Archive of SID

بررسی تابع تقاضای پـول در ایـران

نظر دهمرده [*]
حمیدرضا ایزدی [**]

اتخاذ سیاستهای پولی در اقتصاد هر کشور منوط به اطلاع از شکل صحیح تابع تقاضای پول آن کشور است. از طرفی شناخت ثبات تقاضای پول نیز در تصمیم‌گیری اقتصادی، نقش مهمی بازی می‌کند. ما در این تحقیق به تخمین تابع تقاضای پول در ایران برای دوره (۱۳۸۷- ۱۳۵۰) به روش

[*]. دکتر نظر دهمرده؛ عضو هیأت علمی گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد- دانشگاه سیستان و بلوچستان.
E.mail: nazar@hamoon.usb.ac.ir
[**]. حمیدرضا ایزدی؛ عضو هیأت علمی گروه اقتصاد دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار.
E. mail: izadi@cmu.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

ARDL و به بررسی روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته پرداخته‌ایم. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که رابطه بلند مدت تعادلی بین متغیرهای این تخمین وجود دارد. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار این متغیر بر روی تابع تقاضای پول است. از طرفی رابطه متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد و تورم روی تابع تقاضای پول منفی و بیانگر اثر معکوس و معناداری بین این متغیرها و متغیر وابسته می باشد. همچنین آزمونهای ثبات، ECM و تعدیل جزئی روی متغیرهای این تابع صورت گرفته است.

کلید واژه‌ها:

ایران، نرخ تورم، تورم اقتصادی، نرخ ارز، تقاضای پول، نرخ بهره، روش **ARDL**، آزمون **ECM**

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

هر کشوری برای نیل به اهداف اقتصادی خود با توجه به وضعیت اقتصادی، سیاسی و اجتماعی برنامه ویژه ای در چارچوب سیاستهای اقتصادی اتخاذ می کند. سیاست پولی را می‌توان تلاش در جهت کنترل حجم پول در راستای تحقق اهداف اقتصادی یا به حداقل رساندن خسارتهای ناشی از وجود عملکرد نظام پولی تعریف کرد.

اثرات نرخ بهره بر تقاضا برای پول

تحقیقات متعددی تقاضای پول را در آمریکا در دوره های مختلف مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. بطور کلی می توان گفت که کلیه تحقیقات مذکور نشان می دهد که نرخ بهره، اثر قابل ملاحظه‌ای بر تقاضای پول دارد. برای مثال؛ تحقیقات «برنر»[1] (۱۹۶۰)، «لاتن»[2] (۱۹۴۵) ، «ملتزر»[3] (۱۹۶۳)، «لیدلر»[4] (۱۹۶۶)، و «فریدمن»[5] (۱۹۵۹)، بر اساس تحقیقات مذکور کشش بهره‌ای تقاضا برای پول در آمریکا (با نرخ بهره بلند مدت) چیزی برابر با ۰/۷ و با نرخ بهره کوتاه مدت برابر با ۰/۱۵ می باشد. در کلیه تحقیقات مذکور برای ضریب نرخ بهره علامت منفی بدست آمده است. تحقیقات متعددی نیز آمارهای مربوط به انگلستان را در چارچوب تقاضای پول به تجزیه و تحلیل کشیده اند. این تحقیقات نیز نرخ بهره را تأیید می‌کنند.[6]

---

1. M. B. Brenner, T. Mayer, "Liquidity Function in the American Economy", ***Econometria***, (Oct 1960).
2. H. A. Latane, "Cash Balance and Interest Rate, Aprogratic Approach", ***The Review of Economis and Statistics***, No. 23, (Nov 1945).
3. A. H. Meltzer, "The Demand for Money, the Evidences from the Time Series", ***Journal of Political Economy***, No. 47, (Jun 1963).
4. David Laider, The Demand for Money, Some Evidence, ***Journal of Political Economy***, No. 53, (Feb 1966).
5. M. Fridman, The Demand for Money, Some Theoretical and Empirical Result, ***Journal of Political Economy***, No. 39, (1959), pp. 185- 191.
6. S. Johansen, S. Juselius, K. Maximum, ***Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money***, (Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990), pp. 169-210.

