دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان
سال چهاردهم ،شماره ۲(زمستان ۱۳۸۱)

برآورد رابطه تعادلی وبلند مدت سطح عمومی قیمتها وآزمون خنثایی پول (در ایران)

دکتر محسن رنانی *
علی پناهی **

چکیده

تورم، سطح اطمینان در جامعه را مخدوش، تضـاد طبقـاتی را تشـدید، ورود سـرمایه بـه دایـره سوداگری را تسهیل، تخصیص منابع را ناکارا و بطورکلی اقتصاد را فلج میکند. زائیده طبیعی تـورم دو رقمی در بلندمدت بحرانهای اقتصادی و تشنجات اجتماعی است و از این رهـگذر حتـی سرنوشـت حکمرانان را نیزرقم میزند. واقعیت این است که عوامل متعددی تحت تقسیم‌بندیهای مختلـف (تـورم پولی، تورم ساختاری و ...) برتورم اثر دارد. با این حال اثرگذاری یا عدم تـأثیر سیاسـتهای پولـی بـر سطح قیمتها و تولید یکی ازمهمترین موضوعات اقتصاد کلان محسوب می‌شود.

اعمال سیاستهای مناسب پولی نقش بسزایی در تثبیت قیمتها و در نتیجه شفافیت بازارهـا و روان شدن تصمیم‌گیریهای اقتصـادی، ایفـا میکنـد. تصمیـم‌گیریـهای سـهل، هزینـه‌های اقتصـادی و اجتماعی را کاهش داده و راه را برای تحرک عوامل تولیدی و بهبود وضعیت تولیـد همـوار میکنـد و در نتیجه آن جوامع به توسعه پایدار و بلندمدت دست می‌یـابند. برهمیـن اسـاس در تحقیـق حـاضر

---

* عضو هیئت علمی دانشگاه اصفهان
** کارشناس ارشد اقتصاد

روشهای نوین اقتصاد سنجی، همجمعی یا یافتن رابطه بلندمدت بین متغیرها، را به کار گرفته‌ایم تا به سؤالات مربوط به رابطه باحجم پول سطح قیمتها وتولید پاسخگو باشیم.

کنکاش دراین عرصه را با اتکا برداده‌های سالانه ۱۳۷۸-۱۳۳۸ آغاز کرده وبا تخمین رابطه بلندمدت سطح قیمتها وتولید ناخالص داخلی و ... نوع ارتباط آنها را با متغیرهای تصریح شده در الگو شناسایی میکنیم. یافته‌ها حاکی از آن است که یک ارتباط قوی بین حجم پول وسطح قیمتهاوتولید دربلندمدت وجود داردچگونگی ارتباط از این قرار است که حجم پول و نرخ ارز در بلندمدت سطح قیمتها را تحت تأثیر مثبت قرار می‌دهد. از طرف دیگر سطح تولید هم با کاهش فشار طرف تقاضا، سطح قیمتها را تحت تأثیرمنفی قرار میدهد. همچنین حجم پول ومتغیر روند ، سطح بلندمدت تولید را در جهت مثبت و نیز تورم، تولید را در جهت منفی تحت تأثیر قرار میدهد. بنابراین پول دراقتصاد ایران خنثی نیست . یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که حجم پول بر قیمتها وتولید بترتیب با ضریب ۰/۶۷ و ۰/۴۸ تأثیر مثبت دارد.

نتایج حاصل از روابط شفاف و گویای متغیرها، این امیدواری را به وجود می‌آورد که با اعمال سیاستهای مناسب اقتصادی – از جمله سیاستهای پولی - میتوان سطح قیمتها را تثبیت کرده و با رهانیدن اقتصاد از معضلات ناشی از تورم، راه را برای رشد متوازن هموار ساخت.

واژه‌های کلیدی

پول، تولید، سطح قیمتها، خنثایی، سوپر خنثایی، مانایی، ریشه واحد، جمعی، همجمعی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

یکی ازمهمترین موضوعات اقتصاد کلان، سیاستهای پولی و ارتباط آن با سطح قیمتها است.چگونگی تنظیم این سیاستهاوتبیین رابطه آن با متغیرهای دیگر اقتصاد در اقتصادهای گذار دارای اهمیت فراوان است.ازطریق سیاستهای پولی هم میتوان عرضه پول،بنابراین نرخ بهره راتحت تأثیرقرارداد وهم برای دست یافتن به اهداف برنامه‌های اقتصادی ازجمله افزایش تولید،سطح اشتغال وسطح قیمتها ازآن بهره جست.

اثرگذاری یاعدم تأثیرسیاستهای پولی برسطح تولیدو قیمتها بیشتر تحت عنوان خنثایی یاعدم خنثایی پول - که درواقع جوهر اصلی تئوری تورم و تئوری‌های پولی است - مطرح میشود و درواقع نتیجه مفید ومختصر تئوری مقداری پول است. خنثایی پول به حالتی گفته

میشود که درآن هرگونه افزایش در حجم پول به تغییر متناسب در قیمتها منجرشده وهیچ تأثیری درمتغیرهای واقعی مثل تولید ملی و سطح اشتغال ندارد. البته این یک مفهوم بلندمدت است (استیگرو پاتینکین[1] ۱۹۸۸). گرچه تئوری مقداری،توسط هیوم (۱۷۵۲) مطرح شد،ولی دردهه ۳۰ قرن بیستم میلادی بود که مفهوم خنثایی پول توسط هایک[2] به معنی امروزین وارد علم اقتصاد شد.خنثایی پول درواقع نتیجه شسته ورفته نوع دیدگاههای بعضی ازمکاتب اقتصادی است.در رابطه بااین موضوع یادآوری بعضی نکات خالی از فایده نیست. اول اینکه پایه اصلی خنثایی پول براین فرض شکننده استوار است که افراد دریک اقتصاد مفروض دچار توهم پولی[3] نیستند یعنی این افرادموقع تغییر درمیزان نقدینگی شان هیچگونه تغییر رفتاری درعملکرد اقتصادیشان بروز نمیدهند. پاتینکین (۱۹۶۵) تصریح کرده است که فردی که دچارتوهم پولی نباشد مطلوبیت خودرا درچارچوب محدودیت بودجه‌ای برحسب قیمتهای نسبی،نرخ بهره واقعی،ارزش واقعی داراییهای اولیه (سرمایه فیزیکی، اوراق قرضه بهادار) و مانده پولی[4] حداکثر میکند.این مفهوم در قالب تابع زیر بهتر قابل توضیح است.

اگر تابع تقاضای فردی، برای j کالا به صورت زیر باشد:

$$D_j = f_i(P_1 / p, P_2 / p, ..., \frac{P_{n-2}}{P}, r, k_0 + B_0 / p \ , \ M_0 / p)$$

بطوریکه p_j قیمتهای n-2 کالای مورد نظر درتابع فوق بوده و $P = \Sigma_j W_j P_j$ سطح متوسط قیمتها است (که درآن W_j اوزان ثابت است)، r نرخ بهره، K_o سرمایه فیزیکی و B_o ارزش اسمی اوراق بهادار(این رقم برای بدهکاری با علامت منفی همراه است)و بالاخره M_o حجم پول است.حال اگرفرض کنیم واحدهای پولی پرداخت شده به هر کالا به مقدار خاصی افزایش یا کاهش پیدا کند (مثلاً قیمتها بجای ریال با تومان اندازه‌گیری شوند یابرعکس)یا بعبارت دیگر قیمتها بطورمتناسب افزایش یا کاهش پیداکند درآن صورت قیمتهای نسبی ثابت مانده ومقدار واقعی داراییها نیز ثابت باقی خواهد ماند.درنتیجه مقدارتقاضای کالا هیچ تغییری پیدا نخواهد کرد.مفهوم ریاضی گفته فوق این است که این تابع نسبت به متغیرهای مستقل، همگن از درجه صفراست.اگر فرض کنیم که دریک اقتصاد بسته مجموع B_o ، صفر است (چرا

که در مقابل طلب در طرف دیگر نیز یک بدهی وجود دارد) و از طرف دیگرمقدار سرمایه فیزیکی K_o، رانیزثابت فرض کنیم دراین صورت با توجه به رابطه فوق تابع تقاضا برای n-2 کالا بصورت زیر خواهد بود:

$$D_j = F_j(P_1/P,...,P_{n-2}/P, r, M_0/P) \qquad j = 1, \ldots, n\text{-}2$$

و به همین ترتیب تابع عرضه متناسب با آن بصورت زیر است:

$$S_j = G_j(P_1/P,...,P_{n-2}/P, r)$$

باتوجه به ررابط فوق سیستم کلی تعادلی اقتصاد بصورت زیر خواهد بود:

$$F_1(P_1/P,...,P_{n-2}/P, r, M_0/P) = G_1(P_1/P,...,P_{n-2}/P, r)$$

.

.

