۸ پدیده جانشینی پول را در ایران مورد بررسی قرار دادند. آنها در پایان به این نتیجه رسیدند که پدیده جانشینی پول در تقاضای پول داخلی و خارجی وجود دارد. وی در یکی از بررسیهای خود که متغیر مجازی شکست ساختاری سالهای ۵۷ و ۵۸ را وارد نموده و رابطه تقاضای پول و نرخ ارز را مستقیم ارزیابی نموده است. اما در بررسی دیگری که در همین پژوهش انجام داده است و به جای شکست ساختاری از سطح قیمت خارجی و شوک نفتی استفاده نموده، این رابطه را معکوس ارزیابی کرده است. آنها در پایان به این نکته اشاره

---

1. Bae, Youngsoo, and Robert M. de Jong, "Money Demand Function Estimation by Nonlinear Cointegration. Manuscript", Ohio State University, (2004).
2. H. Fujiki and K. Watanabe, "Japanese Demand for m1 and Demand Deposits: Cross-Sectional and Time-Series Evidence From Japan", ***Monetary and Economic Studies 22***, (2004), pp. 47–77.
3. R. Miyao, "Liquidity Traps and the Stability of Money Demand: Is Japan Really Trapped at the Zero Bound?", Manuscript, Kobe University, (2003).
4. Log-Linear Functional Form
۵. اسداله فرزین‌وش و محمد لشکری، «جانشینی پول و تقاضا برای پول: شواهدی از ایران»، ***فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی***، شماره ۲۹، (زمستان ۱۳۸۲)، صص ۵۱-۱.



www.SID.ir

Archive of SID

کرده‌اند که علامت ضریب نرخ ارز در تابع تقاضای پول یک مسئله تجربی است و از نظر نظری نمی‌توان از قبل بطور دقیق علامت آن را مشخص کرد.

«نوفرستی»[1] (۱۳۷۴) در یک بررسی به مطالعه تجربی تقاضا برای پول در دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۳۸ پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان داد که در اقتصاد ایران هم افزایش نرخ تورم و هم افزایش نرخ برابری ارز، موجب کاهش تقاضا برای پول داخلی می‌شود.

«کوگار»[2](۱۹۹۵) در مطالعـــه انجام شده در بررسی تقاضای نقدینگی کشور ترکـــیه مشاهده نمود که درآمد واقعی، نرخ تورم و نرخ ارز بر تابع تقاضای پول تأثیرگذار است.

«آرنگو و ندیری»[3] (۱۹۸۱) نشان داده‌اند که با افزایش نرخ برابری ارز، به احتمال زیاد تقاضا برای پول داخلی افزایش می‌یابد.

## مبانی نظری

**آزمون ایستایی:** در مطالعات اولیه انجام شده بدون توجه به ویژگیهای سری زمانی متغیرها و فرض پایایی متغیرها، تحلیل های سری زمانی انجام می‌گرفت، درحالیکه پیشرفتهای اخیر در تحلیل سری زمانی نشان داد اغلب سری‌های اقتصاد کلان ناپایا هستند. بر این اساس، اینگونه سری‌ها، سری‌های تفاضل پایا[4] (DS)، نامیده می‌شوند. در مطالعه حاضر، جهت بررسی فرض پایایی متغیرها، آزمون پایایی سری زمانی مورد توجه قرار گرفته است. جهت تعیین مرتبهٔ جمعی بودن متغیرها، از آزمونهای دیکی- فولر[5] (DF) و دیکی ـ فولر تعمیم یافته[6] (ADF) استفاده شده است.

---

[1]. محمد نوفرستی، «رابطه تقاضا برای پول با نرخ برابری ارز و نرخ تورم»، ***فصلنامه برنامه و توسعه***، دوره ۲، شماره ۱۱، (پاییز ۱۳۷٤)، صص ۱٤-۱.