www.SID.ir

Archive of SID

بسیاری از اقتصاددانان کشورهای در حال توسعه معتقدند که عدم وجود بازارهای سازمان یافته پولی اجازه نمی‌دهد که نرخ بهره، در تعیین تقاضای پول کشورهای عقب افتاده دخالت دهیم، بنابراین مدل تحقیقاتی خود را به شرح زیر انتخاب می‌کنند:

$$\Delta M = b_1(1-c)Y$$

که در آن :

C = میانگین میل نهایی به مصرف

ΔM = تغییر در تقاضای پول

Y = درآمد واقعی جاری

از تحقیقات تجربی در مورد تقاضای پول کشورهای در حال توسعه، آمارهای هندوستان در این مورد بیشتر است که به صورت زیر بیان می‌شود:

تحقیق گجراتی توسط اقتصاددان هندی «کاپتا»[1] (۱۹۷۰) مورد انتقاد شدید قرار گرفته است. او دو مدل مجزا یکی برای تقاضای پول در بازار سازمان یافته پول و دیگری در بازار سازمان نیافته پول در نظر گرفته است. بر اساس نتایج بدست آمده از این تحقیق، تقاضای پول در هند در بازار سازمان یافته و سازمان نیافته پول نسبت به نرخ بهره کشش‌ناپذیر بوده و معادلات به صورت زیر می باشد :

$$M = 0.347 + 0.077\ TYd - 0.074\ r + 0.268\ NW_{-1} \qquad (۱)$$

$$M = 0.421 + 0.105\ MYd - 0.129\ r^b + 0.220\ NW_{-1} \qquad (۲)$$

[1]. G. Kaupta, "The Demand for Money in India", ***Journal of Dynamics and Control***, No.12, 1970.

www.SID.ir

Archive of SID

که در آنها :

Tyd =درآمد قابل مصرف کل

r =نرخ بهره کوتاه مدت در بازار سازمان یافته پول

NW_{-1} =ارزش خالص ذخیره بخش خصوصی که شامل عرضه پول

پس‌انداز مدت‌دار، اوراق قرضه‌دولت و ذخیره سرمایه بخش‌خصوصی محسوب می‌شود.

MYd =درآمد قابل مصرف بخش پول

r^b = نرخ بهره بازار که بیانگر نرخ بهره یا نزول اوراق بهادار غیررسمی است.

اثرات درآمد بر تقاضا برای پول

جدول ۱. نتایج تحقیقات Hynes [۱]، Meltzer [۲]، Walter [۳]

محقق	کشور	کشش درآمد	کشش بهره	ضریب تعیین	دوربین واتسون
Walter	انگلستان	۱/۱٤۹	۰/۳۰٦	۰/۹۸	۰/۱۱٤
Meltzer	آمریکا	۱	-۰/۸	۰/۹۷٤	n.a
Hynes	شیلی	۲/۰۳۳	۰/۳٦۷	۰/۹۹	n.a

همانطور که جدول زیر نشان می‌دهد در معادلات تقاضای پول برای کشورهای آسیایی کشش درآمد کاملاً چشمگیر بوده است. به عقیده پژوهشگران مربوطه کشش درآمد

[1]. A. Hynes, "The Demand for Money and Monetary Adjustment, Case of Chile", ***The Review of Economis and Statistics***, No. 45, 1967.
[2]. A. H. Meltzer, ***Op.Cit***.
[3]. E. A. Walter, "A Money Demand Equation for England", ***Journal of Development Economics***, Vol. 12, (1983), pp. 183-193.

www.SID.ir

Archive of SID

زیادتر از واحد، بیانگر این مطلب نیست که پول، یک کالای لوکس است؛ بلکه به این معنی است که تقاضای پول نسبت به افزایش درآمد زیاد نمی‌شود.

