

تخمین تابع تقاضای پول با استفاده از سربهای زمانی و هم‌جمعی در اقتصاد ایران

۱۳۶۷ - ۱۳۸۳

سیدمهدی مصطفوی *

کاظم یاوری **

چکیده

این مقاله مروری بر تخمین تابع تقاضای پول ارائه کرده و آن گاه خود به تخمین این تابع در بلند مدت و کوتاه مدت می پردازد. به این منظور ابتدا عوامل اصلی مؤثر بر تقاضای پول از دیدگاه پول گویان توضیح داده شده است. آن گاه گزارشی کوتاه درباره مطالعات انجام شده درباره تقاضای پول در اقتصاد ایران با تأکید خاصی بر مشکلات و نواقص آنها ارائه می شود. از جمله این مشکلات و نواقص می توان به وارد کردن متغیرهای نادرست در مدل تقاضای پول، اشتباه در محاسبه داده ها در تبدیل آنها از سالانه به فصلی، وارد کردن متغیرهای پایا در رگرسیون همگرایی یکسان (در تابع بلند مدت تقاضای پول)، و در نتیجه به دست آوردن مقادیر نادرست ضرایب متغیرها در مدل و بالاخره عدم تفسیر درست از کشش درآمدی تقاضای پول اشاره کرد.

در پایان مقاله به ارائه مدلی پرداخته و تحلیل داده ها با روش دیکی فولر انجام شده است. سپس مدل را در بلند مدت و کوتاه مدت تخمین می زند. نتایج به دست آمده نشان می دهد که عوامل مؤثر بر تقاضای پول عبارتند از: تولید، تورم و نرخهای بازدهی ارز و ماشین سواری.

کلید واژه ها: تقاضای پول، تورم، پول واقعی، نرخ بهره، نرخ ارز، همگرایی یکسان، تخمین،

تولید ناخالص داخلی، M_1 و M_2

طبقه بندی JEL: C13، C22، E41.

۱ - مقدمه

هدف این مقاله ارائه بررسی انتقادی ادبیات مربوط به تقاضای پول در اقتصاد ایران است. به زبان ساده، تقاضای پول، حجم پولی است که مردم مایل به نگه داری آن هستند. این مقدار پول به طور مؤثر توسط قید ثروت که تأثیر مثبت بر تقاضای پول دارد و هزینه فرصت نگه داری پول که تأثیر منفی بر تقاضای پول دارد، تخمین می گردد (فریدمن، ۱۹۵۹).

تقاضای پول از اواسط قرن هیجدهم یا حتی قبل از آن توجه اقتصاددانان پولی به عنوان یک موضوع مهم بوده است، زیرا به مهمترین مسائل اقتصاد کلان یعنی تورم، بیکاری، سطوح درآمد، نرخهای بهره، بازارهای مالی و نظام بانکی مربوط می شود. اساساً تئوری تقاضای پول تحت دو عنوان اصلی: تقاضای معاملاتی پول و هزینه فرصت پول تحلیل می شود.

الف: تقاضای معاملاتی پول - این نوع از تقاضای پول وقتی به وجود می آید که یک فاصله زمانی بین درآمد و هزینه وجود داشته باشد. انگیزه معاملاتی برای تقاضای پول معمولاً از طریق ثروت، درآمد دائمی یا درآمد جاری (بسته به تئوری) بیان می گردد.

ب: هزینه فرصت نگه داری پول - این نوع از تقاضای پول وقتی پیش می آید که کارگزار اقتصادی بین نرخ بازدهی پول و جایگزینهای آن (اوراق قرضه، سهام و کالاهای بادوام) مقایسه کند. هزینه فرصت پول به نقش پول به عنوان ذخیره ارزش مربوط می گردد. نرخ بهره، نرخ تورم و یا نرخ تبدیل به قیمت کالاهای بادوام عوامل مربوط به هزینه فرصت می باشند.

بر طبق نظر فریدمن (۱۹۵۶) و گلدفلد (۱۹۷۳) تشخیص تئوریک تابع تقاضای پول با معادله زیر بیان می شود:

$$M = f(Y, i, P) \quad (۱)$$

که M ، Y ، i و P به ترتیب پول اسمی، درآمد، نرخ بهره اسمی و سطح قیمتها را نشان می دهد. این تابع می تواند به صورت فاکتورهای واقعی برای همه متغیرها به جز نرخ بهره بیان گردد.

$$m = f(i, Y, P) \quad (۲)$$

m حجم پول واقعی می باشد و از تقسیم پول اسمی بر شاخص قیمتهای مصرفی به دست می آید و $\frac{y}{p}$ درآمد واقعی می باشد. بدیهی است که در حالت تعادل تقاضای پول با عرضه آن مساوی است ($m^d = m^s$)، m باید مساوی m^d باشد. از این رو معادله (۲) معادل رابطه (۳) است.

$$m^d = f(i, Y/P) \quad (۳)$$

به منظور تفسیر آسان رابطه (۳) و نیز به منظور تخمین مستقیم متغیرها و بیان کشش تقاضا نسبت به هر متغیر به طور جدا، متغیرها می توانند به صورت لگاریتمی و به شکل زیر تعریف شوند.

$$m^d - p = c + \alpha (y-p) + \beta i \quad \text{www.SID.ir}$$

که y درآمد را نشان می دهد. بر اساس تئوری تقاضای پول α مثبت و β منفی است. از آن جا که

اطلاعات مربوط به درآمد جمعی قابل دسترسی نیست، به جای آن یک متغیر رایج به نام *Aggregate of SIP* به کار می‌رود. هزینه فرصت نگه داری پول شامل متغیرهایی مانند نرخ بهره پول، نرخ تورم و نرخ بازدهی ارز است. برای انتخاب متغیرهای مناسب در تابع تقاضای پول به فهم درستی از موقعیت اقتصادی کشور مورد نظر نیاز است.

یک نکته مهم در مدل‌های رایج تقاضای پول، پیدا کردن مناسبترین متغیر جایگزین برای نشان دادن هزینه فرصت نگه داری پول است. در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران که فاقد بازارهای مالی کارآمد است، نرخ بهره نمی‌تواند تقاضای پول را توضیح دهد و لذا پژوهشگران از نرخهای تورم، نرخهای بازدهی کالاهای بادوام، خارج قسمت سرمایه‌گذار، بر تولید یا سرمایه‌گذاری بر تولید بخشهای غیر نفتی استفاده می‌کنند. در حالی که برخی از مطالعات مایلند از قیمت کالاها به جای نرخ بازدهی آنها استفاده کنند. همچنین وقتی مردم مایلند پول تقاضا کنند متغیری که بتواند مقدار تقاضایشان را نشان دهد اولین تفاضل قیمت کالاهاست. این مسأله نتایج قابل توجهی را در بحث تقاضای پول به ارمغان می‌آورد.