[2]. Cigdem Izgi Kogar, "Cointegratuion Test for Money Demand Function the Central Bank of the Republic of Turkey", Research Department, ***Discission Paper***, No. 9514, (1995).

[3]. S. Arengo and M. I. Nadiridemand for Money in Open Economies", ***Journal of Monetary Economies***, No. 7, (1981), pp. 69-83.

[4]. Difference Stationary

[5]. Dicky-Fuller

[6]. Augmented Dicky-Fuller



www.SID.ir

Archive of SID

آزمون ADF برای ریشه واحد بیان می‌کند که آیا هر سری با اجرای رگرسیون حداقل مربعات پایا است یا خیر.

قاعده کاربردی برای تعیین تعداد وقفه بهینه آن است که تعداد وقفه برای حفظ درجه آزادی، باید به نسبت کوچک باشد و در عین حال برای رفع خود همبستگی بین جملات اخلال باید به اندازه کافی بزرگ باشد. برای مثال چنانچه تعداد وقفه برابر یک باشد و آماره دوربین ـ واتسون پایین باشد، خود همبستگی در جز اخلال وجود خواهد داشت. بنابراین باید تعداد وقفه را افزایش داد تا خود همبستگی بین جملات اخلال رفع شود[1].

در الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیع شده - برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت از الگوی خود توضیح با وقـــفه‌های گسترده استفاده می‌شود؛ الگوی پویای زیر را در نظر بگیرید :

$$A(L)y_t = B(L)x_t + u_t \qquad (1)$$

در این رابطه :

$$A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - .... - \alpha_p L^p$$

$$B(L) = \gamma_0 + \gamma_1 L + \gamma_2 L^2 + .... + \gamma_q L^q$$

$$L^r = x_{t-r}$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=0}^{q} \hat{\gamma}_q}{1 - \sum_{i=0}^{q} \hat{\alpha}_i}$$

[1]. W. W. Charemza and D. F. Deadman, "New Directions in Econometric Practice", Edward Elgar, (1992).



www.SID.ir

Archive of SID

این الگو، الگوی خود رگرسیونی با وقفه های توزیع شده[1] نامیده می‌شود. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیر های توضیح دهنده با استفاده از یکی از معـــیارهای آکائیک، شوارتز ـ بیزین، حنان ـ کوئین و $\overline{R}^2$ تعیین می‌شود.

در این الگو چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابـــسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلـی بلند مدت گرایش خواهد داشت، که به صورت ذیل آزمون می‌شود:

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

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

کمیّت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} s_{\hat{\alpha}_i}} \qquad (۲)$$

کمیت بحرانی ارائه شده توســط بنـرجـی، دولادو و مسـتـر (۱۹۹۲) در سـطح اطمینان ۹۵٪ برابر ۳/۸۲- است[2].

**الگوی تصحیح خطا**[3]: الگوهای تصحیح خطا الگوهایی هستند که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی آنها ارتباط می‌دهند.

چنانچه بین دو متغیر هم انباشته $x_t$ و $y_t$ یک رابطه تعادلی بلند مدت به صورت:

---

[1]. Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)

[2]. محمد نوفرستی، ***ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی***، (تهران، انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸)، ص ۹۸.

[3]. Error-Correction Model



www.SID.ir

Archive of SID

$$y_t = \alpha x_t + u_t \qquad (۳)$$

وجود داشته باشد، در کوتاه مدت جمله خطای این رابطه، خطای تعادل نامیده می‌شود. برای پیوند دادن رفتار کوتاه مدت $y_t$ با مقادیر تعادلی بلند مدت آن الگوی زیر را در نظر بگیرید:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \approx IID(0, \delta^2) \qquad (۴)$$

$\hat{u}_{t-1}$ جمله خطای برآورد رگرسیون۶ با یک وقفه زمانی است. الگوی ۷، الگوی تصحیح خطا نام دارد. با توجه به اینکه $y_t$ و $x_t$ که هر دو جمعی از مرتبه یک و هم انباشته هستند می‌توان گفت سری $u_t$ ایستا است و در نتیجه، تمامی متغیرهای رابطه ۴، $I(۰)$ هستند، بنابراین در برآورد الگوی ECM از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌شود و علاوه بر این آماره های t و F نیز از اعتبار آماری برخوردارند. (نوفرستی).