اثرات قیمت بر تقاضا برای پول

تحقیق اقتصادسنجی توسط «سیلوریا»[1] (۱۹۷۳) با عنوان «تقاضای پول و مشاهدات مربوط به آن در برزیل» انجام شده است. سیلوریا معادله زیر را با آمار کشور برزیل برای دوره ۶۷-۱۹۴۸ مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است:

$$Log\ M = \alpha + \beta Log\ Y + \gamma E$$

که در آن :

E =نرخ تغییر مورد انتظار قیمت

Y = درآمد واقعی

آمارهای مورد بحث برزیل پاسخ زیر را در اختیار سیلوریا قرار داده است:

$$Log\ M = 1.24 + 0.746\ Log\ Y - 0.025\ E$$
$$(2.09) \qquad (-2.3) \qquad (8.4)$$
$$R^2 = 0.933 \qquad D = 1.30$$

مروری اجمالی بر بررسیهای تجربی تقاضای پول

مطالعات انجام شده با روشهای سنتی به صورت تک معادله ای یا معادلات همزمان با متغیرهای دخیل درتابع تقاضای پول نظیر نرخ بهره کوتاه مدت، نرخ بهره بلند مدت، درآمد، سطح عمومی قیمتها با متغیرهای جانشین برای هر کدام و متغیرهایی نظیر نرخ ارز و... انجام

[1]. M. Silveria Antoni, "Inflation and Monetary Velocity in Latin American", ***The Review of Economis and Statistics***, No. 61, 1973.

www.SID.ir

Archive of SID

شده‌اند. «محسن خان»[1] (۱۹۸۲-۱۹۸۰) در بیشتر مدل‌های تقاضای پول به موضوع تأخیر زمانی اشاره شده است و وقفه‌ها نیز، اغلب از طریق مکانیزم تعدیل جزئی یا مدل انتظارات تطبیقی وارد مدل تقاضای پول می شوند. در مقابل، محسن خان، مدل‌های تعدیل عدم تعادل جریانی را بکار می برد؛ زیرا معتقد است مدل‌های استاندارد تعدیل جزئی قادر به نمایش رفتار موجودی واقعی تحقق یافته پول پس از بروز شوک‌های پولی یا به عبارتی افزایش ناگهانی در موجودی اسمی پول نیستند. در این مطالعه مدل عدم تعادل، جریانی برای بیان مکانیزم تعدیل در کوتاه مدت را به صورت زیر معرفی می‌کند:

$$\Delta\ Log\ m_t = \lambda \left[\ Log\ m_t^d\ - Log\ m_{t-1}\ \right] + \left(1-\gamma\right) \left[\ \Delta\ Log\ M\ -\ \Delta\ Log\ M_t^e\ \right]$$

که در آن Δ عملگر تفاضل بوده و بنابراین جمله اول معادلهٔ رشد انتظاری و جمله دوم رشد غیر منتظره حجم پول است. اگر γ صفر باشد $(\gamma = 0)$ موجودی واقعی (m_t) به اندازه رشد غیرمنتظره پول افزایش می یابد. اگر γ مساوی یک باشد $(\gamma = 1)$، مدل به صورت مدل استاندارد تعدیل جزئی درمی‌آید. طبق این مدل اگر رشد پولی بطور کامل پیش بینی شود، نرخ تورم برابر آن افزایش می‌یابد و سپس پول مورد نیاز برای ارضای تقاضای اسمی عرضه می شود و با فرض اینکه تقاضای اسمی پول با سطح قیمت انتظاری بصورت واقعی درآید؛ تابع تقاضای پول خود را پس از تغییرات و تبدیلات لازم به صورت زیر برآورد می‌کند:

$$\left[\ 1-(1-\beta)\ L\ \right] Log\ m_t = \lambda a_\circ + \left[\ 1-(1-\beta)\ L\ \right] \lambda a_1\ LogY_t + \beta \left[\ \lambda a_2 + (1-\gamma)\ L\ \Delta\ LogP_t\ \right]$$

$$+ \left[1-(1-\beta)\ L\right](1-\lambda)\ Logm_{t-1} + \left[1-(1-\beta)\ L\right](1-\gamma)\ \Delta\ LogM_t + V_t$$

[1]. M. S. Khan, "Monetary Shocks and the Dynamics of Inflation", ***IMF Staff Paper***, (June 1980), pp. 250- 284.

www.SID.ir

Archive of SID

معرفی متغیرهای تابع تقاضای پول

در بررسیهای مربوط به تابع تقاضای پول از حجم پول و حجم نقدینگی به عنوان متغیر وابسته استفاده شده و همچنین متغیرهای درآمد، ثروت، درآمد مورد انتظار و مخارج ناخالص ملی یا داخلی به عنوان متغیرهای مقیاس بکار رفته‌اند. متغیرهایی همچون تولید ناخالص ملی یا داخلی بیانگر چگونگی توزیع درآمد و ثروت بوده اند. دراین تحقیق از تولید ناخالص داخلی به عنوان جانشینی برای حجم معاملات استفاده شده و همچنین، تابع تقاضای پول، حجم واقعی نقدینگی خصوصی (تعریف گسترده پول M_2) برآورد شده است.