.

$$F_{n-2}(P_1/P,...,P_{n-2}/P, r, M_0/P) = G_{n-2}(P_1/P,...,P_{n-2}/P, r)$$
$$F_{n-1}(P_1/P,...,P_{n-2}/P, r, M_0/P) = 0$$
$$F_n(P_1/P,...,P_{n-2}/P, r, M_0/P) = M_0/P$$

n-1 امین معادله برای ارزش اوراق بهادار، B_0 ، است که صفر فرض شده است و n امین معادله برای ترازهای پولی است.فرض میکنیم که سیستم با توجه به متغیرهای $Kr^0, p^0, p_1^0, \ldots, p^0{}_{n-2}$ راه حل یگانه داشته ودر وضعیت اولیه تعادلی قرار دارد.حال مقدار پول را به اندازه KM_0 تغییر میدهیم که در آن K مقدار مثبت ثابتی است. باتوجه به سیستم بالا ما براحتی میتوانیم دریابیم که اقتصاد بر حسب ($Kp^0, Kp^0{}_1, \ldots, Kp^0{}_{n-2}$) در وضعیت جدیدی قرارخواهد گرفت و نرخ بهره r^0 بدون تغییرباقی خواهد ماند.واضح است که اگر تابع عرضه، نیز تابعی از M_0/P باشد، این نتیجه درمورد آن نیز قابل دستیابی است. بنابراین می‌بینیم که افزایش درمقدارپول،متغیرهای واقعی مثل قیمتهای نسبی،نرخ بهره واقعی و ارزش واقعی ترازهای پولی راتحت تأثیر قرارنمیدهدواین به عدم تغییر در تولید n-2 کالای مورد بحث می‌انجامد. به این علت گفته میشود که پول خنثاست و فقط به عنوان حجاب عمل میکند (لیپسی و آرشیبالد ۱۹۵۸).[٥]

لوکاس[۶] (۱۹۸۰) و لوتین[۷] (۱۹۸۵) ادعا کردند که این نوع تعادل نه تنها در کل اقتصاد بلکه در تک تک کارگزاران اقتصادی برقرار است.البته ادعا براین است که حتی اگر این مقدار افزایش جدید درحجم پول، درجامعه بطور یکسان هم توزیع نشودبازهم دربلندمدت پول خنثاست وهمان نتایج قبلی(عدم تغییر متغیرهای واقعی) را بدنبال دارد(پتینکین ۱۹۶۵).

البته باید به این نکته توجه داشت که تحلیل فوق این فرض ضمنی را در خود دارد که کشش انتظاری قیمتهای آتی واحد است.در نتیجه خنثایی پول با جانشینی کالاهای فعلی وآتی نیز همچنان پا برجاست.

دومین نکته قابل توجه درمورد خنثایی پول این است که نحوه تحلیل عملکرد متغیرهای اقتصادی، اقتصاددانان را به نتایج متفاوتی رسانده است. بطوری که پاتینکین (۱۹۷۲) معتقد است که پول در کوتاه مدت نمیتواند خنثی باشد و هیوم (۱۷۵۲) نیزمعتقدبودکه درمیان مدت کل افزایش درحجم پول در قیمتها متبلور نمیشود،بلکه تاحدودی باعث تحریک تولید نیزمیگردد.مباحث عدم خنثایی پول در کوتاه مدت بیشتر از این منظر مورد تجزیه وتحلیل قرار گرفته است که موقع تغییر قیمتها یک نوع توزیعی بین بدهکاران وطلبکاران صورت میگیرد که این به نوبه خود عملکرد اقتصادی آنها ودرنتیجه احتمالاً کل اقتصادراتحت تأثیر قرارمیدهد.این نوع تجزیه وتحلیل بعضیها را حتی بر آن داشته که خنثایی پول در بلند مدت را نیز زیر سؤال ببرند،چرا که دروضعیت تورمی برطبق مکانیسم بالا، اندوخته اضافی ایجاد شده باعث افزایش سرمایه فیزیکی دراقتصاد میشود که این امرنیز به نوبه خود نرخ بهره رادربلندمدت تحت تأثیر قرارمیدهد.ازطرف دیگر اروینگ فیشر[۸] (۱۹۲۳) این موضوع را ازبعدنرخ بهره اسمی (بعد ازایجاد تورم) مورد بررسی قرارمیدهد. وی معتقداست که اگر بعداز افزایش حجم پول پیش‌بینی پس‌اندازکنندگان کامل نباشد ونرخ بهره اسمی نتواند تورم راپوشش بدهد نرخ واقعی بهره کاهش یافته وباعث افزایش سرمایه‌گذاری ورونق اقتصادی خواهد شد.عکس این قضیه وقتی اتفاق می‌افتد که حجم پول کاهش یابد.ازطرفی عدم خنثایی پول در کوتاه مدت در واقع زیربنای فکری تئوری پولی کنیزی است وناشی ازاین فرض است که درشرایط وجود بیکاری، قیمتها نمیتوانند به اندازه مقدار پول تغییر کنند.درنتیجه افزایش درمقدار واقعی پول باعث کاهش نرخ بهره و افزایش سطح سرمایه‌گذاری ودرآمد ملی میشود. عدم خنثایی پول درکوتاه مدت بعدهامبنای فکری پول گرایان قرار گرفت که معتقدند اثر بلندمدت افزایش حجم پول برروی

قیمتهاواثر کوتاه مدت آن برروی سطح تولید است (فریدمن ۱۹۷۰).این عدم خنثایی بعداً توسط لوکاس درسال(۱۹۷۲) عقلایی شد وی معتقد بود افراد قادربه تعیین این نیستند که آیا تغییر قیمت یک کالا که ارتباط خاصی با آن دارند(مثل ارتباط کارگر با دستمزد) مختص همان کالاست یا شامل بقیه کالاها هم میشود تاقیمتهای نسبی بدون تغییر بماند.(لوکاس ۱۹۷۵، بارو ۱۹۷٦).

براساس این نظریه افراد فعالیت کارگزاران را در چارچوب سیاستهای اعلام شده پولی پیش‌بینی میکنند ودرنتیجه سیاستها (از جمله سیاستهای پولی) خنثاست.این نوع سیاستها متغیرهای واقعی را تحت تأثیرقرار نخواهند داد (مک کالوم[۹] ۱۹۸۰). بنابراین ازنظر اینها منحنی فیلیپس کوتاه مدت نیز عمودی خواهد بود. نتایج این ادعا ابتداتوسط سارجنت[۱۰] (۱۹۷٦) و بارو[۱۱] (۱۹۷۸) مطرح شد این درحالی است که عکس ادعای فوق توسط فیشر (۱۹۸۰)، بوشن[۱۲] (۱۹۸۲)، گراسمن[۱۳] (۱۹۸۲) و مشکین و دیگران (۱۹۸۳) بررسی و تأیید شده است.[۱٤]

۲) مطالعات تجربی خارجی و داخلی

ارتباط تجربی بین متغیرهای پولی مثل حجم پول و میزان تورم ازیک طرف و متغیرهای واقعی مثل تولید، از طرف دیگر، از موضوعات جنجالی مباحث اقتصادی به شمار میرود.عمدهٔ مطالعات تجربی دراین راستا یادر قالب نظریه مقداری و مدل پولگرایانه صورت گرفته است یادر قالب مدل بارو (۱۹۷۹) و مشکین (۱۹۸۲) براساس انتظارات عقلایی شکل یافته است. در زیر به چند مطالعه تجربی داخلی و خارجی در این راستا اشاره میکنیم.

یک) تحقیق دیمتریوس مالیاروپولوس[۱۵]

محقق نامبرده با استفاده از داده‌های فصلی (۲ : ۱۹۹٤-۱ : ۱۹٦۵) کشور انگلستان خنثایی پول را دربلندمدت و کوتاه مدت درچارچوب ARIMA آزمون کرده است. مدل مورداستفاده وی در قالب اتورگرسیو[۱٦] باP وقفه یا VAR (P) است.

براساس این مدل نتایج حاصله از یک شوک دائمی پولی در کوتاه مدت و میان مدت حاکی از اثرگذاری آن است، اگرچه ضرایب GDP اسمی و قیمتها مثبت هستند،ولی k<22 بطور معنی‌داری از یک متفاوتند که بیانگر تعدیل کُند قیمتها نسبت به تغییرات پول است.ازطرف

دیگر ضریب GDP واقعی بین دوره‌های ۱۷ کk کـ۵ بطورمعنی‌داری ازصفر متفاوت است که بیانگر اثرانتقالی سیاستهای پولی است.

دو) تحقیق سرلتیز و کوستاس[۱۷] (۱۹۹۸)

محققین فوق با استفاده از داده‌های سالانه از ۱۹۷۵-۱۸۷۰ برای کشورهای استرالیا، کانادا، دانمارک، انگلستان، آلمان، نروژ، سوئد، امریکا و انگلستان خنثایی پول را درقالب نظریه مقداری پول دربلندمدت به آزمون گذاشتند. آنها بعد ازآزمون ایستایی متغیرهای حجم پول (m_t) و تولید (y) بطریق ADF[۱۸] و P.P.[۱۹] به این نتیجه رسیدند که هردومتغیردر کلیه کشورها I(۱) هستندودرنتیجه شرط آزمون خنثایی بلندمدت پول برقرارست. متغیرها دراین تحقیق بصورت لگاریتمی درنظر گرفته شده‌اندومدل نهایی که بیانگراثرپویای شوک پولی (ε_t) برروی Y_t باشد بصورت زیر درآمده است.

(۱)

$$a_{mm}(L)\Delta M_t = a_{my}(L)\Delta Y_t + \varepsilon_t^m$$
$$a_{yy}(L)\Delta Y_t = a_{ym}(L)\Delta M_t + \varepsilon_t^y$$

که در آن:

(۲)

$$a_{mm}(L) = 1 - \Sigma a^j{}_{mm} L^j \qquad a_{my}(L) = \lambda_{my}$$
$$a_{yy}(L) = 1 - \Sigma a^j{}_{yy} L^j \qquad a_{ym}(L) = \lambda_{ym} + \Sigma a_{ym} L^j$$

است و P تعداد وقفه‌هاست.