**داده‌ها:** در این پژوهش داده های سری زمانی درآمد ملی، درآمدهای نفتی، تقاضای پول، نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ مبادله بازرگانی خارجی برای دوره ۷۹-۱۳۵۲، که با توجه به سال پایه ۱۳۶۹ به صورت مقادیر واقعی تبدیل شده اند، مورد استفاده قرار گرفته اند. همچنین برای انجام مطالعه حاضر از بسته‌های نرم‌افزاری SPSS، Microfit ، Eviews و Shazam استفاده شده است.

## نتایج و بحث

در این مطالعه رابطه تقاضای نقدینگی پول بر اساس مدل زیر مورد بررسی قرار گرفته است:

$$m = f(y, i, ex, oin, \overset{*}{p}) \qquad (۸)$$



www.SID.ir

Archive of SID

که در آن m تقاضای نقدینگی پول، $y$ درآمد ملی، i نرخ بهره ، ex نرخ ارز، oin درآمدهای نفتی و $p^*$ نرخ تورم هستند.[1] به اعتقاد ابل (۱۹۷۹) برای اقتصادهایی که از نرخ تورم بالا رنج می‌برند لازم است که نرخ تورم و نرخ ارز را در رابطه تقاضای نقدینگی پول وارد کنیم؛ زیرا کالاها و داراییهای خارجی می‌توانند جانشین واحد پول داخلی شوند. همچنین نرخ ارز می‌تواند به عنوان یک جانشین برای نرخ تورم در تابع تقاضای نقدینگی در کشورهای با نرخ تورم بالا عمل کند[2]. لازم به ذکر است که چنانچه کالاها و پول داخلی جانشین یکدیگر شوند، هزینه فرصت نگهداری پول، تورم مورد انتظار خواهد بود. به طور مشابه چنانچه پول داخلی و پول خارجی جانشین یکدیگر شوند، هزینه فرصت نگهداری پول نرخ ارز است[3].

جهت برآورد تابع تقاضای نقدینگی با ویژگیهای مذکور در بالا ابتدا با انجام آزمون ریشه واحد برای تعیین مرتبه جمعی بودن سری‌ها مشاهده می‌شود که در مورد سطوح سری‌ها، فرضیه صفر ناپایایی در مورد هیچکدام از آنها رد نمی‌شود. بنابراین تمام سری‌ها دارای ریشه واحد و ناپایا هستند. بکار گیری این آزمون در مورد تفاضل مرتبه اول(تغییرات) سری‌های درآمد ملی، درآمدهای نفتی، نرخ مبادله بازرگانی خارجی و لگاریتم سری‌های تقاضای پول، نرخ بهره و نرخ تورم برای تعیین مرتبه جمعی بودن آنها بیانگر جمعی بودن آنها از درجه صفر هستند ($I(0)$). نتایج این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است.

---

[1]. لازم به ذکر است که تمامی مقادیر اسمی پس از تبدیل به مقادیر واقعی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

[2]. Andrew Abel, R. Dournbusch, J. Huizinga, A. Marcus, "Money Demand During Hyperinflation", ***Journal of Monetary Economics***, No. 5, (1979), pp. 97-104.