لگاریتم طبیعی حجم واقعی پول با تعریف گسترده پول	LM_2
لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶	LGDP
لگاریتم طبیعی نرخ ارز در بازار آزاد	LEX
لگاریتم طبیعی نرخ تورم	LIN
لگاریتم طبیعی نرخ بهره در کوتاه مدت	LSIN
لگاریتم طبیعی نرخ بهره در بلند مدت	LLIN

با توجه به معاملات انجام شده در ایران لازم است که اثرات انقلاب و جنگ تحمیلی نیز در مدل لحاظ شود. بنابراین ،متغیر مجازی D_{59} و از طرفی متغیر موهومی D_{57} مربوط به انقلاب نیز به عنوان متغیر مجازی دوم وارد مدل می شود.

متغیر مجازی مربوط به دوران جنگ در ایران	D59
متغیر مجازی مربوط به انقلاب اسلامی در ایران	D57

با توجه به آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها دیکی فولر تعمیم یافته ADF وفیلیپس پرون PP در اقتصاد سنجی نتایج این آزمون در مورد متغیرهای مربوط به الگوی این مقاله و مقایسه با مقادیر بحرانی این آزمون (در سطح ۵٪) نتایج زیر در جدول آورده شده است:

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲. آزمون ریشه واحد دیکی فولرو فیلیپس پرون

نام متغیر	ADF	PP	ADF	PP
	Intercept		Trend and Intercept	
LM_1	I (∘)	I (∘)	I (∘)	I (1)
LM_2	I (∘)	I (1)	I (2)	I (2)
LEX	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)
LIN	I (∘)	I (∘)	I (∘)	I (1)
$LGDP$	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)
$LSIN$	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)
$LLIN$	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)

نتایج حاصل از برآورد مدل با متغیر حجم گسترده پول(LM_2) در کوتاه مدت در جدول ارائه شده است.

جدول ۳. تخمین تابع در کوتاه مدت ۱۳۸۷-۱۳۵۰

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t آزمون	احتمال آزمون t
$LM_2(-1)$	0/51	0/122	4/170	0/0010
LGDP76	0/80	0/194	4/148	0/001
LEX	-0/07	0/034	-2/33	0/036
LLIN	-0/06	0/113	-0/578	0/573
LSIN	-0/24	0/162	-1/48	0/161
C	-2/02	0/684	-2/95	0/110
LIN	-0/093	0/026	-3/59	0/003
D57	0/009	0/003	3/11	0/008
D59	0/04	0/018	2/62	0/021

با توجه به نتایج حاصله، از برآورد رابطه تقاضای پول LM_2، کشش درآمدی تقاضای پول (۰/۵۱) بدست آمد. به بیان دیگر یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای LM_2 را به اندازه (۰/۵۱) درصد افزایش می دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴. آزمونها و آماره‌های تشخیص

Serial Correlation	Functional Form	Normality	Heteroscedasticity
0/005	0/781	0/739	0/851

با توجه به آمارهای تشخیصی (Diagnostic Tests) می توان نتیجه گرفت که مدل از لحاظ فرضهای کلاسیک و آماره شکست ساختاری دارای بهترین حالت است و با مشکلی روبه رو نیست.