این مقاله شامل هفت بخش است: بخش دوم گزارش کوتاهی از مطالعات گذشته در ارتباط با تقاضای پول در اقتصاد ایران را همراه با یک بحث انتقادی از تک‌تک آنها ارائه می‌کند. بخش سوم شامل هفت نکته مهم در رابطه با مطالعات مزبور است و بخش چهارم به مدل انتخابی این مقاله می‌پردازد بخش پنجم تحلیل داده‌هاست. بخش ششم به تخمین ضرایب تابع تقاضای پول در بلندمدت و کوتاه مدت اختصاص دارد و بالأخره بخش هفتم نتیجه‌گیری است.

۲- مطالعات موجود در اقتصاد ایران

خلاصه‌ای از این مطالعات در جدول (۱) نشان داده شده است

که M_3 شبه پول، BD کسر بودجه، GB بودجه دولت، R واقعی، $\frac{M}{P}$ حجم پول واقعی، Δ نرخ بهره، B نرخ بازار سیاه، F خارجی، PC سرانه، E انتظاری، DL لگاریتمی، SL نیمه لگاریتمی، L خطی، A سالانه، Q فصلی، M ماهانه، D متغیر مجازی برای انقلاب اسلامی، ML حداکثر راست نمایی و OLS حداقل مربعات معمولی است.

چنانچه *SIP* یا *AGDP* نشان می‌دهد، وقتی فرم تابع به شکل لگاریتمی است ارقام مزبور کشش متغیرها را نشان می‌دهد وقتی فرم تابع به شکل نیمه لگاریتمی است ارقام مزبور میانگین کشش را نشان

جدول (۱) خلاصه ای از کارهای تجربی مدل‌های تقاضای پول در اقتصاد ایران
Archive of SID

شکل تابع	روش تخمین	بازده کشش	نام متغیرهای توضیحی	متغیرهای وابسته	دوره‌های زمانی مطالعه	زمان داده‌ها	تاریخ مطالعه	نام نویسنده
DL	ML	-0.87,0.07	BD/GB,P,GDP	M2	۱۳۳۹-۶۵	A	۱۳۶۹	عماد زاده
L	OLS	-8.17,0.07	GDP,X, π , D (1979)	M1	۱۳۳۹-۷۱	A	۱۳۷۴	نوفروستی
DL	ML	-1.39,0.25	Bx, π ,GDP/p	M1/P,M2/P	۱۳۳۸-۵۹	A	(۱۹۹۶)۱۳۷۵	همتی-اسکونی
DL	ML	-0.25,0.002	Bx, GDP,E π	M1	۱۳۵۹-۷۴	Q	۱۳۷۵	اسماعیل نیا
DL	ML	-5.67,0.10	GDP/p, π	M1	۱۳۵۱-۶۹	Q	(۱۹۹۶)۱۳۷۵	نوکللی
DL	ML	-4.0,0.51	PCGDP, π , GDP/p, π	PCM2,M2/P	۱۳۴-۷۶ ۱۳۵۳-۷۳	A,Q	(۱۹۹۸)۱۳۷۷	پسران
DL	ML	-4.31,2.09	RPCGDP,E π	RPCM2, RPCMB	۱۳۳۹-۷۵	A	(۲۰۰۰)۱۳۷۹	مرادی

می‌دهد و بالاخره وقتی تابع به شکل خطی است ارقام مزبور کشش متغیرها را نشان نمی‌دهد. اکنون مطالعات موجود به ترتیب تاریخ انتشار توضیح داده می‌شود.

عمادزاده (۱۳۶۹) تقاضای پول را در دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۶۵ با استفاده از داده‌های سالانه بررسی کرده است. فرق مدل عمادزاده با دیگران در وارد کردن متغیر نسبت کسر بودجه به بودجه دولت به عنوان متغیر توضیحی نشان دهنده هزینه فرصت نگه‌داری پول است. او ادعا می‌کند که اگر دولت کسری بودجه خود را از طریق انتشارات اوراق قرضه تأمین کند نرخ بهره افزایش یافته و در نتیجه تقاضای پول کاهش می‌یابد. همچنین اظهار می‌کند که کسر بودجه ناشی از افزایش سطوح درآمد می‌تواند تقاضای پول را تغییر دهد. لذا نتیجه می‌گیرد که بین تقاضای پول و کسری بودجه یک رابطه مثبت وجود دارد؛ مدل پیشنهادی او به شکل زیر است:

$$(M2/p)_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 CPI_t + a_3 (M2/p)_{t-1} + a_4 (BD/GB)_t + U_t$$

که همان M_2 واقعی، y تولید ناخالص ملی به قیمت‌های ثابت ۱۳۵۳، CPI شاخص قیمت

کالاهاى مصرفى، $\frac{BD}{GB}$ نسبت کسر بودجه به بودجه دولت و مقادير عددی تمام متغیرها به صورت لگاریتم طبیعی داده‌هاست. نویسنده مدل را تخمین زده و نتیجه آن به شکل زیر است:

$$(M2/p)_t = -8.3 + 0.873 y_t + 0.076 CPI_t + 0.268(M2/p)_{t-1} + 0.213 (BD/GB)_t + U_t \quad (6)$$

(-7.6) (15.2) (0.95) (3.9) (6.1)

که آماره t در داخل پرانتز آمده است. در این مدل ضریب CPI معنی دار نبوده و آماره دوربین - واتسن نشانگر وجود یک خود همبستگی مثبت بین اجزای اختلال مدل است.

نوفرستی (۱۳۷۴) رابطه بین تقاضای پول، GDP ، نرخ ارز و نرخ تورم را بررسی کرده است. کار تجربی او در دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۷۱ با داده‌های سالانه می‌باشد. او نتیجه می‌گیرد که ضرایب نرخ ارز و تورم دارای علامت سازگار با تئوری مقدار معنی دار است.

برای نشان دادن شکست ساختاری در دوره پس از انقلاب، نوفرستی دوره زمانی تحت بررسی خود را به دو بخش پیش و پس از انقلاب تقسیم کرده و در هر یک از دو دوره یک تخمین مستقل زده و به آزمون چاو (Chow) می‌پردازد. او نتیجه می‌گیرد که فرضیه پوچ یعنی عدم شکست ساختاری رد شده و تقاضای پول به خاطر شرایط اقتصادی - سیاسی خاص دارای یک تغییر ساختاری بوده و انقلاب باعث شده مردم سبد داراییهای خود را تغییر دهند. آن‌گاه او با روش حداقل مربعات معمولی و با افزودن متغیر مجازی انقلاب مدل تقاضای پول را تخمین زده و به نتیجه زیر می‌رسد.

$$RM_t = -124.91 + 0.075GNP - 8.05P_t - 2.64r_t - 0.26Ex + 0.64RM_{t-1} + 830.04D(1979) + u_t \quad (7)$$

(-1.49) (5.51) (-2.02) (-0.16) (-3.86) (8.74) (5.51)

$$R^2=0.993 \quad DW=1.62 \quad F=719.4$$

که RM همان M_1 واقعی، P نرخ تورم، r نرخ بهره برای سپرده‌های بلند مدت، Ex نرخ ارز و D متغیر مجازی برای انقلاب است، که برای پیش از ۱۳۵۸ مساوی ۱ و برای پس از ۱۳۵۸ مساوی صفر است.