شکل ماتریسی روابط فوق بصورت زیر است:

(۷)

$$a(L)X_t = \varepsilon_t \qquad a(L) = \sum_{j=0}^{P} a_j L^j$$

$$Xt = \begin{bmatrix} \Delta m_t \\ \Delta y_t \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t a \\ \varepsilon_t y \end{bmatrix}, \quad a_0 = \begin{bmatrix} 1 & -\lambda_{my} \\ -\lambda_{ym\,t} & 1 \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

درروابط فوق $\gamma_{ym} = a_{my}(1)/a_{yy}(1)$ و $\gamma_{my} = a_{my}(1)/a_{mm}(1)$

بترتیب نشان دهنده واکنش بلندمدت تولید به تغییر دائمی یک واحد در حجم پول و واکنش پول به تغییر یک واحد درتولیدهستند.دراین حالت خنثایی پول به این معنی است که $\gamma_{ym} = 0$ باشد. نتایج حاکی از آن است که حجم پول درایتالیا سوپر خنثا و دربقیه کشورها خنثاست .

ازطرف دیگر هم اثر کوتاه مدت پول روی تولید یعنی γ_{ym} در رابطه و هم اثر بلند مدت آن یعنی γ_{my} با خنثایی پول سازگارند. اگر چه سازگاری γ_{my} نسبت به γ_{ym} کمتر است به هرحال نتایج بیانگر این است که خنثایی پول در قالب تئوری مقداری پول برای ۱۰ کشور مورد آزمون صادق است.

دررابطه با مطالعات تجربی انجام گرفته خارجی این نکته را باید یادآوری کرد که اکثر این مطالعات در چارچوب ساختار اقتصادهای پیشرفته صورت گرفته است.بنابراین تعدیل آنها به فراخور اقتصاد ایران باید با احتیاط صورت گیرد.

سه) تحقیق عماد موسی[۲۰] (۱۹۹۷)

یکی دیگر ازتحقیقات تجربی درراستای مطالعه حاضر تحقیق عماد موسی است که به روش همجمعی فصلی[۲۱] با استفاده از داده‌های۴-۱۹۹۰ و ۱-۱۹۷۲ متغیرهای حجم پول (M)، تولید ناخالص داخلی[۲۲] وسطح قیمتهای عمده فروشی(p) برای کشورهای جهان سوم صورت گرفته است.وی برای آزمون خنثایی پول شرط هم مرتبه جمعی متغیرهای پولی و واقعی مطرح کرده است.

نتایج تحقیق حاکی ازآن است که فرضیه صفر مبنی برارتباط بین پول و تولید (خنثایی)، تأیید میشود،ضمن این که قیمتهاوپول درتمامی مراتب همجمع هستند، همجمعی درمرتبه یک حاکی ازارتباط بلندمدت بین پول و قیمتها است و این به معنی عدم اثرگذاری پول بر سطح متغیرهای واقعی (تولید) است.

چهار) مدل ختایی و قدیمی‌نیا

در این مدل با استفاده از روش شناسی میشکین به آزمون فرضیه انتظارات عقلایی و خنثی بودن سیاستهای پولی درایران پرداخته شده است وبا استفاده از داده‌های IFS [۲۳] بین سالهای ۱۳۷۲-۱۳۳٤ ابتدا حرکات عرضه پول برآورد و سپس مدل اصلی به روش OLS ارائه شده است.

$$LY=۰/۷۶+۱/۳۷LY(-۱)-۰/٤۵LY(-۲)+۰/۲٤Lu+۰/۱۸\,Lu(-۱)$$

S.E (۰/۳۵) (۰/۱۷) (۰/۱۶) (۰/۲۲) (۰/۱۶)

$$+۰/۱۲Lu(-۲)+۰/۰۶\,Lu(-۳)$$

(۰/۱۱) (۰/۰۵)

D.W =۲/۰۶ F.statistic = ۱۹۷/٤

R^2=۰/۹۵۷ $\bar{R}^2$=۰/۹۵۳

که درآن LY لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت و Lu مقادیر پیش‌بینی نشده M (سیاست پولی انبساطی غیرمنتظره) است.

نتیجه آنکه ردفرضیه مشترک عقلایی و فرضی بودن سیاستهای پولی بیشتر از آنکه ناشی ازخنثی نبودن سیاست پولی باشد، ناشی از عدم شکل‌گیری عقلایی انتظارات است، بنابراین باتوجه به معادله برآورد شده وآزمون فرضیه میتوان استنتاج کردکه دراقتصاد ایران اعمال سیاستهای پولی میتواند درتحریک تولید ناخالص داخلی ونیزسطح اشتغال مؤثرباشد.

پنج) مدل افشین نیا(۱۳۷۳)

دراین تحقیق که تحت عنوان «برآورد تأثیر تغییرات بلندمدت حجم پول و نقدینگی برسطح عمومی قیمتها درایران» صورت گرفته است با استفاده از داده‌های سالانه (۱۳۷۲-۱۳۱۵) ارتباط دو متغیر نقدینگی (M_2) و سطح عمومی قیمتها (شاخص بهای خرده فروشی) P_t به بحث گذاشته شده است.تحقیق مذکور در قالب نظریه جدید مقداری پول با توجه به انتظارات عقلایی انجام یافته که درآن ارتباط بین متغیرهای پولی وحقیقی در قالب تعادل عرضه وتقاضای کل تعیین میشود:

تابع عرضه

$$Y^{s}_{t}= f(P_{t}, P^{e}_{t-1})$$

تابع تقاضا

$$Y^{d}_{t}= g(P_{t}, P^{e}_{t-1}, M_{t})$$

P_t سطح عمومی قیمتها، P^{e}_{t-1} قیمتهای انتظاری دردوره گذشته و M_t حجم پول است.مدل نهایی ظاهرشده که بطریق **OLS** تخمین زده شده است بصورت زیر است و نتایج حاکی از خنثایی پول در دوره مورد مطالعه است.

$$LnP_{t} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{t-1} + \beta_2 \ln M_{t} + \beta_3 LnM_{t-1} + \beta_4 LnM_{t-2} + \varepsilon_t$$

۳. تصریح مدل

از آنجاییکه پشتوانه نظری تحقیق حاضر، نظریه پولگرایان مبنی برخنثایی پول در بلندمدت است،تصریح مدل را ازیک مدل تورمی پولگرا (گاتاک[۲۴] ۱۹۹۱، موزر ۱۹۹۵، موسی ۱۹۹۷) شروع میکنیم.آنگاه باتوجه به ساختار اقتصاد ایران متغیرهایی را که بنظر میآیند درتصریح مدل مؤثر باشند وارد بحث کنیم.

عماد موسی تابع تقاضای پولگرایان رابرای کشورهای درحال توسعه بصورت زیردرنظرمیگیرد.

(۱)

$$M^{d} = PY^{B}$$

که درآن M^d، تقاضای پول، P سطح عمومی قیمتها، y سطح تولید واقعی و B کشش درآمدی تقاضای پول است.

ازطرف دیگر براساس نظریه مقداری پول، رابطه زیر دراقتصاد کلان برقرار است.

(۲)

$$M.V = P.Y$$

بطوریکه درآن V سرعت گردش پول است.اگر دررابطه (۲)،V را به سمت راست منتقل کرده وبعنوان یک مقدار ثابت درنظربگیریم وفرض کنیم که تقاضای پول ضریبی ثابت ازمیزان حجم مبادلات (P.Y) ،است درآن صورت میتوانیم M را تقاضای پول درنظربگیریم (توتونچیان ۱۳۷۵). درنتیجه تقاضای پول تابعی ازدرآمد خواهد بود، یعنی:

$$M^d = \frac{1}{v} P.Y \Rightarrow \frac{M^d}{P} = \frac{1}{V} y \qquad (۳)$$

برحسب تعاریف مختلف پول، یکی ازوظایف اصلی پول ذخیره ارزش است،یعنی افراد برای ایجاد هماهنگی بین زمان دریافت و پرداخت از پول به عنوان وسیله ذخیره ارزش استفاده میکنند. ازآنجاییکه باافزایش درآمد(تولید)،هردوجریان دریافت و پرداخت رشد میکنند.درنتیجه تقاضا برای پول افزایش خواهد یافت (برانسون ۱۹۸۹، لاتسن ۱۹۵٤). بدین ترتیب میتوان تقاضای پول را تابعی مثبت ازمیزان درآمد درنظرگرفت. ازطرف دیگرمیدانیم که افراد داراییهای نقدینه خود را به دوصورت پول و یا اوراق قرضه نگهداری میکنند(برانسون ۱۹۸۹، فیشر۱۹۸۲، موسی ۱۹۹۷) بنابراین هرگونه افزایش در میزان اوراق قرضه نگهداری شده باید ازطریق کاهش تقاضای پول جبران شود. تقاضای اوراق قرضه وقتی افزایش می‌یابد که نرخ بهره (R) متعلق به آن یا نرخ بازدهی آن افزایش یافته باشد.بنابراین میتوان نتیجه گرفت که افزایش نرخ بهره منجر به جایگزینی اوراق قرضه بجای میزان پول درسبد دارایی خانوارها می‌شود ودر نتیجه رابطهٔ عکسی بین نرخ بهره وتقاضای پول برقرار می‌گردد (لایدلر ۱۹۹٦).

اکنون میتوانیم رابطه (۳) را گسترش داده وبصورت زیردرنظربگیریم:

$$\frac{M^d}{P} = f(Y, R) \qquad (٤)$$

البته ورود نرخ بهره درتابع تقاضای پول درمدل تورمی در کشورهای درحال توسعه محل مناقشه است (عماد موسی ۱۹۹۷). چرا که اینگونه کشورها از وجود بازارهای متشکل وتوسعه یافته مالی محرومند و دراین صورت نرخ بهره نمی‌تواند کارکرد واقعی خود را در هدایت سرمایه‌ها داشته باشد. در ایران نیز به دلیل وجود همین مشکل از آوردن نرخ بهره درمدلهای تورمی خودداری میشود (کمیجانی ۷۸، خشادوریان ۷۷، مهرآرا ۷٦).