با توجه به الگوی تصحیح خطا که به منظور تبیین رفتار کوتاه مدت تابع تقاضای پول بکار رفته و ضریب تصحیح خطا که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت را نشان می‌دهد، نتایج زیر حاصل شده است:

جدول ۵. آزمون تصحیح خطا

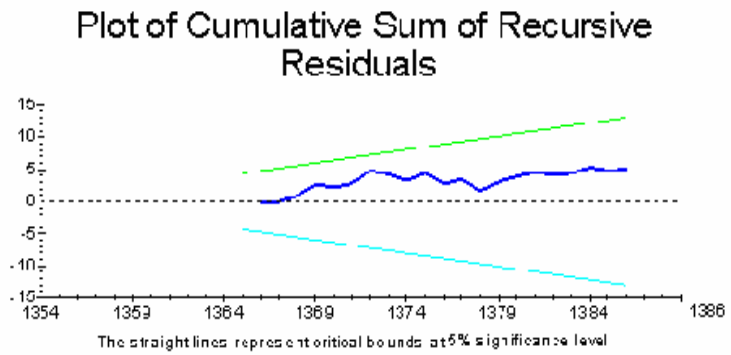
متغیر	ضریب	انحراف معیار	t آزمون	احتمال آزمون t
ECM	-0/48	0/122	-3/990	0/001

با توجه به اینکه ضریب جمله تصحیح - خطا برابر (۰/۴۸-) برآورد شده؛ نشان می‌دهد در هر سال در حدود نیمی از عدم تعادل یک دوره در تقاضای پول دوره بعد تعدیل می شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل با سرعت به نسبت متوسط پیش می‌رود.

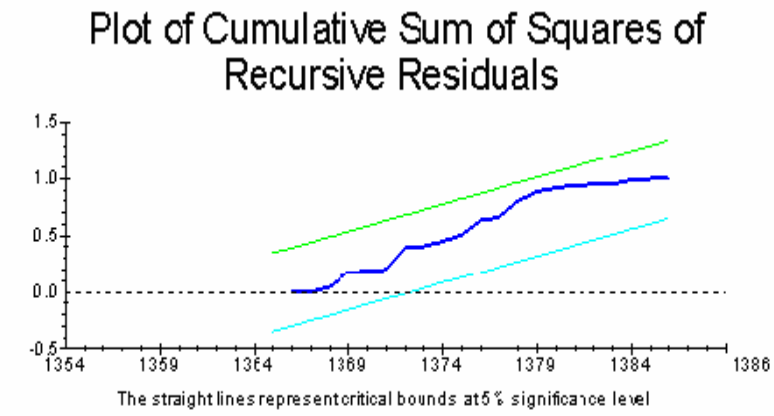
www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۱. آزمون مجموع تجمعی



نمودار ۲. آزمون مجموع مجذور تجمعی



www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به آزمون مجموع تجمعی (CUSUM) و مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ) و نیز با توجه به نمودارهای مذکور، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری پذیرفته شده و عکس آن رد می‌شود؛ در حقیقت می توان گفت که وجود ثبات ساختاری تأیید می شود. از آنجایی که متغیر تورم با سه دوره وقفه وارد مدل شده و نیز باتوجه به عدم معناداری آماره‌های این متغیرها؛ می‌توان گفت با توجه به روند تورمی در ایران می‌شود نتیجه گرفت که فرضیه تعدیل جزئی تورم، نقش اساسی در تابع تقاضای پول ندارد. در حقیقت می توان با توجه به آماره‌های بدست آمده از برآورد مدل نتیجه گرفت که روندهای گذشته متغیر نرخ تورم در برآورد تابع تقاضای پول در دوره‌های آتی نمی‌تواند تأثیرگذار باشد؛ نتایج حاصل از برآورد تعدیل جزئی نرخ تورم در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۶. تعدیل جزئی نرخ تورم

متغییر	ضریب	آزمون t	احتمال آزمون t
LIN	-0/23	-1/815	0/087
LIN(-1)	-0/02	-/230	0/820
LIN(-2)	0/02	0/317	0/755
LIN(-3)	-0/08	-0/813	0/427

بنابراین با توجه به فرضیه تعدیل جزئی، با ورود روند تورمی در تابع تقاضای پول فرضیه مربوط به تعدیل جزئی تورم در تابع مورد نظر رد می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۷. تخمین تابع در بلند مدت ۱۳۸۷-۱۳۵۰