بهمنی اسکویی (۱۳۷۵) از مدلی برای تخمین تقاضای پول استفاده کرده که دست کم دو مزیت بر سایر نویسندگان در این زمینه دارد. اولاً ایشان از نرخ ارز در بازار سیاه استفاده کرده در حالی که دیگران نرخ رسمی را به کار برده‌اند. در حقیقت به دلیل این که دلار به نرخ بازار آزاد در اختیار همه هست این نرخ بر تقاضای پول تأثیر می‌گذارد. مزیت دوم مدل بهمنی توجه به مسأله پایایی متغیرهاست. از آن جا

که متغیرهای موثر بر تقاضای پول در سطح معمولاً ناپایا هستند، اختلاف *ARDL* و *Asymmetry* زمانی گذشته باید در مدل به کار روند. بهمنی مدل زیر را پیشنهاد می کند:

$$RM_t = a + bY_t + cInf_t + dEX_t + e_t \quad (8)$$

که RM تقاضای پول واقعی، Y تولید ناخالص داخلی واقعی، Inf نرخ تورم و EX نرخ برابری دلار با ریال تعریف شده است. در این مدل درجه همگرایی کلیه متغیرها باید تعیین شوند. روش معمولی برای این کار آزمون دیکی- فولر است.

بهمنی ادعا می کند که به استثنای نرخ رسمی ارز که تقریباً در بیشترین مقدار از دوره زمانی مورد بررسی دارای مقدار ثابتی بوده است، سایر سربهای زمانی به دلیل وجود انقلاب اسلامی در حول و حوش ۱۳۵۷ دارای یک شکست ساختاری می باشند. لذا ایشان برای نرخ رسمی ارز آزمون ADF را به کار می برد. همچنین برای سایر متغیرهای مدل از آزمون پرون (۱۹۸۹) از نوع تعدیل شده آن به منظور شکست ساختاری استفاده می کند. نتیجه این است که تمام متغیرهای مدل ناپایا هستند. به این ترتیب با به کار بردن اولین اختلاف متغیرها نویسنده به عوامل پایا می رسد.

اسماعیل نیا (۱۳۷۵) تقاضای پول را تخمین زده است. در مدل او سه متغیر GDP ، نرخ انتظاری تورم و نرخ ارز در بازار آزاد وجود دارد، که اولی متغیر مقیاس و دوتای دیگر هزینه فرصت نگه داری پول را نشان می دهد.

او اظهار می دارد که مناسبترین تئوری تقاضای پول تئوری فریدمن می باشد. اسماعیل نیا توجیه می کند که مهمترین متغیر برای اندازه گیری ثروت تولید ناخالص داخلی است. زیرا سرمایه نیروی انسانی شامل ارزش فعلی درآمد حال و آینده نیروی کار است. او مدل زیر را پیشنهاد می کند:

$$(M1/p)_t = a_0 + \alpha_1 (M1/P)_{t-1} + a_2 GDP_t + a_3 Ext_t + \alpha_4 Inf^*_t \quad (9)$$

که عبارت است از تقاضای واقعی $M1$ ، Ext نرخ ارز، Inf نرخ مطلوب تورم و تمام متغیرها بر حسب لگاریتم مقادیرشان در نظر گرفته شده اند. از آن جا که نرخ مطلوب تورم قابل مشاهده نیست، *ARDL* و *Asymmetry* برای نرخ واقعی اسماعیل نیا از دو مدل انتظارات تطبیقی و فرآیند خود بازگشت استفاده می کند. بر اساس مدل انتظارات تطبیقی، سرعت تعدیل تورم مساوی ۰/۷۴۵ می باشد.

توکلی (۱۳۷۵) با استفاده از داده های فصلی در دوره زمانی ۱۳۵۱-۱۳۷۵ *Archive of SID* را تخمین زده است. متغیرهای توضیحی مدل شامل تولید واقعی و نرخ تورم است. از آن جا که اطلاعات فصلی تولید وجود ندارد توکلی با استفاده از روش لیس من و سندی (۱۹۶۴) داده های سالانه را به فصلی تبدیل کرده است، و از سریهای زمانی و هم جمعی استفاده کرده است. آزمون ریشه های واحد نشان می دهد که MI و تولید $I(1)$ و تورم $I(0)$ است. نتایج آزمون حداکثر راست نمایی روش جوهرن سن (۱۹۸۸) نشان می دهد که بین پول و متغیرهای تعیین کننده آن فقط یک بردار هم جمعی وجود دارد. کشش بلند مدت پول نسبت به تولید برابر 0.106 می باشد و رقم مشابه برای تورم مساوی 0.675 است. گرچه این دو مقدار دارای علامت سازگار با تئوری است اولین رقم پایین و دومین رقم بسیار بالاست. کار توکلی در ارتباط با تبدیل داده های سالانه به فصلی، رگرسیون، هم جمعی و تحلیل نتایج تخمین دارای سه اشکال اساسی است:

۱- در رابطه با مشکل تبدیل اطلاعات، او از روش لیس من و سندی (۸۸: ۱۹۶۴) استفاده کرده است. اما از آن جا که براگ من (۱۹۹۵) اظهار می دارد: این روش خیلی اصولی و سیستماتیک نیست، توکلی از بخشهای تولید از قبیل نفت، کشاورزی، صنعت و خدمات استفاده نکرده در حالی که اطلاعات آنها موجود است. به علاوه توکلی دچار اشتباه در محاسبه داده ها شده و این اشتباه باعث شده که داده های فصلی را نسبت به داده های صحیح چهار برابر بزرگتر به دست آورد. زیرا او در مقاله مزبور X را با X اشتباه گرفته است در حالی که $X = \frac{1}{4} X$ به عنوان مثال ارقام تولید برای چهار فصل سال ۱۳۵۰ را به ترتیب 6931.6 ، 7157.4 ، 7440.4 ، 7780.6 میلیارد ریال به دست آورده که مجموعاً 29310 میلیارد ریال می شود در حالی که رقم رسمی منتشر شده (7327.5 میلیارد ریال) یعنی دقیقاً $\frac{1}{4}$ مقدار محاسبه شده در پایان نامه آقای توکلی است.

