

## بررسی رابطه

# بین کسری بودجه دولت، نقدینگی و تورم در ایران طی سال‌های ۵۷ تا ۸۷

■ غلامرضا اسلامی بیدگلی\*

■ وحید محمودی\*\*

■ سیدمحسن سبحانی\*\*\*

## چکیده

یکی از مسائلی که در اقتصاد ایران پیوسته مورد نقد و بررسی قرار گرفته موضوع «کسری بودجه دولت» است. بطوری که این مسأله یکی از دغدغه‌های کارشناسان امر گردیده و در مورد علل وجودی و آثار ایجاد آن تحقیقات متعددی صورت گرفته است. صرف‌نظر از دلایل وجودی کسری بودجه و با توجه به روش تأمین این کسری در طی سال‌های گذشته، شاهد رشد نقدینگی در این سال‌ها بوده‌ایم. به‌عنوان یکی از فرضیات پذیرفته شده در مورد ارتباط هرچند نه به‌صورت یک به یک بین رشد نقدینگی و تورم، در این تحقیق برآنیم تا ارتباط سه‌سویه و متقابل کسری بودجه، رشد نقدینگی و تورم را مورد مذاقه قرار دهیم. بدین منظور با استفاده از یک دستگاه معادلات همزمان، رابطه میان کسری بودجه دولت، نقدینگی و تورم طی دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۷ در ایران برآورد شده است. نتایج حاصل از این تحقیق، حاکی است که افزایش یک درصدی در کسری بودجه دولت باعث افزایش دو درصدی در نقدینگی و افزایش یک درصدی در نقدینگی باعث افزایش ۰/۲۷ درصدی در تورم می‌شود. همچنین با افزایش کسری بودجه به میزان یک درصد، تورم ۰/۴۴ درصد افزایش می‌یابد.

**واژه‌های کلیدی:** کسری بودجه دولت، نقدینگی، تورم

\* استادیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ایران (نویسنده مسئول) ایمیل: sanaacc@yahoo.com

\*\* دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ایران

\*\*\* کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه تهران، ایران

## مقدمه

یکی از مباحثی که همواره دامنگیر اقتصاد ایران بوده و به نوعی تورم را در این اقتصاد نهادینه کرده، بحث «کسری بودجه جاری دولت» است. کسری بودجه جاری دولت، افزایش مخارج جاری دولت نسبت به درآمدهای جاری دولت است که شامل وابستگی بودجه دولت به منابع غیرمالیاتی نظیر فروش نفت، استقراض از بانک مرکزی و... می‌باشد. حجم بزرگ دولت و غلبه هزینه‌های جاری بر هزینه‌های عمرانی با تکیه بر درآمد نفت، ساختار بودجه عمومی دولت را به گونه‌ای رقم زده است که از اواسط هر سال، بحث عدم تأمین منابع پیش بینی شده در قانون بودجه سالانه مطرح و در نهایت با استقراض یا تأمین توسط بانک مرکزی به پایان می‌رسد و با انباشت و رشد نقدینگی، زمینه کاهش ارزش پول ملی و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها فراهم می‌آید.

در اقتصاد بخش عمومی، کسری بودجه دولت ممکن است دلایل مختلفی داشته باشد. صرف‌نظر از دلایل ایجاد، نحوه تأمین مالی کسری بودجه نقش بسزایی در چرخه اقتصادی کشور دارد. بطور کلی روشهای متداول در تأمین کسری بودجه دولت و منابعی که در دسترس دولت‌ها برای این منظور قرار دارد به چند بخش ۱- استقراض از نظام بانکی ۲- استقراض داخلی (انتشار اوراق قرضه) ۳- واگذاری (فروش) داراییهای تملک شده ۴- جابجایی با بودجه عمرانی ۵- استقراض از منابع خارجی و... تقسیم می‌شود. بررسی مسأله کسری بودجه دولت در ایران، این نکته را آشکار می‌سازد که کسری بودجه در ایران سابقه طولانی داشته، اما مهم‌تر از همه چگونگی تأمین این کسری توسط دولت می‌باشد که در بعضی از سالهای بعد از انقلاب بیش از ۹۰ درصد کسری بودجه دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی تأمین گردیده است که این امر رشد نقدینگی را تشدید کرده و تأثیر انبساطی قابل ملاحظه‌ای بر تقاضای کل و سطح عمومی قیمت‌ها از کانال افزایش حجم نقدینگی و حجم دارایی جامعه داشته است.

## ادبیات تحقیق

جهت آشنایی بیشتر با متغیرهای موضوع تحقیق، به نظریات و تعاریف مختلف در خصوص آنها اشاره می‌کنیم.