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آزمون t	احتمال آزمون t
LGDP76	1/65	0/156	10/59	0/0000
LEX	-0/35	0/106	-3/31	0/006
LLIN	-0/148	0/617	0/24	0/813
LSIN	-1/51	0/899	-1/68	0/115
C	-4/13	0/849	-4/87	0/000
LIN	-0/19	0/0892	-2/14	0/051
D57	0/019	0/0031	6/25	0/000
D59	0/098	0/0332	2/96	0/011

جدول بالا نشان‌دهندهٔ ضرایب متغیرهای موجود در مدل تخمین تقاضای پول در بلندمدت است. در حقیقت این جدول برآورد رابطه تعادلی بلند مدت تقاضای پول را با توجه به متغیرهای مستقل آن نشان می دهد. با توجه به نتایج بدست آمده از برآورد رابطه تقاضای پول LM_2، کشش درآمدی تقاضای پول (۱/۶۵) معنی‌دار بدست آمده است. به عبارتی یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای M_2 را به اندازه (۱/۶۵) درصد افزایش می دهد. مثبت بودن کشش درآمدی تقاضا برای پول مطابق با نظریه‌های اقتصادی در این زمینه است. ضریب برآورد شده برای نرخ ارز بازار آزاد با علامت منفی (۰/۳۵-) و معنی‌دار می‌باشد که بیانگر اثر جانشینی در ادبیات اقتصادی نرخ ارز است. بدین مفهوم که اگر تضعیف بیشتر پول داخلی مورد انتظار باشد، عامه مردم به منظور جلوگیری از کاهش قدرت خرید خود، تقاضا برای پول خارجی را افزایش می دهند و لذا تقاضا برای پول داخلی نیز کاهش می‌یابد. ضریب نرخ ارز نیز همچنین حاکی از آن است که چون در بسیاری از کشورها به ویژه کشورهای کمتر توسعه یافته ارز و به ویژه دلار آمریکا در سبد دارایی خانوار قرار می‌گیرد، کاهش ارزش پول داخلی یا افزایش ارزش پول خارجی (نرخ ارز) باعث افزایش در ارزش داراییهای خارجی نگهداری شده در جامعه می شود و تقاضا برای پول داخلی نیز کاهش

www.SID.ir

Archive of SID

می‌یابد. ضریب نرخ بهره بلند مدت (۰/۱۴۸-) و کوتاه مدت (۱/۵۱-) معنی‌دار نیستند، چرا که نشان از عدم ارتباط تقاضای پول با نرخ بهره کوتاه مدت و بلند مدت دارد. در حقیقت در بلند مدت، ارتباطی بین تابع تقاضای پول، نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود ندارد. ضریب نرخ تورم، برابر با (۰/۱۹-) و معنی‌دار است و مؤید دیدگاههای اقتصادی در زمینه ارتباط بین تقاضا برای پول و هزینه فرصت نگهداری پول است و ضریب متغیر تورم در تابع تقاضای پول نیز معنی‌دار می‌باشد. بنابراین، در کشور ایران به دلیل فقدان بازارهای مالی و پولی توسعه یافته و ثابت بودن نرخ بهره (نرخ سود) رسمی برای مدت زمان طولانی، نرخ تورم را می توان به عنوان جانشین مناسب برای هزینه فرصت نگهداری پول در نظر گرفت. لذا در شرایط تورمی انتظار می رود که افراد، تقاضای خود را برای پول کاهش داده و ثروت خود را به صورت سایر اشکال دارایی- که ارزش خود را در مقابل تورم حفظ می کنند – نگهداری نمایند. در حقیقت، کاهش تورم یا کاهش هزینه فرصت نگهداری پول موجب می شود رجحان مردم برای نگهداری پول تغییر کند؛ پس مردم پول نقد بیشتری نگهداری می کنند. ضرایب متغیرهای دامی (انقلاب ۰/۰۱۹ و جنگ ۰/۰۹۸) نیز نشان‌دهندهٔ رابطه مستقیم بین تقاضای پول و این متغیرها است. ضرایب متغیرهای مجازی نیز حکایت از آن دارد که وقوع انقلاب و جنگ تحمیلی، تقاضا برای پول را به دلیل بالا رفتن ریسک و نااطمینانی افزایش داده است. در حقیقت احساس ناامنی سرمایه داران، به نقد کردن سرمایه‌ها و خارج کردن آنها از ایران، عدم قابلیت بانک‌ها در تضمین و پرداخت سپرده‌گذاران تشدیدکرده و در نتیجه بی اعتمادی مردم نسبت به بانک‌ها را بوجود آورده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