[3]. Jacob Frenkel, "The Forward Exchange Rate, Expectation, and the Demand for Money: The German Hyperinflation", ***American Economic Review***, No. 67, (1977), pp. 653-70.
- Jacob Frenkel, "The Forward Exchange Rate, Expectation, and the Demand for Money-The German Hyperinflation: Repl", ***American Economic Review***, No. 70, (1980), pp. 771-775.



www.SID.ir

Archive of SID

**جدول ۱. بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون DF/ADF**
**در شرایط وجود عرض از مبدأ و نبود روند**

| متغیر | تعداد وقفه | آماره محاسباتی | مقدار بحرانی در سطح ۱۰ درصد |
|---|---|---|---|
| *لگاریتم تقاضای نقدینگی* | ۰ | ۳۱/۱۰۸ | ۳/۷۸ |
| تغییرات درآمدهای نفتی | ۰ | ۸/۵۳ | ۳/۷۸ |
| تغییرات درآمد | ۱ | ۳/۹۵ | ۳/۷۸ |
| لگاریتم نرخ تورم | ۰ | ۱۵/۱۹ | ۳/۷۸ |
| لگاریتم نرخ بهره | ۰ | ٤/۱۰ | ۳/۷۸ |
| تغییرات نرخ ارز | ۱ | ٥/۳٦ | ۳/۷۸ |

با توجه به اینکه متغیر های مذکور در جدول (۱) همگی ایستا هستند، می‌توان بدون مواجه شدن با مشکل رگرسیون کاذب، رگرسیون کوتاه مدت عوامل مؤثر بر تقاضای نقدینگی را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد نمود. نظر به اینکه نتایج حاصل از روش حداقل مربعات معمولی بیانگر وجود خود همبستگی در بین اجزای اخلال برآورد است، با استفاده از روش کوکران- اورکات دوباره برآورد صورت گرفت و از این طریق خود همبستگی بین اجزای اخلال نیز از میان رفت. نتایج این برآورد در جدول (۲) ارائه شده است.



www.SID.ir

Archive of SID

**جدول ۲. نتایج روش کوکران- اورکات با همگرایی پس از سیزده تکرار**

| متغیر وابسته لگاریتم تقاضای نقدینگی | | | | |
|---|---|---|---|---|
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t[1] | احتمال | کشش |
| ثابت | ۵/۳۸۴۳ | ۱۹/۴۷* | ۰/۰۰۰ | ------ |
| تغییرات درآمدهای نفتی | -۰/۰۰۰۰۵ | -۱/۸۵* | ۰/۰۸۰ | ۰/۱۴ |
| تغییرات درآمد | ۰/۰۰۱۸ | ۲,۲۰* | ۰/۰۴۱ | ۰/۲۴ |
| لگاریتم نرخ تورم | ۰/۰۰۱۲ | ۰/۰۲ | ۰/۹۸۴ | ------ |
| لگاریتم نرخ بهره | ۰/۰۹۴۷ | ۱/۶۸* | ۰/۱۰۹ | -۳/۵ |
| تغییرات نرخ ارز | ۰/۰۰۰۰۷ | ۲/۵۸* | ۰/۰۱۹ | ۱/۱ |

$DW = ۱/۹۸$ $R^2 = ٪ ۶۵$

همانطور که در جدول (۲) نیز دیده می‌شود، در سطح اطمینان ۹۰ درصد متغیرهای تغییرات درآمدهای نفتی، تغییرات درآمد، لگاریتم نرخ بهره و تغییرات نرخ ارز، متغیرهای موثر بر لگاریتم تقاضای نقدینگی بوده و لگاریتـــم نرخ تورم اثر معنی داری بر آن ندارد. به عبـــارت دیگر در کوتاه مدت درآمد، درآمدهای نفتی، نرخ ارز و نرخ بهره عوامل موثر بر تقاضای نقدینگی هستند.