ضمن اینکه دراقتصاد ایران برای متغیر نرخ بهره یا باید از نرخ سود اسمی بلندمدت بانکها استفاده کرد یا از نرخ بهره بازارآزاد (نرخ وامهای تجاری). اولی (نرخ سود اسمی بلندمدت بانکها) به دلیل نوسانات محدود دارای ضرایب بی‌معنی درمدل خواهدبود(هژبرکیانی ۱۳۷۸) ودومی نیزبدلیل برآوردهای غیرمطمئن چندان قابل اعتماد بنظر نمی‌آید(پسران ۱۳۷۸). ازاین گذشته فقدان بازارهای مالی پیشرفته وفقدان بازار اوراق قرضه دراقتصاد ایران،رابطهٔ تقاضای پول ونرخ بهره رابا ابهام روبروساخته است.

بدلایل فوق ازنرخ تورم بجای نرخ بهره درتوابع پولی از جمله تابع تقاضای پول استفاده میشودو اینگونه استدلال میشودکه ازیک طرف تغییرات نرخ بهره و نرخ تورم در بلندمدت هماهنگ است و ازطرف دیگر نرخ تورم در واقع همان هزینه فرصت نگهداری پول است.چرا که با نگهداری آن درهر دوره به اندازه تورم ،از ارزش آن کاسته میشود.دراین حالت جهت حرکت در تغییرات سبد دارایی خانوارها ازپول شروع میشود،یعنی نرخ تورم میزان پول نگهداری شده را تعیین میکند ومیزان پول نگهداری شده به نوبه خودمیزان اوراق قرضه یا داراییهایی دیگر(مثل کالاهای با دوام)رامشخص می‌نمایدد.درحالیکه وقتی نرخ بهره مستقیماًدرمدل وارد میشودجهت تغییرات ازاوراق قرضه شروع میشود.فرایند فوق براین فرض ضمنی متکی است که اوراق قرضه تنها آلترناتیو نگهداری پول حداقل، در کوتاه‌مدت نیست(کگان ۱۹۵۶، فریدمن۱۹۵۶، فرانکل ۱۹۷۷)،چراکه دردوران تورمی داراییهایی غیر از اوراق قرضه نیزبعنوان جانشینهای پول درنظر گرفته میشوند.این امردراقتصاد ایران نیز صدق میکند(کمیجانی ۱۳۷۸)درنتیجه نرخ اسمی بازدهی این داراییها همان نرخ تورم خواهد بود. فرایند بالا را بشکل زیرمیتوان مجسم کرد.

کشوردارای بازارهای‌پیشرفته مالی:

$\uparrow \rightarrow M^d \downarrow \rightarrow B$ (اوراق قرضه) $\uparrow \rightarrow$ (نرخ بهره اسمی)

کشور دارای بازارهای غیرپیشرفته مالی:

$\uparrow$ (تقاضای کالاهای بادوام) $\rightarrow M^d \downarrow \rightarrow P \uparrow$ (نرخ تورم)

در نتیجه می‌توان گفت که:

در سیستم پیشرفته مالی:

$$\frac{M^d}{P} = f(y,r) \ , \quad \frac{\partial M^d}{\partial r} < 0$$

در سیستم غیرپیشرفته مالی:

$$\frac{M^d}{P} = f(y,p^\circ) \ , \quad \frac{\partial M^d}{\partial P^\circ} < 0$$

یکی دیگرازمتغیرهایی که بنظرمیرسد درتقاضای پول مؤثرباشد نرخ ارز است. در مورد رابطه نرخ ارز و تقاضای پول باید گفت ازیکطرف زمانیکه انتظارات درموردکاهش ارزش پول شدت میگیرد،بازدهی انتظاری‌حاصل ازنگهداری دارایی هایی خارجی افزایش یافته و افراد به تغییرترکیب داراییهای مالی واقعی خود تمایل پیدا میکنند.بخصوص آنها سعی درافزایش موجودی کالاهای وارداتی خواهند داشت.بنابراین انتظار میرود که هزینه فرصت نگهداری پول داخلی افزایش یابدوبنابراین انتظار میرود که تقاضای پول داخلی کاهش یابدیعنی بین تقاضای پول داخلی ونرخ انتظاری ارز درصورت ثابت بودن سایر شرایط رابطه معکوس برقرارمیشود (کمیجانی و بیدآباد ۱۳۷٤).

ازطرف دیگرعنوان میشود در کشورهایی که وابستگی ارزی آنها بالا است،هنگام تنزل ارزش پول داخلی یاافزایش نرخ ارز،دولت،پیمانکاران وصاحبان صنعت برای واردات کالاهای اساسی،واسطه‌ای وسرمایه‌ای به پول بیشتری نیاز دارند.بنابراین رابطه مستقیمی میان تقاضای پول وکاهش ارزش پول برقرارمیشود.بعلاوه عامه مردم ممکن است انتظار تقلیل بیشترآنرا در آینده داشته باشند وبنابراین تقاضا برای پول خارجی افزایش وتقاضا برای پول داخلی کاهش یابدکه به«اثر جانشینی» معروف است.دراین حالت بین نرخ ارز وتقاضای پول رابطه منفی برقرار خواهد بود(هژبرکیانی ۱۳۷۸).

بنابراین باتوجه به آنچه که آمد،پیشاپیش نمیتوان درمورد مثبت یا منفی بودن ارتباط نرخ ارز باتقاضای پول داوری کرد.اما ازآن جایی که نتایج برخی مطالعات، حاکی ازمنفی بودن این رابطه برای اقتصاد ایران است (بهمنی اسکویی ۱۹۹۵، هژبرکیانی ۱۳۷۸) تحلیل ما در این تحقیق نیز با فرض منفی بودن این رابطه، ادامه می‌یابد.

بدین ترتیب متغیرهایی مؤثردرتقاضای پول شناسایی می‌شوند و عبارتند از میزان تولید y، نرخ ارز EXF و نرخ بهره R یا نرخ تورمRCPI در نتیجه خواهیم داشت:

(۵)

$$m^d = f(y, EXF, R, RCPI)$$

$$\frac{\partial m^d}{\partial y} > 0 \qquad \frac{\partial m^d}{\partial EXF} < 0$$

$$\frac{\partial m^d}{\partial R} < 0 \qquad \frac{\partial m^d}{\partial RCP} < 0$$

حال برای برقراری تعادل باید عرضه پول M^s با تقاضای پول m^d برابر باشد یعنی:

(۶)

$$\frac{\overline{M}^s}{P} = m^d$$

از روابط (۵) و (۶) میتوان نتیجه گرفت که:

(۷)

$$\frac{\overline{M}^s}{P} = m^d(Y, R, EXF)$$

یعنی مانده واقعی (حجم پول)تابعی است از سطح تولید، نرخ بهره و نرخ ارز. حال رابطه (۷) را میتوانیم بصورت زیر بازنویسی کنیم:

(۸)

$$P = \frac{\overline{M}^s}{m^d}(Y, R, EXF)$$

حال ازرابطه (۸) نسبت به متغیرهای EXF,R,y مشتق میگیریم درآن صورت خواهیم داشت:

$$\frac{\partial P}{\partial Y} = .\frac{\partial m^d / \partial y}{-md^2}.\overline{M}^s, \qquad \frac{\partial m^d}{\partial y} > 0 \quad \Rightarrow \frac{\partial P}{\partial y} < 0$$

(۹)

$$\frac{\partial P}{\partial R} = .\frac{\partial m^d / \partial R}{-md^2}.\overline{M}^s, \qquad \frac{\partial m}{\partial R} < 0 \quad \Rightarrow \frac{\partial P}{\partial R} > 0$$

$$\frac{\partial P}{\partial EXF} = .\frac{\partial m^d / \partial EXF}{-md^2}.\overline{M}^s, \qquad \frac{\partial m^d}{\partial EXF} < 0 \Rightarrow \frac{\partial P}{\partial EXF} > 0$$

از روابط (۸) و (۹) می‌توان دریافت که:

(۱۰)

$$P = h(m, y, R, EXF)$$

که در آن:

$$h'_m > 0, h'_y < 0, h'_R > 0, h'_{EXF} > 0$$

حال میتوان بردارمتغیرهای مدل تورمی رادرشکل لگاریتمی بصورت زیردرنظر گرفت.

(۱۱)

$$X = [LCPI, LGDP, LM_2, LEXF, LRCPI]$$

که در بلندمدت خواهیم داشت:

$$\Sigma^k_{j=0}\Delta CPI_{t-j} = \alpha_k \Sigma^k_{j=0}\Delta M_{t-j} + \beta_k \Sigma^k_{j=0}\Delta GDP_{t-j} + \gamma_k \Sigma^k_{j=0}\Delta EXF_{t-j}$$
$$+ \eta_k \Sigma^k_{j=0}\Delta RCPI_{t-j} + e_{kt}$$

$$\Sigma_{j=0}^{k}\Delta GDP_{t-j}=\alpha_k\Sigma_{j=0}^{k}\Delta CPI_{t-j}+\beta_k\Sigma_{j=0}^{k}\Delta M_{t-j}+\gamma_k\Sigma_{j=0}^{k}\Delta EXF_{t-j}$$
$$+\eta_k\Sigma_{j=0}^{k}\Delta RCPI_{t-j}+u_{kt}$$

$$\Sigma_{j=0}^{k}\Delta M_{t-j}=\alpha_k\Sigma_{j=0}^{k}\Delta CPI_{t-j}+\beta_k\Sigma_{j=0}^{k}\Delta GDP_{t-j}+\gamma_k\Sigma_{j=0}^{k}\Delta EXF_{t-j}$$
$$+\eta_k\Sigma_{j=0}^{k}\Delta RCPI_{t-j}+u_{kt}$$

به هر حال مطابق مبانی نظری و واقعیت‌های حاکم بر اقتصاد ایران مدل زیر در قالب خودرگرسیون برداری(VAR) جهت مشخص کردن نوع ارتباط بلندمدت ارائه می‌شود.