کششهای بلند مدت تقاضا برای LM_2 نسبت به تورم، دارای علامت منفی و معنی‌دار هستند. پایین بودن این ضریب بدست آمده فوق در واقع نشان‌دهندهٔ این مسئله است که تابع تقاضای پول نسبت به تغییرات سطح قیمتها وضعیتی کشش ناپذیر دارد و عکس‌العمل چندانی نشان نمی دهد. یکی از دلایل این مسئله، نبود جایگزینهای مالی مناسب برای پول است که این مورد، خود دلیلی بر ضعف سیستم پولی در ایران می‌باشد. کشش

www.SID.ir

Archive of SID

تقاضا برای پول واقعی نسبت به درآمد واقعی بیش از واحد بوده و نشان‌دهندهٔ لوکس بودن پول نزد مردم است. انگیزه مبادلاتی در تقاضا برای پول نقش اساسی دارد و مردم پول را به منظور تسریع فعالیتهای مبادلاتی نگهداری می کنند. ضریب متغیر نرخ ارز در بازار آزاد در تابع تقاضای پول منفی و معنی‌دار بدست آمده است که بیانگر اثر جانشینی در ادبیات اقتصادی نرخ ارز است. ارتباط منفی ضرایب متغیر نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت در تابع تقاضای پول تأییدی بر دیدگاه مکاتب اقتصادی در این زمینه دارد؛ اما عدم معناداری این ضرایب اصولاً به دلیل وجود ریسک و عدم اطمینان در بازارهای مالی غیر رسمی نرخ بهره می‌باشد که این نرخ بسیار بالاتر از نرخ بهره رسمی در بازار ایران است. همچنین علت بی‌تفاوتی مردم در مقابل تغییرات نرخهای بازدهی را می توان در سودآوری سایر بخشهای اقتصادی نسبت به این نرخها و یا ضعف اطلاعات آماری برای نرخهای بازدهی جستجو کرد. با توجه به متغیرهای مجازی در نظر گرفته شده فقط دو متغیر مجازی مربوط به جنگ و انقلاب نمایانگر افزایش در تقاضای پول بوده و افزایش قیمت نفت در این دوره هیچگونه تأثیر و تغییری در تابع تقاضا برای پول وارد نمی‌کند. متغیر مذکور در دوره وقوع انقلاب اسلامی نمایانگر افزایش تقاضا برای پول است. این مقاله با توجه به ناآرامیهای سیاسی، سلب اعتماد نسبی مردم نسبت به بانک‌ها و هجوم آنها به بانک‌ها برای استرداد سپرده‌های خود قابل توجیه است. همچنین متغیر مجازی برای زمان جنگ نشان‌دهندهٔ افزایش تقاضا برای پول واقعی می‌باشد. این مسئله به دلیل رکود اقتصادی، فقدان انگیزه لازم برای سرمایه‌گذاری، تخریب مراکز اقتصادی در مناطق جنگی و مسئله روانی جنگ قابل توجیه است؛ زیرا این شرایط باعث افزایش مطلوبیت ناشی از نگهداری پول شده بود. با توجه به ضریب جمله تصحیح خطا می‌توان نتیجه گرفت در هر سال، حدود نیمی از عدم تعادل یک دوره تعدیل می‌شود. اندازهٔ این ضریب حاکی از آن است که اگر از یک دوره به دوره بعد حرکت کنیم به میزان ۴۸ درصد انحراف در حجم پول از مسیر بلند مدتش توسط متغیرهای الگو تصحیح می‌شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل با سرعت متوسط صورت می گیرد. بازارهای رسمی معمولاً منشأ تأمین مالی سرمایه‌گذاریهای اقتصادی در کشور نیستند و از طرف دیگر، بخش بزرگی از فعالیتهای بازارهای مالی غیررسمی در زمینه تجارت کالا، واسطه‌گری و ایجاد