۲- دومین اشکال این مطالعه در استفاده از آزمون هم جمعی است. از آن جا که تورم در محاسبات ایشان یک متغیر پایاست نباید این متغیر در رگرسیون هم جمعی وارد شود، در حالی که او چنین کاری کرده است.^۲

۳- سومین اشکال به ضرایب تقاضای پول مربوط می شود. از آن جا که داده های محاسبه شده در کار

توکلی چهار برابر بزرگتر از داده های واقعی GDP است ، در نتیجه این اشکال بر تخمین ضرایب تولید تورم تأثیر می گذارد.^۱

پسران (۱۹۹۸) با استفاده از داده های سالانه و در دوره زمانی ۱۳۴۰-۱۳۷۶ تقاضای سرانه 'M2 را با استفاده از ADL (مدل توزیع شده خود بازگشت تأخیری) تخمین زده است. متغیرهای توضیحی در این مطالعه درآمد سرانه واقعی به قیمت های بازار در سال ۱۳۶۱ و نرخ تورم می باشند. درجه تأخیر در این مدل برابر یک است. نتایج تخمین نشان می دهد که علامتهای ضرایب سازگار با تئوری و مقادیر به لحاظ آماری معنی دارند. کششهای درآمدی و تورم به ترتیب ۱/۸۵ و ۱/۷۱- می باشند. آن گاه پسران به تخمین مدل برای دوره زمانی پس از انقلاب (۱۳۵۸-۱۳۷۶) پرداخته و نتایج دو دوره را بایکدیگر مقایسه می کند.

اولین دستاورد این مقایسه وجود یک شکست ساختاری در تقاضای پول است. دومین دستاورد این است که کشش درآمدی تقاضای پول در بلند مدت در دوره پس از انقلاب دارای مقدار عددی پایین است. پسران معتقد است که این رقم پایین حاکی از پایین بودن بالقوه رشد اقتصاد بوده و این که مقامات پولی کشور از طریق کنترل عرضه پول توانایی زیادی برای مهار فشارهای تورمی ندارند. همچنین نتایج بررسی نشان می دهد که پس از انقلاب اثر تورم بر تقاضای پول کاهش یافته و نرخ های رشد نقدینگی در دوران پس از انقلاب نسبت به پیش از انقلاب از اثر تورمی بیشتری برخوردار بوده است.

مرادی (۲۰۰۰) با استفاده از اطلاعات سالانه و در دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۷۵ تقاضای سرانه پول را هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت تخمین زده است. متغیرهای وابسته 'او' M2، درآمد سرانه واقعی و پایه پولی سرانه است و متغیرهای توضیحی تولید سرانه بر اساس قیمت های ۱۳۶۹، متغیر مجازی انقلاب (D1۳۵۷) و نرخ تورم انتظاری است. برای همه متغیرها به جز تورم از لگاریتم مقادیر آنها استفاده شده است. مرادی از سری های زمانی و هم جمعی استفاده کرده است. برای به دست آوردن درجه همگرایی از آزمون ADF و آزمون پرون استفاده کرده و از طریق هر دو آزمون به نتایج یکسان رسیده است. تورم در مطالعه مرادی (۰) I و سایر متغیرها (۱) I می باشد.

در مطالعه مرادی دو اشکال ذیل به نظر می رسد:

Archive of SID

۱- در مدل $Y_i = a_0 + a_2 \times X_i + u_i$ اگر با استفاده از روش OLS ما ضریب X_i را تخمین بزنیم مقدار آن برابر است با $\frac{\sum(x_i y_i)}{\sum x_i^2}$ که X_i و y_i انحراف از میانگین X و Y هستند.

یک- در رابطه با آزمون هم جمعی، به دلیل این که تورم انتظاری را (SID) در زمره این متغیر را نباید همراه با متغیرهای (۱) I در رگرسیون هم جمعی وارد کند در حالی که این کار را کرده است.^۱

دو- در ارتباط با مدل‌های تصحیح خطا که چه تولید سرانه یک متغیر توضیحی است اما پژوهشگر این متغیر را از مدل خود خارج کرده است.^۲

۳- برخی از نکات مهم در این بخش

این بخش تصویر مشروحي از تحقیقات تجربی تقاضای پول در اقتصاد ایران ارائه کرده است که برخی از گونه‌های عام این مطالعات به قرار زیرند:

الف- به رغم بررسیهایی که در کشورهای توسعه یافته صورت می‌گیرد که نرخ بهره به عنوان متغیری است که نمایانگر هزینه فرصت نگه داری پول می‌باشد در مطالعات مربوط به اقتصاد ایران متغیر مناسب نرخ تورم است.

ب- همه پژوهشگران مدل تقاضای پول را تک معادله‌ای به کار برده‌اند.

پ- اکثر پژوهشگران به منظور توضیح مقادیر فعلی تقاضای پول از متغیر تأخیری وابسته استفاده کرده‌اند.

ت- مجموعه داده‌ها در این بخش دوره‌های زمانی مورد مطالعه را حداکثر تا سال ۱۳۷۹ در بر می‌گیرد. اکثر پژوهشگران از داده‌های سالانه استفاده کرده‌اند و اندکی از آنان داده‌های فصلی را به کار برده‌اند.

ث- غالب پژوهشگران در مدل‌های خود از آزمون ریشه واحد استفاده کرده‌اند و چون متغیرهای کلان اقتصادی در ایران دارای ریشه واحد هستند این نکته اهمیت استفاده از آزمون‌های هم جمعی را در مدل‌های تقاضای پول ثابت می‌کند.

ج- تقریباً همه پژوهشگران برای پیدا کردن مشکل خود همبستگی بین جملات اختلال از آماره دوربین- واتسن یا کوکران- اورکات استفاده کرده‌اند اما برای آزمون هم جمعی از این آماره استفاده نکرده‌اند.^۲

۱- چنان www.SID.ir نشان می‌دهد پیش از تخمین ضرایب به وسیله OLS آزمون ریشه‌های واحد ضروری است.

۲- آزمون CIDW - برای توضیح بیشتر به بانرجی و دیگران (۱۹۹۳) مراجعه کنید.

در مدل انتخابی این بررسی از دو مطالعه^۱ بهمینی اسکوتی (۱۹۹۶) و رودر (۱۹۹۹) استفاده شده است. به عبارت دیگر سه متغیر توضیحی از مدل بهمینی اقتباس گردیده است. متغیردیگر از مدل رودر برگرفته شده است. ایشان نرخ بازدهی قیمت طلا را به عنوان شاخص مهم^۲ نشان دهنده تورم در کشورهای افریقای غربی در مدل خود آورده است. نگارنده نرخ بازدهی ماشین سواری را به کار برده است، چنان که او نرخ بازدهی طلا را به کار برده است. متغیر تورم در دوره زمانی مورد مطالعه^۳ همانند کالاهای بادوام از قبیل ماشین سواری سعودی و دارای یک روند مشترک است. چنان که گتک (۱۹۹۵) در صفحه ۲۵ خاطر نشان ساخته است در کشورهای در حال توسعه دارندگان ثروت تمایل دارند که پول خود را یا به صورت نقد و یا به صورت داراییهای مالی واقعی از قبیل ساختمان یا سایر کالاهای بادوام نگه داری کنند. از این رو نرخ بازدهی ماشین برای توضیح تغییرات تقاضای پول می تواند مفید واقع شود و در مدل تقاضای پول وارد شود. بنابراین مدل انتخابی در این بررسی یک معادله ای بوده و معادله تقاضای پول نامیده می شود.