(۱۳)

$$X=(LCPI, LM_2, LGDP, LEXF, LRCPI)$$

که در آن :

LCPI: لگاریتم سطح قیمت‌ها(شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی)

LM_2:لگاریتم نقدینگی (به میلیارد ریال)

LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی (به میلیارد ریال)

LEXF: نرخ ارز در بازار غیررسمی

LRCPI: نرخ تورم (۱۰۰=۱۳۶۱)

است براساس تئوری‌های اقتصادی انتظار داریم که در مدل مورد نظر ما:

$$\partial LCPI/\partial LGDP<0$$
$$\partial LCPI/\partial LEXF>0$$

$$\partial LCPI/\partial LM_2>0$$

$$\frac{\partial LCPI}{\partial LRCPI}>0$$

سری زمانی مورد استفاده در تحقیق حاضر، داده‌های سالانه متغیرهای فوق بین ۱۳۷۸-۱۳۳۸ ست که به صورت لگاریتمی[۲۵] از آن‌ها استفاده شده است. به دلیل این که روش آماری در ین‌جا همجمعی است سعی خواهیم کرد که سازگاری خواص آماری داده‌ها با تئوری‌های اقتصادی به خوبی مراعات شود.

۴. بررسی خواص آماری و برآورد مدل

در این قسمت مدل تصریح شده در بخش قبل را به صورت همجمعی برای سطح قیمت‌ها در نظر می‌گیریم. به دلیل این که روش تخمین به روش یوهانس – جوسیلیوس است مراحل زیر را باید طی کنیم.

۱. آزمون مرتبه همجمعی متغیرهای الگو،
۲. تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی VAR برای تضمین نوفه سفید[۲۶] و در نتیجه ایستا(۰)I بودن جملات خطای مربوط به الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)،
۳. تعیین لزوم وارد کردن متغیرهای ایستای از پیش تعیین شده و متغیرهای مجازی به منظور لحاظ کردن مسائلی چون سیاستگذاری در الگو.
٤. تعیین رتبه ماتریس.
۵. تشخیص وجود روند در آمار و اطلاعات مورد استفاده و در نتیجه لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ و روند زمانی در بردارهای همجمعی.
٦. اعمال قیدهای خطی بر روابط همجمعی به منظور شناسایی روابط بلندمدت تعادلی که از نظر اقتصادی با مفهوم‌اند (نو فرستی؛ ۱۳۷۸).

با توجه به مطالب فوق قدم اول بررسی مرتبه همجمعی یا مرتبه گرایش متغیرها به میانگین خود است. به عبارت دیگر می‌خواهیم دریابیم که رفتار شوک‌های وارده بر متغیرها به چه صورت بوده است ؟آیا این شوک‌ها روند پایدار متغیرهای مدل موردنظر را تغییر داده‌اند یا نه؟ اگر آثار شوک‌ها در مدل به صورت پایدار باقی بمانند در آن صورت تحلیل مدل بر مبنای تکنیک‌های مرسوم حداقل مربعات معمولی (OLS)، برآوردهای تورش‌دار و ناکارا ارائه خواهند داد. به این ترتیب قبل از تخمین مدل باید از ایستایی متغیرها مطمئن باشیم برای این کار چند روش همبستگی نگار،[۲۷] ریشه واحد، فیلیپس –پرون و دیکی – فولر تعمیم یافته وجود دارد که

در این‌جا از دیکی -فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس- پرون استفاده نموده‌ایم و از معیار شواتز – بیزین[۲۸] نیز برای تعیین طول وقفه در آزمون ریشه واحد استفاده شده است. زیرا این معیار کم هزینه ترین مدل را معرفی می‌کند و معمولاً برای نمونه‌های با حجم کوچک استفاده می‌شود.

حال اگر قدر مطلق آماره آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی آن در سطح ۵ درصد بزرگ‌تر باشد فرضیه H۰ مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود. برای اطمینان از وجود ریشه واحد .آزمون ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نیز انجام شده است. با توجه به جدول ۱ می‌توان دریافت که وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول کلیه متغیرها به غیر از LCPI و LGDP رد می‌شود و برای اطمینان بیشتر تفاضل مرتبه دوم این متغیرها نیز آزمون شده است که وجود ریشه ۲ در آن‌ها رد می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فیلیپس پرون نیز برای اطمینان از نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته, در جدول ۲ آمده است. در نتیجه می‌توان گفت که کلیه متغیرها جمعی از مرتبه یک هستند I(۱). بنابراین یکی از شروط به کارگیری روش یوهانسن – جوسیلیوس برقرار است.

قدم بعدی تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی VAR است .برای این کار ما از معیار شوارتز – بیزین استفاده کردیم تا هیچ مشکلی برای جملات پسمانده‌ها باقی نماند. این معیار بیش‌ترین تعداد وقفه را ارائه می‌کند تا مشکل وجود خود همبستگی و عدم نرمال بودن و ناهمسانی واریانس‌ها را رفع کند. بنابراین برای VAR، مرتبه دو انتخاب شد.

برای تکمیل مدل باید در مورد وجود متغیر موهومی ۰ وجود روند و عرض از مبدأ تصمیم‌گیری کرد. در مورد متغیر موهومی به نظر می‌آید که ورود متغیر مجازی سال ۱۳۵۷ به دلیل انقلاب و سال ۱۳۷٤ به دلیل شوک ارزی، در مدل بهبودی نسبی ایجاد کند، بدین صورت که برای سال‌های قبل از ۱۳۵۷ و ۱۳۷٤ صفر و برای سال‌های بعد از آن‌ها یک در نظر گرفته شده است.

اما در مورد وجود یا عدم وجود روند و عرض مبدأ باید گفت که در مقاله حاضر وضعیت سوم (بدون عرض از مبدأ و بدون روند) انتخاب شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر تحت آزمون ریشه واحد	عدم وجود روند		وجود روند		مقادیر بحرانی سطح ۹۵ درصد	
	تعداد وقفه	آماره ADF	تعداد وقفه	آماره ADF	عدم وجود روند	وجود روند
LCPI	۱	-۱/۷	۱	-۱/۹	-۲/۹٤	-۳/٥٤
Δ LCPI	۰	-۲/۳	۱	-٤/٦٥*	-۲/۹٤	-۳/٥٥
LM_2	۱	-۰/۱۹	۲	-۲/۲	-۲/۹٤	-۳/٥٥
ΔLM_2	۱	-٥/۹	۰	۹	-۲/۹٤	-۳/٥٥
Δ LCPI	۰	-٦/٦*	۰	-٤/٦۱*	-۲/۹٤	-۳/٥٥
LGDP	۱	-۲/۲	۱	-۲/۳	-۲/۹٤	-۳/٥٥
Δ LGDP	۰	-۲/۹٥*	۰	-۲/۸٦	-۲/۹٤	-۳/٥٤
Δ_2 LGDP	۱	-٦/٥*	۱	-٦/٥*	-۲/۹٤	-۳/٥٥
LEXF	۰	-۲	۱	-۱/۸۹	-۲/۹٤	-۳/٥٤
Δ LEXF	۰	-٤/٦*	۰	٤*	-۲/۹٤	-۳/٥٥
LRCPI	۱	-۱/۳۹	۰	-۳/۳	-۲/۹٤	-۳/٥٤
Δ LRCPI	۰	-۱٥/٥*	۰	-۱۱*	-۲/۹٤	-۳/٥٥

مأخذ: محاسبات محققین

توجه: علامت * به معنی رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح ۹۵ درصد است.

جدول ۳- نتایج آزمون فیلیپس پرون

متغیر تحت آزمون	عدم وجود ریشه واحد	وجود ریشه واحد
LCPI	٤/٦*	-١/٦٧
Δ LCPI	-٢/١	-٣/٧*
Δ $LCPI_2$	-٦/٧*	-٦/٦*
LM_2	٠/٦٨	-٣/٧
Δ LM_2	-٩/٧*	-٩/٧*
LGDP	-٢/٢	-١/٦
LEXF	-٣/١*	-٣/٣*
Δ LEXF	١/٧٢	-١/٣١
LRCPI	-١/٨	-٣/٤
Δ LRCPI	-١٠/٦*	-١٠/٧*

مأخذ: محاسبات محققین بااستفاده از نرم افزار Eviews 3

توجه: علامت * به معنی رد فرضیه صفرمبنی بروجود ریشه واحد درسطح اطمینان ۹۵ درصداست.

الف) برآورد رابطه بلندمدت و تعادلی متغیر قیمت (بر مبنای نرخ تورم)

در این قسمت مدل موردنظر براساس رابطه (۱۱)به صورت زیر خواهد بود

$$LCPI = \alpha_1 LGDP + \alpha_2 LM_2 + \alpha_3 LEXF + \alpha_4 LRCPI \qquad (۱۴)$$

همان‌طوری که در مباحث قبلی نیز آمد، تعیین رابطه (روابط) تعادلی بلندمدت بین چند متغیر اقتصادی، در روش یوهانسن - جوسیلیوس با استفاده از رتبه ماتریس ضرایب الگوی خود توضیح‌برداری (VAR) بین آن متغیرها صورت می‌گیرد. رتبه ماتریس (تعداد روابط تعادلی بلندمدت) یا بردارهای همجمعی در نرم‌افزار Microfi.4 براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه[۲۹] و آزمون اثر[۳۰] به راحتی قابل محاسبه است. آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود r بردار همجمع کننده را در برابر فرضیه مقابل وجود r+۱ بردار آزمون می‌کند و وجود r بردار هم جمع کننده وقتی پذیرفته می‌شود که کمیت آمارهٔ آزمون از مقدار بحرانی آن کوچک‌تر باشد. از طرف دیگر

آزمون اثر وجود حداکثر r بردار هم جمع کننده را آزمون می‌کند. نتایج آزمون تعداد بردارهای همجمع‌کننده‌در مدل ۱٤در جدول ۳ خلاصه شده‌است.