## کسری بودجه

کدام تعریف، مفهوم کسری بودجه را بیان می‌کند؟ شکاف میان دریافت‌ها و پرداخت‌های دولت، شکاف میان کل مخارج دولت و درآمدهای غیرتعهدی<sup>۱</sup> شکاف میان منابع غیرمالی دولت (پس‌انداز و انتقالات سرمایه‌ای) و مصارف غیر مالی دولت (تشکیل سرمایه ثابت خالص، زمین و تغییر در موجودی) و تعریف کسری بودجه از دیدگاه بدهی، از جمله متداول‌ترین تعاریف از میان تعاریف گوناگون ارائه شده توسط اقتصاددانان برای کسری بودجه دولت است. انتخاب هریک از این تعاریف، ممکن است بطور طبیعی برای یک دوره زمانی معین ارقام متفاوتی از کسری بودجه و وضع مالی دولت ارائه دهد. بررسی

تعاریف موجود و نظریه‌های مطرح شده در زمینه تعادل بودجه‌ای نشان می‌دهد که هسته اصلی تفاوت کسری بودجه، نحوه نگرش به دریافت‌ها و پرداخت‌های دولت است. در تعریف کلاسیکی، تنها منبع دریافت‌های دولت درآمدهای مالیاتی و عوارض است و پرداخت‌های دولت فقط شامل مخارج ناشی از اجرای وظایف دولت (نظم، امنیت و کالای عمومی) است. کسری بودجه در این نگرش تفاوت میان مخارج وظیفه‌ای دولت و درآمدهای مالیاتی و عوارض است. در نگرش کینزی<sup>۲</sup>، به دلیل اشتغال ناقص عوامل تولید، مخارج دولت علاوه بر مخارج کلاسیکی، باید شامل مخارج سرمایه‌گذاری نیز شود و اگر دولت برای این مخارج دچار کسری شود، می‌توان آنرا از طریق استقراض تأمین کرد. در نگرش کسری بودجه به عنوان بدهی، کسری بودجه یعنی خرج کردن منابعی که از محل وام‌گیری حاصل شده است. در دیدگاه‌های کلی‌تر، آنچه اهمیت دارد بررسی نتیجه عملیات بودجه‌ای و وضع مالی دولت است. بررسی عملیات بودجه‌ای دولت در چارچوب حساب جریان وجوه و آمارهای مالی دولت، نگاهی کلان به عملیات بودجه‌ای و مالی دولت ارائه می‌دهد.

## انواع تورم

قیمت کالاها و خدمات مورد استفاده در اندازه‌گیری تورم، معمولاً شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده است که در ایران شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI)<sup>۳</sup> نامیده می‌شود و همراه توسط بانک مرکزی محاسبه و منتشر می‌گردد. تورم را بر حسب معیارهای مختلفی می‌توان طبقه‌بندی نمود. معمولاً تورم را به چهار نوع تقسیم نموده‌اند: تورم اجتناب‌ناپذیر، تورم خزنده،<sup>۴</sup> تورم شدید،<sup>۵</sup> و تورم بسیار شدید یا فوق تورم.<sup>۶</sup> تورم اجتناب‌ناپذیر یا طبیعی که به دلیل بهبود کیفیت است معمولاً تا ۳ درصد در نظر گرفته می‌شود. تورم بین ۳ تا ۱۰ درصد، تورم خزنده به شمار می‌رود که در آن قیمت‌ها به آرامی افزایش و در نتیجه قدرت خرید پول به تدریج کاهش می‌یابد. در تورم شدید، شاخص قیمت‌ها، سالانه بیش از ۱۰ درصد افزایش می‌یابد و اثر آن به گونه‌ای است که واحدهای اقتصادی آن را از طریق مبادلات خود بطور مستقیم احساس می‌کنند و در تصمیمات اقتصادی خود دخالت می‌دهند. به یقین این نوع تورم، مسائل سیاسی و اجتماعی در پی خواهد داشت و دولت‌ها نمی‌توانند نسبت به آن بی‌توجه باشند. نوع خاصی از تورم شدید که در آن افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزانی بیش از ۵۰ درصد را به دنبال دارد، فوق تورم (ابر تورم) نامیده می‌شود. بر اساس آمارهای ارائه شده در فاصله سالهای ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۷ انواع تورم‌ها (تورم اجتناب‌ناپذیر، تورم خزنده، تورم شدید و تورم بسیار شدید) در اقتصاد کشور تجربه شده است.