متغیرهای توضیحی در این معادله عبارتند از تولید ناخالص داخلی به قیمتهای ثابت، تورم نرخ بازدهی دلار و نرخ بازدهی ماشین سواری.

۳-۱-GDP

یکی از متغیرها در بین عوامل مؤثر بر تقاضای پول، حجم مبادلات است. محاسبه این متغیر آسان نیست. برخی از صاحب نظران، سیلورا^۱ معتقدند که میزان فروش، نشان دهنده حجم مبادلات است، در حالی که عمادزاده (۱۹۹۰)^۲ پیشنهاد می کند برداشت از حسابهای جاری در تابع تقاضای پول می تواند نشان دهنده حجم مبادلات باشد. ناظم زاده (۱۹۸۳) به صادرات غیرنفتی اشاره می کند و لاهییری (۱۹۹۱) تولیدات صنعتی را در تابع تقاضای پول به کار برده است. ارنگو و نندیری (۱۹۸۱) درآمد دائمی را به عنوان جایگزینی برای حجم مبادلات به کار برده اند. ولی به دلیل این که از متغیرهای مذکور داده کافی در دست نبوده برای توضیح دادن حجم مبادلات از تولید ناخالص داخلی استفاده

Archive of SID

شده است.

این روش سه مشکل را به همراه دارد که به قرار زیر می‌باشند:

- ۱- این متغیر حجم کالاهای واسطه‌ای را در نظر نمی‌گیرد.
 - ۲- این متغیر تنها ناظر به کالاهایی است که تولیدکنندگان می‌سازند ولی هنوز مبادله نشده و تقاضای پولی برایش صورت نگرفته است.
 - ۳- این متغیر حجم قرضه‌های مبادله شده را منعکس نمی‌سازد.
- البته مانند نوفرستی (۱۳۷۴) باید فرض کرد که تولید ناخالص داخلی (GDP) با حجم مبادلات متناسب است و این فرض اجازه می‌دهد که از GDP به جای حجم مبادلات در تابع تقاضای پول استفاده شود.
- نکته دیگر در این رابطه این است که هم GDP واقعی و هم اسمی موجود است و در این تحقیق از GDP واقعی استفاده شده است. البته این برگرفته از یک نظریه اقتصادی نیست، بلکه به این دلیل است که چنان که مینس کی (۱۹۸۶)^۱ ادعا می‌کند این یک نظریه سستی است که در زمانی که توهم پولی^۲ وجود ندارد می‌توان از GDP واقعی استفاده کرد. بدیهی است که عامل تعیین کننده تقاضای پول که واکنش کارگزاران اقتصادی است به مقدار اسمی پول بستگی ندارد. آنها فقط به مقادیر واقعی مانند کالا استراحت و تلاش^۳ توجه دارند.

۴-۳- تورم

در اقتصاد ایران متغیری که می‌تواند هزینه فرصت پول را توضیح دهد به جای نرخ بهره، نرخ تورم است. این ادعا چند دلیل دارد: اولاً بازارهای مالی در ایران توسعه یافته نیست^۴. دلیل دوم این است که نرخ بهره در ایران توسط بانک مرکزی و براساس نرخ بهره در دوره زمانی قبل تعیین می‌شود و این نرخ در یک فاصله زمانی نسبتاً طولانی ثابت در نظر گرفته می‌شود.

1) Minsky, 1986: 227

2) money illusion

۳- رجوع کنید به (Minsky (1983 و Hahn (1984).

۴- کشورهای توسعه یافته از نرخ بهره استفاده می‌کنند. مثلاً آرنگو و ندیری (۱۹۸۱) در کانادا، امریکا، انگلستان و آلمان نرخ بهره خارجی و *SID* و *SID* محو شده و داده برآورد شده اند، بهمنی اسکویی (۱۹۹۱) در بریتانیا نرخ بهره را در مدل تقاضای پول به کار برده است. هافر و جانسن (۱۹۹۱) از نرخ بهره در سپرده‌های کوتاه مدت استفاده کرده است و بالأخره اریکسون و همکارانش (۱۹۹۸) نرخ بهره در سپرده‌های بلند مدت را به کار برده اند.

ثالثاً بهره بانکی در اقتصاد ایران به خصوص پس از انقلاب اسلامی *Archive of SID* نسبت به نرخ تورم در طول جنگ تحمیلی هشت ساله به دلیل حرمت ربا نرخ بهره غیر قانونی بود و در سال ۱۳۶۲ یک تغییر اساسی در سیستم بانکی به وجود آمده است.

رابعاً مرادی (۱۹۹۹) در یک بررسی نظری ادعا کرده است که به جای نرخ بهره تورم عامل مؤثر بر حجم پول می باشد.

نکته پایانی این که به دلیل جذاب تر بودن داراییهای مالی در مقابل داراییهای پولی معمولاً پژوهشگران از شاخص قیمتها (CPI) و یا تورم در مدل تقاضای پول استفاده کرده اند.

در حقیقت اثر تورم بر تقاضای پول توسط بسیاری از پژوهشگران اثبات گردیده که در این جا به برخی از آنان اشاره می گردد. گر فین کل (۱۹۸۹) ادعا می کند که به دلیل این که ارزش پولی داخلی در شرایط تورمی دائماً رو به کاهش است، تقاضای پول داخلی کم می شود. جانسن (۱۹۸۴) خاطر نشان می سازد که وقتی سطح قیمت ها افزایش می یابد هزینه های دولت نیز بالا می رود در نتیجه تولید ناخالص داخلی افزایش می یابد، یعنی سطح تقاضای پول بستگی به هزینه ها و درآمدهای دولت دارد.^۱

اگر تغییرات هزینه بیشتر از تغییرات درآمد باشد، تولید و در نتیجه تقاضای پول افزایش خواهد یافت و وقتی تغییرات هزینه کمتر از تغییرات درآمد باشد تولید و در نتیجه تقاضای پول هر دو کاهش خواهد یافت.