نتایج جدول حاکی از آن است که یک بردار همجمع کننده بین متغیرهای مدل ۱٤وجود دارد. برای به دست آوردن ضرایب بلندمدت رگرسیون موردنظر از روش یوهانسن – جوسیلیوس (۱۹۹۰) استفاده می‌کنیم، روش فوق‌الذکر بر مبنای متغیر LCPI یک بردار بلندمدت را ارائه می‌کند که مطابق تئوری‌های اقتصادی است و علائم مورد انتظار را دارا است. که نتایج آن در جدول (٤) خلاصه شده است.

جدول ۳- آزمون تعداد بردارهای همجمع کننده در مدل (۱٤)

آزمون حداکثر تعداد ویژه		آماره آزمون‌کننده	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آزمون اثر		آماره آزمون کننده	مقدار بحرانی ۹۵ درصد
فرضیه صفر	فرضیه مقابل			فرضیه صفر	فرضیه مقابل		
r=۰	r=۱	۳٦/٤٤	۲۳/٦۱	r=۰	r>=۱	۸٤/۳٥	۷۰/٤۹
r<=۱	r=۲	۲۳/۷٥	۲۷/٤۲	r<=۱	r>=۲	٤۷/۹۱	٤۸/۸۸
r<=۲	r=۳	۱٦/٤۸	۲۱/۱۲	r<=۲	r>=۳	۲۱/۱٦	۳۱/٥۱
r<=۳	r=٤	۷/٥٤	۱٤/۸۸	r<=۳	r>=٤	۷/٦۸	۱۷/۸٦
r<=٤	r=٥	۰/۱٤	۸/۰۷	r<=٤	r>=٥	۰/۱٤	۸/۰۷

مأخذ: محاسبات محققین

جدول ٤- ضرایب بلندمدت مدل (۱٤)

متغیر	LCPI	LGDP	LM_2	LEXF	LRCPI
ضریب متغیر	۰/۸٦	۱/۱٥	۰/٥۹	۰/٤۳	۰/۱۸
ضریب نرمال شده برحسب LCPI	-۱	-۱/۳۳	۰/٦۷	۰/٤۹	۰/۲۱

مأخذ: محاسبات محققین .

قدم بعدی آزمون معنی‌داری ضرایب برآورد شده بردارهای همجمع‌کننده است که با استفاده از آزمون حداکثر درست نمایی (LR) صورت می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول (٥)

خلاصه شده که در آن فرضیه صفر، صفر بودن ضریب متغیر مربوطه است و توزیع آماره آن نیز کای-دو است.

جدول ۵ -آزمون معنی‌داری ضرایب مدل برآوردی (۱٤)

متغیر	LGDP	LM_2	LEXF	LRCPI
آماره آزمون LR* با توزیع کای – دو	۵/۷	٤/۹	۳/٤	۲/۱
سطح معنی‌داری پذیرش H_0	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۱۳

مأخذ:محاسبات محققین .

*LR برابر است با دو برابر تفاوت بین ارزش ماکزیمم لگاریتم تابع راستنمایی مقید و نامقید.

نتایج جدول (۵) حاکی از آن است که به غیر از ضریب نرخ تورم ، بقیه ضرایب در سطح حتی صفر درصد معنی‌داری هم پذیرفته می‌شوند. به عبارت دیگر صفر بودن هر یک از ضرایب در بلندمدت (به غیر از ضریب LRCPI) کاملاً رد می‌شود. بدین ترتیب LRCPI حذف و رابطه نهایی به صورت بدست می‌آید.

(۱۵)

$$LCPI = 0/67LM_2 - 1/33LGDP + 0/49LEXF$$

معنی‌داری ضرایب بیانگر این است که در بلندمدت بین سطح قیمت‌ها، حجم پول ،تولید و نرخ ارز رابطه تعادلی وجود دارد و رد شدن شدیدفرض صفر بودن ضریب LM_2 حاکی از آن است که این ارتباط بین حجم پول و سطح قیمت کاملاً مثبت و قوی است. رابطه (۱۵) به طور کلی بیانگر آن است که سطح قیمت‌ها می‌تواند با ضریب ۰/٦۷ درصد تغییرات بلندمدت نقدینگی، ۱/۳۳- درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی و ۰/٤۹ درصد تغییرات نرخ ارز بازار غیررسمی در بلندمدت توجیه شود.

از آنجایی که مدل به صورت لگاریتمی است ضرایب، کشش‌های بلندمدت را نشان می‌دهند. به این ترتیب یک درصد تغییر در سطح حجم پول به طور متوسط با ۰/٦۷ درصد از کل تغییرات سطح قیمت‌ها رابطه تعادلی دارد. از طرف دیگر معنی‌داری ضریب نرخ ارزنیز بیانگر این است که سطح قیمت‌ها به شدت از نوسانات نرخ ارز بازار آزاد تأثیر می‌پذیرد.

نتایج مدل حاکی از آن است که در عین حالی که میزان نقدینگی و سطح اعتبارات در بلندمدت جهت تعدیل قیمت باید کنترل شده باشد، جهت افزایش تولید و زیربناهای تولید نیز باید چاره‌اندیشی شود چراکه بدون افزایش تولید، سطح قیمت‌هاکاهش نخواهد یافت. از طرف دیگر میزان نرخ ارز از عامل‌های بسیار قوی در تعیین سطح قیمت‌ها در بلندمدت هست.

ب) برآورد رابطه بلندمدت و تعادلی متغیر تولید

در ادامه بحث با استفاده از رابطه (۱۳) که شواهد تجربی آن در بخش قبلی ارائه شده است خنثایی پول را در قالب رابطه سطح تولید، حجم پول و سطح قیمت‌ها آزمون می‌کنیم. در این حالت باید به این سؤال پاسخ بگوییم که آیا ضریب حجم پول در رابطه زیر در بلندمدت صفر است یا نه. در صورت صفر بودن خنثایی پول تأیید می‌شود و گرنه نمی‌توان پول را در بلندمدت خنثی در نظر گرفت. رابطه مورد نظر به این صورت است:

$$LGDP = \alpha_1 LM_2 + \alpha_2 LCPI + \alpha_3 T \qquad (۵)$$

از ضابطه شواتز – بیزین با استفاده VAR بهینه،(۲) VAR انتخاب و تعداد روابط بلندمدت با توجه به آزمون‌حداکثر مقدار و آزمون اثر ،یک بردار انتخاب می‌شود و با اعمال روش یوهانسن – جوسیلیوس نتایج تخمین در جدول زیر خلاصه می‌گردد.

جدول ٦- آزمون خنثایی پول در مدل (١٦)

اسم متغیر	LGDP	LM_2	LCPI	T
ضرایب نرمال شده	-۱	۰/٤٨	-۰/۷۲	۰/۰۵
آزمون صفر بودن ضریب LM_2	—	۲۲/۲	۸/۳	۳/٦
آماره آزمون LR و سطح معنی‌داری	—	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۵

مأخذ: محاسبات محققین .

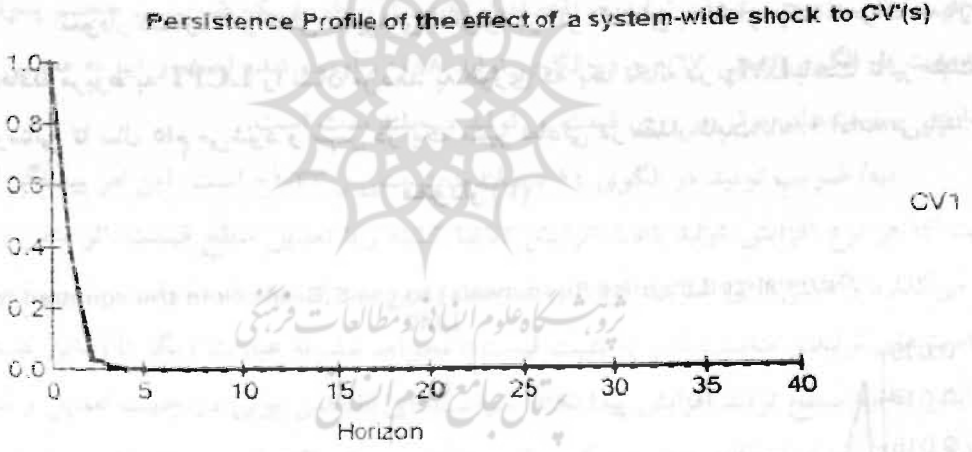
نتایج جدول فوق حاکی از آن است که در بلندمدت سطح تولید با ۰/٤٨ حجم پول، با ۰/۷۲- سطح قیمت‌ها و ۰/۰۵ روند،قابل توجیه و تفسیر است. از طرف دیگر نتایج جدول حاکی از آن است که صفر بودن ضریب LM_2 در بلندمدت به شدت رد می‌شود. در نتیجه نمی‌توان ادعا کرد که پول در بلندمدت در اقتصاد ایران خنثا است. در ادامه رفتار پویای مدل را، برای اطمینان از نتایج رفتار بلندمدت می‌آوریم.