## بررسی روند رشد نقدینگی

به‌طور کلی نقدینگی در طول دوره ۸۷-۱۳۵۷ همواره روند صعودی داشته است. در دوره ۶۸-۱۳۵۷ که همزمان با انقلاب و جنگ تحمیلی بود، هرچند که رشد اعتبارات بانکی به بخش خصوصی،

کاهش چشمگیری داشته است، ولی به علت کسری بودجه دولت، اعتبارات نظام بانکی به دولت و نیز رشد پایه پولی چندان کاهش نیافت تا اینکه اقتصاد کشور در اواسط دهه ۶۰ شرایط رکود تورمی را تجربه کرد. در طول دوره ۷۲-۱۳۶۸ به دلیل شروع دوره بازسازی، و افزایش سقف اعتبارات اعطا شده، ضریب تکاثر پولی افزایش چشم‌گیری یافت، ولی به علت اینکه نسبت کسری بودجه دولت به کل بودجه کاهش داشت، رشد پول در این دوره، بیشتر صرف تأمین مالی برای رشد حقیقی اقتصاد شد و سرانجام اینکه رشد نقدینگی در دوره اخیر، یعنی ۸۳-۱۳۷۳ با وجود سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز که موجب ثبات رشد نقدینگی شده، تفاوت چندانی با دوره قبل نداشته است. به‌طور کلی، بررسی روند رشد نقدینگی و تورم، بیانگر این است که هر زمان که کسری بودجه شدت داشته، رشد پولی بطور عمده به افزایش قیمت‌ها و تورم ختم شده است و بر این اساس، بررسی روابط نقدینگی و تورم در اقتصاد ایران، ضرورت یافته است.

### پیشینه تحقیقات صورت گرفته

بارو (۱۹۷۷) الگوی را پیرامون موضوع بودجه دولت، رشد پول و تورم توسعه داده که در این الگو از تابع عکس‌العمل مقامات پول استفاده شده است. الگوی وی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$DM = f(UN_{-1}, FEDV, DM_{-1}, DM_{-2})$$

در الگوی فوق DM رشد پول، U نرخ بیکاری و FEDV تغییر در لگاریتم مخارج حقیقی دولت مرکزی می‌باشد. اگر دولت علاوه بر مالیات، از چاپ پول برای حداقل کردن هزینه مالی مخارج دولت استفاده کند، متغیر مخارج حقیقی دولت بر رشد پول تأثیر مثبت خواهد گذاشت. نتایج تخمین الگوی بارو طی دوره ۷۶-۱۹۵۴ برای اقتصاد آمریکا حاکی از آن است که متغیرهای UN و FEDV هر دو تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد پول دارند و مخارج دولت رشد پول را افزایش می‌دهد.

کاتانو<sup>۷</sup> و ترونس<sup>۸</sup> (۲۰۰۳)، با بررسی داده‌های تلفیقی سالهای ۲۰۰۱-۱۹۶۰ مربوط به ۱۰۷ کشور دنیا با طبقه‌بندی کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته و با اتکا به مدل‌های غیرخطی، به این نتیجه رسیدند که ارتباط مثبت و زیادی بین کسری بودجه و تورم بین کشورهای در حال توسعه وجود دارد اما در گروه کشورهای توسعه یافته و کم تورم، این ارتباط وجود ندارد.

لوزانو<sup>۹</sup> (۲۰۰۸) روابط بلندمدت علت و معلولی میان کسری بودجه، رشد پول و تورم را در کشور کلمبیا، مورد بررسی قرار داد. وی با به کارگیری دو گروه داده به‌صورت سالانه (۵۳ سال ۲۰۰۷-۱۹۵۵) و سه ماهه (۲۵ سال ۲۰۰۷-۱۹۸۲) و استفاده از مدل تصحیح خطا به این نتیجه رسید که ارتباط نزدیک بین تورم و رشد پول از یک طرف، و بین رشد پول و کسری بودجه از طرف دیگر، وجود دارد.

ساهان<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۰) در بررسی رابطه بین کسری بودجه و تورم در ترکیه و ۱۶ کشور اروپایی طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۰ و تجزیه و تحلیل داده‌های تلفیقی<sup>۱۱</sup>، به این نتیجه رسید که این ارتباط با توجه به سطح توسعه کشورها و ساختار اقتصادی آنها، متفاوت است. بعبارتی در طولانی مدت بین کسری

بودجه و تورم در کشورهای در حال توسعه ارتباط معنی‌دار و مثبتی وجود دارد، اما هیچگونه ارتباط معنی‌داری بین این دو متغیر در کشورهای توسعه یافته وجود ندارد.