۴-۴- تغییرات نرخ ارز

بدیهی است در یک اقتصاد باز مانند ایران که بسیاری از کالاها با دلار خریداری می شوند نرخ بازدهی دلار بر تقاضای پول مؤثر است. از آن جا که پس از انقلاب اسلامی (۱۳۵۷)، نرخ تورم داخلی نسبت به نرخ بهره خارجی سریعتر افزایش می یافت مردم به دلیل حفظ قدرت خریدشان ترجیح می دادند که دارایی خود را به جای پول داخلی به صورت دلار نگه داری کنند. به علاوه از سال ۱۳۷۹ مردم می توانند حساب دلاری باز کرده و حتی بهره هم به آن تعلق می گیرد. (این مسأله طبق مقررات بانکی یک عمل قانونی است).

www.SID.ir

۱- برای اطلاع بیشتر رجوع کنید به ناظم زاده (۱۹۸۳)، دو مروتیز و البادوی (۱۹۸۷)، لاهیری (۱۹۹۱)، امیر شرفی (۱۳۷۰)، و عمادزاده (۱۳۶۹)

چنان که بهمنی اسکوئی (۱۹۹۶) ادعا می‌کند در کشورهایی که باز SD در دوره $1970-1980$ دلار بر تقاضای پول کم اثر است، برعکس تأثیر نرخ آزاد ارز بر تقاضای پول تعیین‌کننده است. براساس تحقیق نوفرستی (۱۹۷۴) و نیز لیم و دیکسون (۱۹۹۱) وقتی قیمت دلار افزایش می‌یابد تقاضای پول کاهش می‌یابد. برخی از صاحب نظران (مانند نوفرستی ۱۹۷۴) در صفحه ۲ از مقاله خود ادعا کرده است که نرخ ارز بر تقاضای پول تأثیر مثبت داشته و اظهار می‌دارد که دلار نوعی هزینه فرصت پول است. بنابراین مردم به تغییرات قیمت دلار توجه کرده، آن‌گاه تصمیم می‌گیرند که چقدر پول تقاضا کنند.

۴-۵- نرخ بازدهی قیمت ماشین

چنان که بهمنی اسکوئی (۱۹۹۶) اظهار می‌دارد در طول دوره تورمی شدید (۱۳۵۸-۱۳۷۴) در ایران مردم بورس ماشین نو و دست دوم را رونق دادند. معمولاً در بخش کوچکی از جمعیت ایران بورس ماشین رایج بود. در ایران ماشین نه فقط یک کالای مصرفی بلکه یک کالای سرمایه‌ای نیز محسوب می‌گردد، زیرا اولاً درصد قابل توجهی^۱ از مردم از ماشین به عنوان تاکسی استفاده می‌کنند، ثانیاً سرعت نقد شدن سایر داراییها از قبیل ساختمان، زمین و سکه و طلا مانند ماشین نیست^۲. همچنین وارد کردن متغیرهای بیشتر (مانند زمین و طلا) در مدل تقاضای پول باعث پیدا شدن هم خطی بین ضرایب متغیرهای مربوط شده و این مسأله باعث افزایش واریانس پارامترهای تخمین زده شده در مدل می‌گردد. به این جهت نرخ بازدهی ماشین سواری به عنوان نماینده مناسب کالاهای بادوام در مدل تقاضای پول به کار برده شده است. این نرخ به معنای تفاضل قیمت ماشین سواری در دوره جاری از مقدار مشابه در دوره زمانی قبل می‌باشد.

۴-۶- مدل تقاضای پول در این تحقیق

با توجه به یافته‌های بررسیهای تجربی گذشته و نیز مباحث نظری در این فصل مدل تقاضای پول به

۱- بین ۳۰ تا ۴۰ درصد ماشین‌ها در مراکز استان و سائط نقلیه به صورت پاره وقت به عنوان تاکسی استفاده می‌شود. همچنین مؤمنی (۱۳۷۱) ادعا می‌کند که در تهران؟ درصد تا سیها اتومبیل شخصی هستند که این نکته حاکی از این است که بورس ماشین در اقتصاد ایران بسیار قابل توجه است.

۲- سایر داراییها کالاهای مصرفی محسوب می‌شوند در حالی که ماشین یک کالای سرمایه‌ای است.

Archive of SID

صورت زیر بیان می گردد:

$$(M/p)_t = a_0 + a_1 RGDP_t + a_2 Inf_t + a_3 REX_t + a_4 RCar_t + u_t \quad (10)$$

که M/P پول واقعی (اعم از $M1$ و $M2$) است، $RGDP$ تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت، Inf تورم، REX و $Rcar$ به ترتیب نرخ تغییر قیمت ارز و ماشین سواری می باشند.^۱ این معادله برای توضیح فرآیند تقاضای پول در ایران به کار می رود. حجم پول و تولید به صورت لگاریتم (و گاهی فقط حجم پول به صورت لگاریتم) بوده ولی از سایر متغیرها لگاریتم گرفته نمی شود، زیرا اعداد منفی لگاریتم تعریف شده ندارند.

۵- تحلیل داده های مدل

ابتدا باید آزمون دیکی - فولر و یا دیکی - فولر تکمیل شده را برای متغیرهای موجود در مدل انجام داد تا پایایی و ناپایایی متغیرها بررسی شود. برای این منظور نخست تعداد مناسب تأخیر را برای هر متغیر به طور جداگانه به دست آورده و آن گاه آزمون پایایی انجام می شود. در صورتی که متغیری ناپایا باشد همین آزمون را برای اولین اختلاف آن از مقدار دوره زمانی قبل، مجدداً انجام داده و نتیجه این آزمون در جدول (۲) گزارش شده است. این جدول نشان می دهد که متغیرهای نرخ بازدهی ماشین و نرخ ارز پایا بوده و تولید و حجم پول و نقدینگی و تورم ناپایا می باشند.

۶- تخمین ضرایب مدل (روابط بلند مدت)

با استفاده از نرم افزار مایکروفیت (Microfit) تخمین زنده های دو مدل $M1$ و $M2$ محاسبه شود. براساس معیارهای اکایک (Akaike)، شوارز (Schwarz Bayesian) حداکثر تأخیر در حجم پول واقعی و نقدینگی واقعی ۴ می باشد. نتایج مدل خود بازگشت توزیعی تأخیری (ADL) در معادلات (۱۱) و (۱۲) نشان داده شده است:

۱- رجوع کنید به سیلور (۱۹۷۳) صفحه ۱۳۵.

۲- به منظور نشان دادن تعدیل بویا در کوتاه مدت باید جمله تصحیح خطا را نیز به متغیرهای مدل افزود.