پ) تابع عکس‌العمل ضربه‌ای تعمیم یافته[۳۱]

یک روش برای توصیف رفتار پویای مدل، استفاده از تابع عکس‌العمل ضربه‌ای است. یک واکنش ضربه‌ای نشان دهندهٔ پاسخ‌هایی است که متغیر درون‌زای سیستم به شوک‌های ناشی از خطاها می‌دهد. یک واکنش ضربه‌ای، مؤلفه‌های مربوط به متغیرهای درونزا را به شوک‌ها[۳۲] یا جهش‌های که با متغیرهای خاصی تعریف می‌شوند تفکیک می‌کند. سپس تأثیر تغییر در جهش‌های به اندازه یک انحراف معیار شوک‌هارا روی مقادیر جاری و آینده متغیرهای درون‌زا مشخص می‌کند.

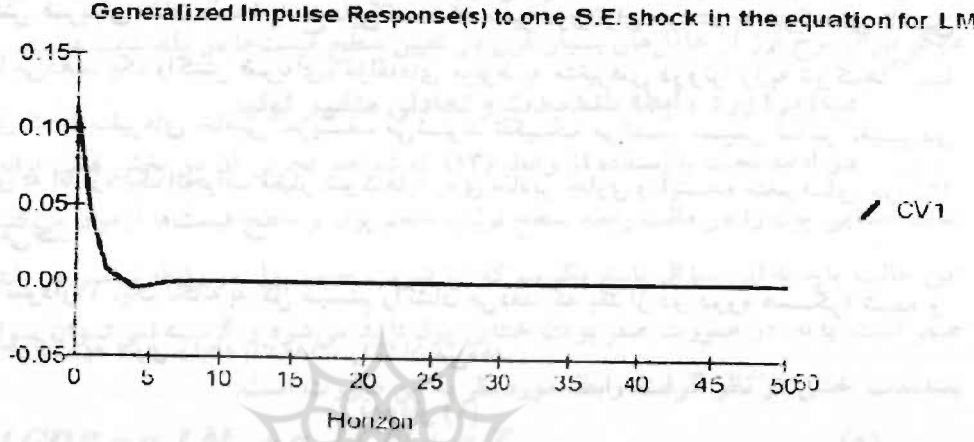
نمودار ۱ ،یک تکانه به کل سیستم را نشان می‌دهد که بعد از دو دوره همگرا شده و تمایل به حرکت به سوی رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد.

نمودار (۱)



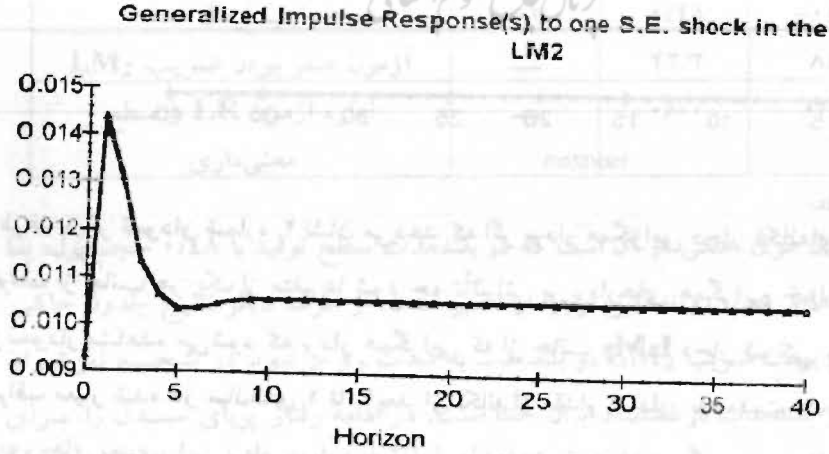
از طرف دیگر نمودار شماره ۲ نشان می‌دهد که اگر بردار همگرایی دچار تکانه‌ای به اندازه یک انحراف از جانب هر یک از متغیرها شود چه تأثیراتی بر بردارهای همگرایی خواهد گذاشت. در این نمودار مشاهده می‌شود که بردار همگرایی که از جانب LM_2 دچار شوکی به اندازه یک انحراف معیار شده در سال‌های ۱ تا ۳ بعد از تکانه از مقدار تعادلی بلندمدت منحرف می‌شود و در دوره‌های بعدی، این بردار دوباره به تعادل بلندمدت خود باز می‌گردد. در واقع این نمودار بیانگر وجود رابطه بلندمدت همگرایی محسوب می‌شود.

نمودار (۲)



نمودار شماره ۳ واکنش متغیرهای الگو را در اثر تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در معادلهٔ مربوط به LCPI را نشان می‌دهد به طوری که یک تکانه در LM_2 باعث تأثیر مثبت و نوسانی تا سال ۵ام می‌شود و سپس در یک مسیر تعادلی در مقدار ثابت ۰/۰۱ ادامه می‌یابد.

نمودار (۳)



۴- نتایج

سیاست‌های پولی و چگونگی تنظیم و تبیین آن با متغیرهای دیگر اقتصادی دارای اهمیت فراوان است. زیرا این نوع سیاست‌ها از طریق متأثر ساختن نرخ بهره می‌تواند سطح تولید, اشتغال و قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. تأثیر یا عدم تأثیر سیاست‌های پولی بر سطح قیمت‌ها در قالب خنثایی پول مطرح شده است. در مقدمه تحقیق حاضر به مبانی نظری این بحث پرداخته شد.و سپس با بررسی مطالعات و مدل‌های موجود در این زمینه در بخش سوم مدل متناسب با ساختار اقتصاد ایران تصریح شد. در بخش ٤ با برآورد دو مدل جداگانه، تأثیرپذیری قیمت و تولید از پول در اقتصاد ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت و به طور کلی نتایج زیر به دست آمد.

الف) ضریب متغیر حجم پول در الگوی بلندمدت مثبت بود که نمایانگر تأثیر مثبت حجم پول بر روی قیمت‌ها و تولید در اقتصاد ایران است به طوری که ضریب حجم پول در بلندمدت در الگوی قیمتی ۰/٦۷ و در الگوی تولید ۰/٤۸ برآورده شده است و این به معنی اثر گذاری سیاست‌های پولی بر روی قیمت و تولید در بلند مدت است.

ب) ضریب تولید در الگوی ١٤ در بلندمدت منفی و ۱/۳۳- است. این امر بیانگر این است که هر نوع افزایش تولید باعث افزایش تقاضا گشته و با تعدیل سطح قیمت ،اثر منفی روی آن می‌گذارد و معنی‌داری ضریب فوق در بلندمدت بدین معنا است که دولت بدون اعمال سیاست‌های تولیدی مناسب قادر به تثبیت قیمت‌ها نخواهد شد. به عبارت دیگر تا زمانی که با افزایش تقاضا سطح تولید افزایش پیدا نکند، سیاست‌های انقباضی پولی در جهت تعدیل و مهار افزایش تقاضا مؤثر نخواهد بود. به دیگر سخن ساختار مصرفی اقتصاد ایران وعدم دسترسی افراد به پول باعث می‌شود که آن‌ها از پس‌انداز در جهت مصرف استفاده کنند نه این‌که سطح تقاضای خود را تعدیل نمایند.

پ) ضریب نرخ ارز غیررسمی در بلندمدت در رابطه ١٤دارای اثر مثبت بر روی سطح عمومی قیمت‌هاست به طوری‌که ضریب بلندمدت آن در الگو ۰/٤۹ است. این امر به نوعی بیانگر تورم وارداتی است. یعنی افزایش قیمت کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای باعث افزایش هزینه تولید و در نتیجه باعث افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. می‌توان چنین نتیجه گرفت که برای

تثبیت قیمت‌ها علاوه بر سیاست‌های پولی و تولیدی مناسب، سیاست‌های ارزی مناسب نیز ضروری است و بدون وجود این نوع سیاست‌ها سرانجام خوبی برای سیاست‌های تثبیت متصور نیست.

ت) ضریب نرخ تورم در مدل (۱۱) معنی‌دار نیست ولی متغیر لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده در الگوی (۱۲) معنی‌دار است که حاکی از رابطه منفی تولید و قیمت است.

به طور کلی براساس یافته‌های مقاله ثابت می‌شود که پول در ایران خنثی نیست و روی قیمت‌ها با ضریب ۰/۶۷ و روی تولید با ضریب ۰/۴۸ تأثیر مثبت دارد.

بر این اساس می‌توان گفت که سیاست‌های مناسب پولی نقش بسزایی در تثبیت قیمت‌ها، افزایش سطح تولید، اشتغال و در نتیجه ثبات اقتصادی و اجتماعی دارد.