همانگونه که در این جدول مشاهده می‌شود افزایش یک درصدی تغییرات درآمدهای نفتی، رشد تقاضای نقدینگی را ۰/۱۴٪ افزایش خواهد داد. همچنین مشاهده می‌شود که چنانچه یک درصد درآمد ملی افزایش یابد، ۰/۲۴٪ رشد تقاضای نقدینگی افزایش خواهد یافت؛ اما چنانچه لگاریتم نرخ بهره یک درصد افزایش یابد، آنگاه رشد تقاضای نقدینگی ۳/۵٪ کاهش خواهد یافت. به همین ترتیب یک درصد افزایش در تغییرات نرخ ارز، رشد تقاضای نقدینگی را ۱/۱٪ افزایش خواهد داد. بنابراین مشاهده می‌شود که در کوتاه مدت رشد درآمد

[1]. در تمامی جدولها (*) بیانگر معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۰ در صد است.



www.SID.ir

Archive of SID

ملی، درآمدهای نفتی و نرخ ارز، با رشد تقاضای نقدینگی رابطه ای مثبت و مستقیم و رشد نرخ بهره با رشد تقاضای نقدینگی، رابطه ای منفی و در جهت عکس خواهند داشت.

از طرف دیگر ضریب بسیار کوچک درآمدهای نفتی دلالت بر تأثیر بسیار اندک این درآمدها بر تقاضای نقدینگی دارد. به عبارت دیگر چون بخش وسیعی از درآمدهای نفتی به بخش دولتی سرازیر شده است، تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر تقاضای نقدینگی جامعه نداشته است.

سپس برای رسیدن به الگوی بلند مدت عوامل مؤثر بر تقاضای نقدینگی، با استفاده از الگوی پویای ARDL، وجود یا عدم وجود این رابطه بررسی شده است (زیرا حتی ممکن است ترکیبی از متغیرهایی که I(۰) هستند به سمت یک رابطه همگرایی میل نکنند[1]، بنابراین و چنانچه الگوی پویا به سمت الگوی بلنـد مدت گرایش داشت، اقدام به بـرآورد رابطه بلنـد مدت تقاضای نقدینگی می‌نماییم. برای این منظور الگوی خود رگرسیونی توزیع شده تقاضای نقدینگی مورد برآورد قرار گرفته که نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است.

**جدول ۳. الگوی خود رگرسیونی توزیع شده ARDL(1,0,0,0,0)**

**بر اساس معیار شوارتز– بیزین**

| متغیر وابسته لگاریتم تقاضای نقدینگی | | | |
|---|---|---|---|
| متغیر توضیحی | ضریب[2] | آماره t | احتمال |
| وقفه اول لگاریتم تقاضای نقدینگی | ۰/۷۳ (۰/۰۶۷) | ۱۰/۹۸* | ۰/۰۰۰ |
| تغییرات درآمدهای نفتی | -۰/۰۰۰۰٤ | -۲/۳۵* | ۰/۰۳۱ |
| تغییرات درآمد | ۰/۰۰۲ | ۳/۹۷* | ۰/۰۰۱ |
| لگاریتم نرخ بهره | ۰/۰۲۲ | ۱/۱۱ | ۰/۲۸٤ |
| تغییرات نرخ ارز | ۰/۰۰۰۰۲ | ۱/۳٦ | ۰/۱۹۰ |
| ثابت | ۱/۳۹ | ٤/۲۵* | ۰/۰۰۱ |

DW= ۲/۳۵ $R^2 =$ ٪ ۹۳

[1]. عباس شاکری، «عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی ایران»، ***فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران***، شماره۲۱، (زمستان ۱۳۸۳)، صص ۵۰-۲۳.