جدول (۲) آزمون دیکی- فولر و دیکی- فولر تکمیلی *SID* Archive of

متغیر	مقدار محاسبه شده	سطح اعتماد ۹۵٪	سطح اعتماد ۹۹٪	ثابت	روند	تعداد وقفه	نتیجه
Rcar	-8.47	-2.91	-3.56	*	-	0	S
Rex	-6.33	-2.90	-3.54	*	-	10	S
RM2	-2.40	-3.48	-4.11	*	*	0	NS
RM2	-2.53	-2.91	-3.54	*	-	0	NS
DRM2	-7.48	-2.91	-3.55	*	-	0	S
GDP	-1.79	-3.48	-4.12	*	*	4	NS
GDP	-0.88	-2.91	-3.54	*	-	4	NS
DGDP	-4.01	-2.91	-3.54	*	-	3	S
Inf	-2.33	-2.91	-3.57	*	-	4	NS
D4Inf	-2.83	-2.91	-3.57	*	-	10	NS
DD4Inf	-4.19	-2.91	-3.57	*	-	7	S
RM1	-2.82	-3.48	-4.12	*	*	4	NS
DRM1	-7.34	-2.91	-3.54	*	-	0	S

* Stands for existence of constant or trend

$$\widehat{RM1} = -0.04 t + 0.38 GDP - 0.19 Inf \quad (11)$$

$$\widehat{RM2} = 3.07 + 0.29 GDP - 0.03 Inf \quad (12)$$

چنان که این تخمینها نشان می دهند علامت تولید در هر دو مدل مثبت و سازگار با تئوری است.

ضریب تورم در هر دو مدل منفی بوده و این به معنای آن است که در شرایط تورمی قدرت خرید پول کاهش می یابد. www.SID.ir پول ننگه نمی دارند. البته مقدار این ضریب در مدل نقدینگی واقعی بسیار پایین است در حالی که مدل حجم پول واقعی تر به نظر می رسد.

Archive of SID

۶-۱ - تخمین ضرایب مدل (روابط کوتاه مدت)

چنان که هریس (۱۳۳: ۱۹۹۵) بیان می کند علاوه بر روابط بلند مدت (که با مدل هم جمعی به دست می آید). به منظور تعدیل رفتار متغیرهای اقتصادی لازم است اطلاعاتی را از رفتار مدل در بلندمدت گرفته و آن را برای تخمین تابع در کوتاه مدت استفاده کنیم. در این تحقیق روش عام به خاص هندری اقتباس شده است تا بتوان به یک مدل تصحیح خطا رسید. در این مدل ابتدا تعداد تأخیرهای لازم را برای هر متغیر محاسبه کرده و آن گاه متغیرهایی که از لحاظ آماری معنی دار نیستند را از مدل حذف کرده و نتایج تخمین در جدول زیر منعکس شده است:

جدول (۳) مدل تصحیح خطا برای حجم پول

متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	مقدار T	کران پایین	کران بالا
DRM1 _{t-1}	-0.5255	0.0875	-6.003	-0.6971	-0.3539
DRM1 _{t-2}	-0.7408	0.0723	-10.245	-0.8826	-0.5991
DRM1 _{t-3}	-0.6014	0.1020	-5.894	-0.8015	-0.4014
Constant	-0.1245	0.0098	-12.699	-0.1438	-0.1054
Dinf	0.0039	0.0010	3.780	0.0019	0.0059
Dinf _{t-1}	0.0386	0.0038	10.169	0.0312	0.0461
Dinf _{t-2}	0.0277	0.0024	11.339	0.0230	0.0326
Dinf _{t-3}	0.0134	0.0019	6.921	0.0096	0.0172
DGDP _{t-2}	0.4747	0.1550	3.062	0.1709	0.7786
Rex _{t-2}	0.0811	0.0380	2.135	0.0066	0.1557
Rcar _{t-1}	0.0754	0.0296	-2.543	-0.1336	-0.0173
Rcar _{t-3}	-0.0674	0.0264	-2.5551	-0.1192	-0.0156
CRm1 _{t-1}	-0.2071	0.0158	-13.092	-0.2382	-0.1762

$$R^2 = 0.94 \quad \sigma = 0.020$$

RSS = 0.015 for 13 variables and 57 observations,

Diagnostic tests:

$$\chi_n^2(2) = 2.58 [0.275]$$

www.SID.ir

$$F_{ar}(4,40) = 0.436 [0.781]$$

$$F_{in}(13,44) = 56.98 [0.00]$$

$$F_{het}(24,19) = 1.012 [0.495]$$

$$F_{arch}(4,36) = 0.643 [0.635]$$

متغیرهای این جدول به ترتیب اختلاف حجم پول واقعی از ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴ (به ترتیب) است، اختلاف تورم و اولین و دومین تأخیر این متغیر، اختلاف تولید از دومین فصل، نرخ ارز در دوره قبل، نرخ بازدهی ماشین سواری در اولین و سومین فصل تأخیری و بالاخره متغیر تصحیح خطا می‌باشند. همه ضرایب در سطح ۰/۹۵ معنی دار می‌باشند. همچنین ضرایب متغیر وابسته تأخیری مقدار بالایی دارد (به ترتیب ۰/۷۴، ۰/۶۰ و ۰/۶۰). یعنی بین ۵۰ تا ۷۵ درصد از رشد حجم پول در دوره‌های زمانی قبل در کوتاه مدت بر تعداد جاری این متغیر تأثیر می‌گذارد. به علاوه فاصله اطمینان نشان دهنده اهمیت بالای این متغیرهاست.

ضرایب تورم در دوره‌های جاری و دوره‌های قبل بسیار پایین هستند. بنابراین نرخ تغییر تورم بر DRMI در کوتاه مدت حداکثر ۳ درصد بوده و قابل توجیه نیست.

در رابطه با تولید باید گفت این متغیر بر پول موثر نبوده اما مقادیر دو فصل تأخیری تولید بر حجم پول موثر است. سطر نهم جدول نشان می‌دهد که مقدار عددی ضریب DGDP در دو دوره قبل ۰/۴۷ می‌باشد یعنی پس از شش ماه هر یک درصد افزایش در تولید موجب نیم درصد افزایش در حجم پول می‌شود. آن جا که فاصله اطمینان برای این متغیر صفر را در بر نمی‌گیرد این متغیر از لحاظ آماری دارای اهمیت است.

در رابطه با نرخ ارز باید گفت این متغیر در دوره جاری بر حجم پول موثر نیست ولی با دو فصل تأخیر بر حجم پول تأثیر می‌گذارد، زیرا ضریب آن دارای اهمیت است. مشابه این مسأله را برای بازدهی نرخ ماشین در تأخیر اولین و سومین دوره زمانی مشاهده می‌کنیم (سطرهای یازدهم و دوازدهم جدول). آخرین متغیر جمله تصحیح خطاست که هم دارای مقدار منفی و هم قابل توجه (۰/۲۱-) می‌باشد یعنی ۲۱ درصد از عدم تعادل حجم پول در هر دوره زمانی در دوره بعد تصحیح می‌گردد.

۷- نتیجه گیری

در رابطه با مطالعات موجود اقتصاد ایران نقاط ضعفی وجود دارد که در این جا شایان ذکر است.

الف- هیچ یک از پژوهشگران از نرخ بازدهی کالاهای بادوام در مدل تقاضای پول استفاده نکرده که این نقص بزرگی است.