پی‌نوشت:

1. *Steiger & Patinkin*
2. *Hayek*
3. *Money illusion*
4. *Money Balances*
5. *Archibald & Lipsey*
6. *Lucas*
7. *Lothian*
8. *Fisher*
9. *McCallum*
10. *Sarjent*
11. *Barro*
12. *Boschen*
13. *Gras man*

۱۴. *در این قسمت بد نیست به موضوع ابر خنثایی (Super Neutrality) نیز اشاره کوتاه داشته باشیم. ابر خنثایی به صورت عدم تأثیر نرخ رشد حجم پول بر نرخ رشد متغیرهای واقعی در بلندمدت (در حالت تعادل پایدار Steady State) تعریف می‌شود، منتهی برای اثبات ابر خنثایی حتی در کشورهای توسعه یافته نیز شروط زیادی مطرح است، ضمن این که از پشتوانه استدلال علمی و تجربی قوی نیز برخوردار نیست.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

15. *Malliaropulos*
16. *Autoregresive*
17. *Serletis & Koustas*
18. *Augmented Dickey – Fuller*
19. *Phillips – Peron*
20. *Imad. Mossa*
21. *Seanal Cointegration*
22. *GDP*
23. *International Finannocial statistics*
24. *Ghatak*

۲۵. *استفاده از شکل لگاریتمی داده‌ها باعث حداقل شدن نوسانات آنها گشته و دستیابی به نرخ رشد مورد نظر راحت‌تر و بهتر صورت می‌گیرد.*

26. *With noise*
27. *Correlogram*
28. *Schwarz Bayesian Criterion (SBC)*
29. *Eigen value*
30. *Trace*
31. *Generalized Impulse Response Function*
32. *Shocks*

منابع و مأخذ

منابع فارسی

- افشن‌نیا، منوچهر (۱۳۳۷)، برآورد تأثیر تغییرات بلند مدت حجم پول و نقدینگی بر سطح عمومی قیمتها درایران، پژوهشهای بازرگانی شماره ۸
- برانسون، ویلیام اچ (۱۳۷٦) تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، تهران، نشر نی، چاپ اول.
- بلنچارد، الیور و فیشر استانلی (۱۳۷٦)، درس‌هایی در اقتصاد کلان ترجمه محمود ختایی و تیمور محمدی، تهران، سازمان برنامه و بودجه، چاپ اول.
- پرمن، راجز (۱۳۷٦)، سیری در ادبیات همگرایی، ترجمه: اکبر توکلی و خدیجه نصرالهی، مجله دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، سال یازدهم، شماره ۱.

- پسران، هاشم (۱۳۷۸)، روندهای اقتصادی و سیاست‌های اقتصاد کلان در ایران در دوران پس از انقلاب گزیده، شماره ٦
- تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۷۷)، ارزیابی اهداف سیاست پولی در ایران ۷٤-۱۳٤۲، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- توکلی، احمد (۱۳۷٦)، تحلیل سری‌های زمانی همگرایی و همگرایی یکسان، تهران، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، چاپ اول.
- توکلی، اکبر و کریمی، فرزاد (۱۳۷٦)، بررسی و تعیین عوامل تأثیرگذار بر تورم کشور (با استفاده از روش خود رگرسیون برداری)، نهمین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی.
- توتونچیان، ایرج (۱۳۷۵)، اقتصاد پول و بانکداری مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، تهران، چاپ اول.
- حاجیان، محمد رضا (۱۳٦۹)، «نکاتی چند در رابطه با تعاریف پولی در ایران» روند، نظریه علمی تخصصی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره اول.
- حقیقت، جعفر (۱۳۷۹)، تحلیل کارامدی ابزارهای بانک مرکزی برای کنترل حجم پول و تورم، دهمین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی.
- خشادریان، ادموند (۱۳۷۷)، نقش سیاست‌های پولی در فرایند رشد اقتصادی و تورم در ایران، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه شهید بهشتی.
- خشادریان، ادموند (۱۳۷۸)، بررسی وجود خواص پایانی در سری‌های زمانی، اقتصاد کشور برای دوره ۷٤-۱۳۳۸، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، چاپ اول.
- رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۹)، سیاست پولی (۲)، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، تهران، چاپ اول.
- رنانی، محسن (۱۳۷٦)، بازار یا نابازار، بررسی موانع نهادی کارایی نظام اقتصادی بازار در اقتصاد ایران، انتشارات سازمان برنامه و بودجه، چاپ اول.

رئیس دانا، فریبرز و قبادی، فرخ (۱۳٦۹)، پول و تورم، تهران، انتشارت پیشبرد، چاپ اول.

سازمان برنامه و بودجه (۱۳۷٦)، مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی اجتماعی تا سال ۱۳۷۵، معاونت امور اقتصادی و هماهنگی دفتر اقتصاد کلان.

- طیب‌نیا، علی (۱۳۷٦)، تبیین پولی تورم، مجله تحقیقات اقتصادی شماره ۵۳ صص ٦۵-٤۳
- عسگری، منوچهر و محمدی، تیمور (۱۳۷٦)، هم انباشتگی، مفاهیم، اهمیت اقتصادی، نقاط قوت و ضعف، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی شماره ۳ صص ۵۰-۲٦
- عسلی، مهدی (۱۳۷٦)، تحلیل سیاست‌های اقتصادی در یک الگوی اقتصادسنجی برای ایران، اطلاعات سیاسی اقتصادی، شماره ۱۳۰-۱۲۹
- فریدمن- میلتون (۱۳۷۵)، اقتصاد مکتب پولی، ترجمه مهدی تقوی و حسن مدرکیان، مرکز آموزش مدیریت دولتی، چاپ اول.
- کمیجانی، اکبر و مجذب، محمد رضا (۱۳۷۵)، آزمون توهم پولی بر اساس نظریه انتظارات عقلایی در اقتصاد ایران. مجموعه مقالات پنجمین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی.
- کمیجانی، اکبر و نظریان، رامیک (۱۳۷۰)، سنجش درجه جانشینی میان پول و شبه پول در اقتصاد ایران، اقتصاد و مدیریت، شماره ۱۰
- گجراتی، دامودار (۱۳۷۸)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه حمید ابریشمی، جلد دوم، تهران، مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، چاپ دوم.
- گرجی، ابراهیم، (۱۳۷٦)، ارزیابی مهم‌ترین مکاتب اقتصاد کلان، تهران، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، چاپ اول.
- مهرآرا، محسن (۱۳۷۷)، تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۳
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، تهران چاپ اول.
- نیکی تبار، مسعود (۱۳۷٤)، نقش انتظارات عقلایی در بی تأثیری سیاست‌های پولی ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان
- وزارت امور اقتصادی .و دارایی (۱۳۷٤)، سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی (مجری طرح، اکبر کمیجانی)، تهران، معاونت امور اقتصادی، چاپ اول.

- وزارت امور اقتصادی و دارایی (۱۳۷۵)، بررسی ساختار الگوی اقتصادسنجی کلان ایران (مجری طرح: محمد نوفرستی و عباس عرب مازار). تهران، معاونت امور اقتصادی، چاپ اول.
- هژبرکیانی، کامبیز (۱۳۷۶)، بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه های پویایی آن در ایران، گزیده بانک مرکزی شماره ۱.

REFERENCE

- *Archibald, G.C. and lipsey. Monetary and Value Theory: a critique of Lange and Patinkin. Review of Economic studies 28, October, 50-56.*
- *Bhaskara, R.B., (1994). Cointegration. Published In Great Britain.*
- *Branner, K. Metzler, A (1971). The Uses of Money: Money In Theory of An Exchanye Economy. Journal of money Credit and Banking. Vol, 40 PP. 76-90*
- *Boschen, J.F, and Grossman, H.I. 1982. Tests of equilibrium macroeconomics using contemporaneous monetary data. Journal of monetary Economics 10, November, 309-33.*
- *Caporale, G. M., Hassapis, C., (1998). Unit roots and Long-Run Casalith: Investigating The Realtion ship Between Out Put, Moheny And Intrest Rates. Economic Modelling Vol, 15, PP. 91-112.*
- *Eatwell, J, etal. (1984). The new Palgrave, A Dictionary of economics.*
  Macmillan Press. Vol, 1, 3.
- *Friedman, M. 1970. The Counter-Revolution in Monetary Theory. London: Institute of Economic Affairs.*
- *Fischer, S. 1977 . Long-term contracts, rational expectations and the optimal money supply rule. Journal of Political Economy 85, February, 191-205.*
- *Fisher, M.E., Seater, J.J, (1993). Long-Ran Neutrality And Superneutrality In An ARIMA Framework. American Economic Review. Vol, 83, P.P. 402-415*
- *Geweke, J. (1986), The supernetrality of Money In The United State.*
  An Interpretation of The Evidence. Econometrica. Vol, 54, PP. 1-20

- *Hayek, F.A. 1935. Prices and production 2nd edn, London: Routledge and Kegan Paud.*
- *Lucas, R.E, Jr 1980. Two illustration of the quantity theory of money. American Ecnomics Review 10, December, 1005-14.*
- *Malliaropulos, D. 1995, Testing long-run neutrality of money: evidence from the UK, Applied Eonomics letters, 1995-2, 347-350.*
- *Metin, K. (1995) An Integrated Analysis of Turkish Inflation. Oxfrd Balletin of Econonics And Statistics. Vol, 57, PP. 513-529.*
- *Mc Callum, B.T. 1980. Retional expectations and macroeconomics stabilization policy: an over view. Journal of money, credit, and banking 12, November, 716-46.*
- *Michkin, F.S. 1982, Does anticipated monetary pplicy matter?*
- *Moosa, I. A, (1994). Testing the long-Ran Neutrality of Money In Developaing Economy: The case of india. Journal of Development Economic. Val, 53. PP. 312-330*
- *Pesaran M. B., Pesran B., (1997). Working With Microsoit 4.0 Interactive Econometric Analysis. Comfit Data Ltd. Uk.*
- *Serletis A., and Krause, D. (1996). Empirical Eevidence on the long-ran Neatrality Hypothesis Using Low-Freqency International Data,, Econoni Letters, Vol, 50, PP. 323-327.*
- *Shen C.H., R., (1999). Time-Varying Response of Monetary policy to Macroecomic Coditions. Southern Economic Journal, Vol, 65(3), PP.584-593.*
- *Tullock. G., (1975). Competing Monies, Journal of Money credit And Banking. Vol, 13. PP. 46-67.*
- *Weilwita A., EKanayake, E.M., (1998). Demand For Money In Srilanka During The Post – 1977 Period: A Cointegration And Error Correction Analysis. Applied Economics. Vol,, 30, PP. 1219-1222.*