[2]. عدد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار است.



www.SID.ir

Archive of SID

همانطور که در جدول (۳) نیز دیده می‌شود حداکثر وقفه بهینه مدل بر اساس معیار شوارتز- بیزین معادل یک انتخاب شده است. بر اساس این مدل تنها متغیری که در واقعیت به صورت وقفه دار عمل می‌کند لگاریتم تقاضای نقدینگی است. همچنین $R^2 = ٪ ۹۳$ دلالت بر نکویی بالای برازش دارد. بر اساس اطلاعات این جدول متغیر با وقفه لگاریتم تقاضای نقدینگی مقدار جاری این متغیر را در سطح بالایی توضیح می‌دهد. علاوه بر این متغیرهای تغییرات درآمدهای نفتی و تغییرات درآمد نیز در سطح معنی داری بالا و با ضریب تأثیر بسیار پایین متغیر تقاضای نقدینگی را توضیح می‌دهند. این در حالی است که تأثیر متغیر های لگاریتم نرخ بهره و تغییرات نرخ ارز سطح معنی داری بالایی ندارند.

برای بررسی اینکه آیا الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد داشت یا خیر آماره **t** رابطه ۵ را محاسبه می‌کنیم :

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} s_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{0/73 - 1}{0/067} = -4.03$$

با توجه به اینکه قدر مطلق آماره محاسبه شده از ۳/۸۲ بیشتر است، در الگوی برآورد شده رابطه بلند مدت تأیید می‌شود، که این رابطه بلند مدت در جدول (۴) دیده می‌شود.



www.SID.ir

Archive of SID

**جدول ۴. رابطه بلندمدت بر اساس ARDL(1,0,0,0,0) بر مبنای معیار شوارتز- بیزین**

| متغیر وابسته لگاریتم تقاضای نقدینگی | | | |
|---|---|---|---|
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال |
| ثابت | ۵/۳۶ | ۳۲/۴۱* | ۰/۰۰۰ |
| تغییرات درآمدهای نفتی | -۰/۰۰۰۱ | -۱/۸۹* | ۰/۰۷۵ |
| تغییرات درآمد | ۰/۰۰۶ | ۲/۳۶* | ۰/۰۳۱ |
| لگاریتم نرخ بهره | ۰/۰۸۳ | ۰/۹۲ | ۰/۳۶ |
| تغییرات نرخ ارز | ۰/۰۰۰۰۷ | ۱/۲۱ | ۰/۲۴۴ |

با توجه به ضرایب بلند مدت برآورد شده مشاهده می‌شود که در بلند مدت متغیرهای درآمد و درآمدهای نفتی، اثر معنی داری بسیار بالایی بر تقاضای نقدینگی دارند و دو متغیر نرخ ارز و نرخ بهره در بلند مدت، به ترتیب در سطوح اطمینان ۷۶٪ و ۷۴٪ بر تقاضای نقدینگی مؤثر هستند.

همچنین برای ارتباط نوسانات کوتاه مدت متغیر ها به مقادیر تعادلی آنها به برآورد مدل ECM پرداخته شده؛ که نتایج برآورد مدل ECM در جدول (۵) آمده است.



www.SID.ir

Archive of SID

**جدول ۵. الگوی تصحیح خطا بر مبنای ARDL(1,0,0,0,0) بدست آمده بر مبنای معیار شوارتز ـ بیزین**

| متغیر وابسته تغییرات لگاریتم تقاضای نقدینگی | | | | |
|---|---|---|---|---|
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال | کشش (درصد) |
| تغییرات ثابت | ۱/۳۹ | ٤/۲٥* | ۰/۰۰۱ | ----- |
| تغییرات (تغییرات درآمدهای نفتی) | -۰/۰۰۰٤ | -۲/۳٥* | ۰/۰۳۱ | ۱/٥ |
| تغییرات (تغییرات درآمد) | ۰/۰۰۲ | ۳/۹۷* | ۰/۰۰۱ | ۲۱ |
| تغییرات( لگاریتم نرخ بهره) | ۰/۰۲۲ | ۱/۱۱ | ۰/۲۸٤ | -۸/٦ |
| تغییرات (تغییرات نرخ ارز) | ۰/۰۰۰۲ | ۱/۳٦ | ۰/۱۹۰ | ۸/٤ |
| ECM(-1) | -۰/۲٦ | -۳/۸٦* | ۰/۰۰۱ | ----- |