ب- برخی از مطالعات از روشهای سنتی اقتصاد سنجی استفاده کرده که پایایی داده‌های موجود در

مدل را فرض ضمنی می‌گیرد. در حالی که اکثر بررسیهای جدید روی *ARDL* *اقتصاد ایران* نتیجه رسیده اند که این متغیرها در سطوح خود ناپایا هستند. بنابر این بحث سریهای زمانی وهم جمعی در اقتصاد ایران باید مد نظر قرار گیرد.

پ- وقتی که بازارهای مالی ناکارا باشند داراییهای پولی به عنوان هزینه فرصت نگه داری پول نمی تواند بر بازار پول تأثیر گذار باشد، در حالی که برخی از پژوهشگران از این نکته غفلت ورزیده اند. نرخ بهره مثالی از این مورد است. حتی برخی از آنان از نرخ رسمی بهره در مدل خود استفاده کرده اند.

ت- همه پژوهشگران به جز بهمنی - اسکوئی و اسماعیل نیا دارای مدلی فاقد نرخ ارز به عنوان یک متغیر توضیحی هستند، در حالی که ایران دارای یک اقتصاد باز بوده ودولت کالاهای مورد نیاز مردم را از خارج وارد کرده ولذا نرخ ارز یک عامل مهم در اقتصاد پولی است.

ث - علی رغم بسیاری از نکات مثبت در بررسیهای انجام شده در مورد اقتصاد ایران برخی نقاط ضعف نیز وجود داشته که در این بررسی آمده است. آنها به قرار زیر می باشند.

متغیر نابجا در مدل (نگاه کنید به عماد زاده (۱۹۹۰) و بهمنی اسکوئی (۱۹۹۶))

اشتباه در محاسبه داده ها (نگاه کنید به توکلی: ۱۹۹۶)

اشتباه در مدل سازی هم جمعی (نگاه کنید به توکلی: ۱۹۹۶ و مرادی: ۲۰۰۰)

اشتباه در تحلیل پارامترهای تخمین زده شده (رجوع شود به توکلی: ۱۹۹۶).

ج- تحلیل اطلاعات متغیرهای ما در مدل نشان می دهد که حجم پول، نقدینگی تولید و تورم $I(1)$ ، و نرخ های بازدهی ارز و ماشین سواری پایا می باشند.

چ- روش ADL نشان می دهد که هم در مدل حجم پول و هم در مدل نقدینگی یک رابطه بلند مدت بین این متغیر با متغیرهای تولید و تورم وجود دارد.

www.SID.ir
تصحیح خطا نیز کاملاً معنی دار می باشد.

- اسماعیل نیا - ۱۳۷۵ - برآورد خلق پول با به‌کارگیری تخمین تابع تقاضای پول در اقتصاد ایران - دانشگاه تهران - پایان‌نامه 'کارشناسی ارشد'
- عمادزاده - ۱۳۶۹ - مدل بهینه تقاضای پول در اقتصاد ایران و ارتباط آن با سیاستهای پولی - تهران - پایان‌نامه دکتری
- نوفروستی - ۱۳۷۴ - رابطه بین تقاضای پول - نرخ ارز و نرخ بهره - برنامه و توسعه - ش ۱۱ - صفحه ۱ - ۱۴

Arango, S., and Nadiri, M.I. (1981) "Demand for money in open economies", *Journal of Monetary Economics*, 7: 69-83.

Bahmani-Oskooee, M. (1996) "The Black Market Exchange Rate and Demand for Money in Iran" *Journal of Macroeconomics*, 18(1): 171-176.

Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J.W., and Hendry, D.F. (1993) "Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary data", New York, Oxford University Press.

Bruggeman, A. (1995) "Disaggregating annual real GDP data into quarterly figures" Report 95/331, NOB. 1995, universitaire faculteiten St-Ignatias, Prinsstraat 13-13 2000 Antwerpen.

Friedman, M. (1956) "The quality theory of money: A restatement, in Friedman, M(ed), studies in the quantity theory of money", The university of Chicago press, Chicago. 67(6): 327-351.

Friedman, M. (1959) "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results", *Journal of Political economy*, 67/6: 327-351.

Garfinkel, M.R. (1989) "What is an acceptable rate of inflation? A Review of the issues" *Economic Review of Federal Reserve Bank of st.* 71(4): 3-15,

Louis, *Archive of SID*

- Ghatak, S. (1995)** "Monetary Economics in Developing Countries", UK, Macmillan press, second edition.
- Goldfeld, S. M. (1973)** "The demand for money revisited" *Brooking Papers on Economic Activity*, 3: 577-638.
- Harris, R.I.D. (2003)** "*Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling*", UK, Hall/Harvester Wheatsheaf.
- Johansen, S. (1988)** "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12: 231-254.
- Johansen, S. & Jeselius, K. (1990)** "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- Johnston, J. (1984)** "*Econometric Methods*", Third Edition, Singapore; Mcgroaw-Hill.
- Lahiri, A.K. (1991)** "Money and Inflation in Yugoslavia" *IMF Staff Papers*, 38(4): 751-788.
- Lim, C. Y. and Dixon, (1991)** "Development and Undevelopment", Longman Singapore Publishers.
- Lismon, J. H. C., and Sandee, J., (1964)** "Derivation of Quarterly Figures from Annual Data" *Applied Statistics*, XIII, 2: 87-90.
- Minsky, Hyman P. (1986)** *Stabilizing an unstable economy*. New Haven, London, Yale University Press.
- Moradi, M. A. (2000)** "*Dynamic Modeling of Inflation in a small open Country: The case of Iran*", The University of Liverpool, Ph.D. Thesis.
- Nazemzade, A. (1983)** "*Demand for money in developing countries cases*

Archive of SID
of Iran, Nigeria and Venezuela” The Florida State Univ. Ph.D. Thesis.

Perron, P., (1989) The Great Crash, The Oil price shock, And the Unit root Hypothesis”, *Econometrica* **57(6)**: 1361-1401

Pesaran, H., (1998) Economic Trend and Macroeconomic Policies in Post-Revolutionary Iran, *DAE Working Paper*, No. 9818

Reinsel, G. C. & Ahn, S.K. (1988) “Asymptotic Distribution of the Likelihood Ratio Test for Cointegration in the Nonstationary Vector Ar Model”, Technical Report, University of Wisconsin, Madison, in Reimers (1992).

Rother, P.,C., (1999), “Money Demand in the west African -the problems of aggregation” , *Journal of African Economies*, 8(3): 422-47.

Silveria, A.M. (1973) “The Demand for Money the Evidence from The Brazilian Economy” *Journal of Money, Credit and Banking*, 5: 113-40.

Tavakkoli, A. (1996) “Causes of Inflation in The Iranian Economy 1972-1990” University of Nottingham, Ph.D. Thesis.

Thomas, R.L., (1997) “Modern Econometrics an Introduction” www.SID.ir Anderson Wesley Longman.