www.SID.ir

Archive of SID

بازارهای تصنعی برای افزایش قیمت بعضی از کالاها بوده است، بنابراین با توجه به پایین بودن کارایی بازارهای مالی غیررسمی گسترش پول و تقویت مؤسسات مالی رسمی (از جمله بانک‌ها) جهت جذب هر چه بیشتر پولهای اضافی افراد و تمرکز جریان سرمایه سپرده‌گذاران و هدایت آن به سمت سرمایه‌گذاری اقتصادی در بخشهای سودآور می‌تواند باعث تسریع رشد اقتصای در ایران شود. یکی از راههای رسیدن به چنین هدفی (افزایش سپرده‌های بانکی) بالا بردن نرخ بهره رسمی است تا از این راه بتوان انگیزه افراد برای سپرده‌گذاری در بانک‌ها را افزایش داده و تسهیلات لازم جهت سرمایه‌گذاری بخشهای خصوصی را مهیا کرد. این سیاست (افزایش نرخ بهره رسمی) باعث تقویت بازارهای مالی رسمی و تضعیف بازارهای مالی غیررسمی می‌شود. اگر چه فرهنگ پس‌انداز و سرمایه‌گذاری توأم با آن در کشور ضعیف و محدود است؛ ولی با افزایش نرخ بهره رسمی و نیز افزایش تبلیغات در این زمینه می توان حجم سپرده‌های بانکی را افزایش داده و به دنبال آن قدرت وام‌دهی بانک‌ها و حجم اعتبارات بانکی، جهت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را افزایش بخشید. البته باید توجه داشت توسعه و گسترش بازار پولی متشکل، ایجاد فرهنگ پول الکترونیکی (دولت الکترونیک)، ایجاد ارتباط بین بازارهای پولی و مالی و نظارت و تشکیل کمیته های نظارتی بر بخشهای مرتبط از موارد مهم و اساسی بشمار می‌رود.

www.SID.ir

Archive of SID

پی‌نوشتها:

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. «بررسی نقش پول در اقتصاد از دیدگاههای گوناگون»، (۱۳۶۴).

۲. تشکینی، احمد. ***اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit***. تهران: مؤسسه فرهنگی دیباگران، ۱۳۸۴.

۳. تفضلی، فریدون. ***اقتصاد کلان، نظریه‌ها و سیاستهای اقتصادی***. تهران: نشر نی، ۱۳۶۶.

۴. قدیری اصلی، باقر. ***نظریه های پولی***. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۶۶.

۵. منکیو، گریگوری. ***اقتصاد کلان***. جلد اول و دوم، ترجمهٔ حمیدرضا برادران شرکاء و علی پارسائیان، تهران: انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی، ۱۳۷۴.

۶. نوفرستی، محمد. ***ریشه واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی***. تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.

7. Fridman, M. "The Demand for Money, Some Theoretical and Empirical Result"., ***Journal of Political Economy***, No. 39, (1959): 185-191.

8. Hynes, A. "The Demand for Money and Monetary Adjustment, Case of Chile"., ***The Review of Economics and Statistics***, No. 45, 1967.

9. Johansen, S. and Juselius, K. ***Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money***. Oxford Bulletin of Economics and Statistics., 1990.

10. Kaupta, G. "The Demand for Money in India"., ***Journal of Dynamics and Controls***, No. 12, 1970.

11. Khan M. S., "Monetary Shocks and the Dynamics of Inflation"., ***IMF Staff Paper***, (June, 1980).

12. Laider, David. "The Demand for Money, Some Evidence"., Journal of Political Economy, No. 53, 1966.

13. Latane, H. A. "Cash Balance and Interest Rate, Aprogratic Approach"., ***The Review of Economics and Statistics***, No. 23, 1945.

14. Meltzer, A. H. "The Demand for Money, The Evidences from the Time Series"., ***Journal of Political Economy***, No. 47, 1963.

15. Silveria Antoni M. "Inflation and Monetary Velocity in Latin American"., ***The Review of Economics and Statistics***, No. 61, 1973.

16. Walter, E. A. "A Money Demand Equation for England"., ***Journal of Development Economics***, Vol.12, (1983): 183-193.

www.SID.ir