DW= ۲/۳٥ $R^2 = ٪ ۸۱$

همانطور که در جدول (۵) نیز مشاهده می‌شود، ضرایب تغییرات متغیرهای تغییرات درآمدهای نفتی و درآمد به ترتیب در سطوح اطمینان ۹۷٪ و ۹۹٪ معنی‌دار شده‌اند؛ در حالیکه دو متغیر دیگر (لگاریتم نرخ بهره و تغییرات نرخ ارز) از سطح اطمینان ۷۲٪ و ۸۱٪ برخوردارند. از طرف دیگر $R^2 = ٪ ۸۱$ دال بر نکویی بالای برازش و قدرت توضیح بالای متغیر وابسته توسط سایر متغیرها است. همچنین بر اساس نتایج بدست آمده در این جدول مشاهده می‌شود که چنانچه رشد تغییرات درآمدهای نفتی یک درصد افزایش یابد تغییرات لگاریتم تقاضای نقدینگی ۱/۵ درصد افزایش می‌یابد. علاوه بر این با افزایش یک درصدی رشد تغییرات درآمد ملی، تغییرات لگاریتم تقاضای نقدینگی ۲۱ درصد افزایش خواهد یافت. اما چنانچه تغییرات لگاریتم نرخ بهره یک درصد افزایش یابد، تغییرات لگاریتم تقاضای نقدینگی ۸/۶ درصد کاهش خواهد یافت. از طرف دیگر بر اساس نتایج این جدول مشاهده می‌شود که یک درصد افزایش در رشد تغییرات نرخ ارز ۸/۴ درصد تغییرات لگاریتم تقاضای نقدینگی را افزایش خواهد داد. همچنین با توجه به ضریب جمله تصحیح خطا که در سطح اطمینان ۹۹٪ نیز معنی دار شده است، می‌توان گفت در صورت وارد شدن تکانه به تقاضای



www.SID.ir

Archive of SID

نقدینگی، سرعت رسیدن به تعادل مجدد پایین خواهد بود و در واقع در هر دوره تنها ۰/۲۶ این تکـــانه جبران خواهد شد. برای مثال وارد شدن یک شوک نفتی یا انتشار اوراق قرضه (یا هر نوع شوک دیگری که به تقاضای نقدینگی وارد شود) به خروج تقاضای نقدینگی از روند بلند مدت آن منجر می‌شود، که بر اساس جمله تصحیح خطای بدست آمده در بالا در هر دوره تنها ۲۶٪ این شوک تعدیل خواهد شد.

## نتیجه‌گیری

بر اساس مطالب ذکر شده در بالا می‌توان بیان نمود که در اقتـصاد ایران متغیـرهای تغیـیرات درآمد، نرخ بهره و تغییرات نرخ ارز و تغییرات درآمدهای نفتی، بر تقاضای نقدینگی مؤثرند.

بر اساس بررسیهای انجام شده مشاهده می‌شود که تقریباً تمامی متغیرهای ملحوظ در مدل، تأثیری مطابق تأثیر مورد انتظار دارند، به این ترتیب که تقاضای نقدینگی تابعی مستقیم از درآمدهای نفتی هستند. همچنین، نتایج بدست آمده حاکی از تأثیر بسیار اندک درآمدهای نفتی، بر تقاضای نقدینگی است، که شاید بتوان آن را به دلیل سرازیر شدن درآمدهای نفتی به بخش دولتی و در نتیجه عدم تأثیر قابل ملاحظه آن بر تقاضای نقدینگی جامعه تلقی نمود.

علاوه بر این با توجه به نتایج این بررسی مشاهده می‌شود که تأثیر درآمد ملی بر تقاضای نقدینگی مطابق آنچه فرضیه حکم می‌کـند، مستقیم و مثبت است. به عبارت دیگر مـشاهده می‌شود که همزمان با افزایش درآمد ملی تقاضای نقدینـگی در اقتصاد ایران افزایش می‌یابد. همچنین مشخص شد که در اقتصاد ایران در طی دوره مذکور تأثیر نرخ ارز بر تقاضای نقدینگی مثبت و مستقیم است.

از طرف دیگر بر اساس نتایج این بررسی مشاهده می‌شود که در اقتصاد ایران مطابق آنچه فرضیه حکم می‌کند، رابطه ای منفی میان نرخ بهره و تقاضای نقدینگی حاکم است، بگونه‌ای که با افزایش نرخ بهره، تقاضای نقدینگی در اقتصاد ایران افزایش خواهد یافت.



www.SID.ir

Archive of SID

همچنین بر اساس نتایج این بررسی، مشاهده می‌شود که چنانچه تکانه ای به تقاضـــای نقدینگی وارد شود، سرعت رسیدن به تعادل مجدد پایین خواهد بود و در واقع در هر دوره فقط ۰/۲۶ این تکـــانه تعدیل خواهد شد، به عبارت دیگر برای بازگشت تقاضای نقدینگی به روند بلندمدت آن، چهار دورهٔ زمانی لازم خواهد بود.



www.SID.ir

Archive of SID

## پی‌نوشتها:


۱. برانسون، ویلیام. اچ. ***تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان***. ترجمهٔ عباس شاکری، تهران: نشر نی، (۱۳۷۶).

۲. شاکری، عباس. «عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی ایران». ***فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران***، شماره۲۱، (۱۳۸۳).

۳. فرزین وش، اسداله و لشکری، محمد. «جانشینی پول و تقاضا برای پول: شواهدی از ایران». ***فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی***، شماره ۲۹، (۱۳۸۲).

۴. نوفرستی، محمد. ***ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی***. تهران: انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، (۱۳۷۸)، ص ۹۸.

۵. نوفرستی، محمد. «رابطه تقاضا برای پول با نرخ برابری ارز و نرخ تورم». ***فصلنامه برنامه و توسعه***، دوره ۲، شماره ۱۱، (۱۳۷۴).

6. Arengo, S. and M. I. Nadiri. "Demand for Money in Open Economies"., ***Journal of Monetary Economies***, No. 7, (1981): 69-83.

7. Abel, Andrew, R. Dournbusch, J. Huizinga, A. "Marcus. Money Demand During Hyperinflation"., ***Journal of Monetary Economics***, No. 5, (1979): 97-104.

8. Bae, Youngsoo, and Robert M. de Jong. ***Money Demand Function Estimation by Nonlinear Cointegration***. Manuscript, Ohio State University., 2004.

9. Bae, Youngsoo, Kakkar, V. and Ogaki, M. "Money Demand in Japan and the Liquidity Trap"., ***Ohio State University Department of Economics Working Paper***, (2004).

10. Cigdem Izgi Kogar. "Cointegratuion Test for Money Demand Function the Central Bank of the Republic of Turkey"., ***Research Department, Discission Paper***, No. 9514, (1995).

**11. Frenkel, Jacob. "The Forward Exchange Rate, Expectation, and the Demand for Money: The German Hyperinflation".,** *American Economic Review***, No. 67, (1977): 653-70.**

12. Frenkel, Jacob. "The Forward Exchange Rate, Expectation, and the Demand for Money- The German Hyperinflation: Repl"., ***American Economic Review***, No. 70, (1980): 771-775.

13. Fujiki, H. and Watanabe, K. "Japanese Demand for m1 and Demand Deposits: Cross-Sectional and Time-Series Evidence From Japan"., ***Monetary and Economic Studies***, No. 22, (2004): 47–77.




www.SID.ir

Archive of SID

14. Miyao, R. ***Liquidity Traps and the Stability of Money Demand: Is Japan Really Trapped at the Zero Bound?***. Manuscript, Kobe University., 2003.



www.SID.ir