تقی‌پور (۱۳۸۰) با استفاده از یک نظام معادلات همزمان به بررسی ارتباط بین کسری بودجه دولت، رشد پول و تورم طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۴۰ پرداخت. طبق نتیجه‌ای که گرفت، فرضیه ارتباط مثبت بین کسری بودجه، رشد پول و تورم رد نشده است.

کاظمی (۱۳۸۲) در پایان‌نامه خود به این نتیجه رسیده که در بلندمدت و کوتاه مدت حجم نقدینگی، مهمترین توضیح دهنده تورم طی دوره مورد بررسی (۸۰-۱۳۵۲) می‌باشد.

عباسی‌نژاد و تشکینی (۱۳۸۲) با استفاده از داده‌های ۱۳۳۸ تا ۸۰ و ارائه مدلی که از تمامی نظریات اقتصادی در خصوص منشأ تورم، نماینده‌ای در آن وجود دارد، با استفاده از سه تکنیک اقتصادسنجی یعنی روشهای انگل گرنجر، روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و روش یوهانسن - جوسیلیوس، به این نتیجه رسیدند که رشد حجم پول به میزان ۱۰٪ منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزان ۳٪ خواهد شد.

عزیزی (۱۳۸۵) با بررسی ارتباط میان کسری بودجه دولت و تورم در بازه زمانی ۸۳-۱۳۵۴ به این نتیجه رسید که کسری بودجه دولت در ایران ارتباط معنی‌داری با تورم ندارد. درحالیکه رابطه مثبت و معنی‌داری میان تورم و رشد حجم پول و درآمدهای نفتی مشاهده می‌شود. این نتایج بر این یافته تاکید می‌کند که چگونگی تامین کسری بودجه عامل بسیار تعیین کننده‌ای است.

اسلامی بیدگلی و باجلان (۱۳۸۷) با استفاده از مدل‌های گارچ در دوره زمانی ۸۴-۱۳۵۸ بیان می‌کنند که هرچند ارتباط بین تورم و نقدینگی یک به یک نیست و درصد تغییرات تورم برابر با درصد تغییرات در حجم نقدینگی نمی‌باشد؛ اما بیش از ۴۰٪ درصد تورم را می‌توان به تغییرات حجم نقدینگی نسبت داد.

در تحقیق هادیان و پارسا (۱۳۸۷) آزمون فرضیه پولی بودن تورم صورت گرفته و با استفاده از الگوی پولگرایان جدید و با به کارگیری یک الگوی اقتصادسنجی خود توضیح به این نتیجه رسیدند که متغیرهای پولی نقش تعیین کننده‌ای در روند افزایشی تورم در ایران داشته‌اند. آنها در دو آزمونی که از داده‌های سالهای ۱۳۴۰ تا ۸۴ انجام دادند نتیجه گرفتند که در «آزمون وجود رابطه بلندمدت» افزایش در حجم پول به میزان ۱۰٪ باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزان ۳٪ خواهد شد. یعنی کشش سطح عمومی قیمت‌ها نسبت به حجم پول برابر ۳/۰ است. و در «آزمون برآورد مدل تصحیح خطا» رشد حجم پول به میزان ۱۰٪ باعث رشد سطح عمومی قیمت‌ها به اندازه ۴/۲٪ می‌شود.

حسینی نسب و رضاقلی‌زاده (۱۳۸۷) برای دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۶ با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرها را مورد بررسی قرار دادند و با استفاده از آزمون تئوری‌های موجود در این زمینه، رابطه میان تورم و عوامل مالی مؤثر بر آن با تأکید بر

نقش کسری بودجه را سنجیدند، آنها ثابت کردند با ۱۰٪ افزایش در کسری بودجه دولت، تورم ۳٪ افزایش می‌یابد.

## گزاره‌های تحقیق

### سؤال‌های تحقیق

- ۱- به‌ازای یک درصد کسری بودجه چند درصد نقدینگی افزایش می‌یابد؟
- ۲- به‌ازای یک درصد افزایش نقدینگی چند درصد تورم افزایش می‌یابد؟
- ۳- به‌ازای یک درصد افزایش کسری بودجه چند درصد تورم افزایش می‌یابد؟

### اهداف اساسی از انجام تحقیق

می‌دانیم که در رابطه با متغیرهای تحقیق به‌صورت دو به دو تحقیقاتی صورت گرفته که ثابت می‌کند بین کسری بودجه دولت و نقدینگی و بین نقدینگی و تورم از طرف دیگر در اقتصاد ایران رابطه مثبتی وجود دارد. در این تحقیق سنجش تأثیر توأمان و متقابل سه متغیر کسری بودجه، نقدینگی و تورم، مورد نظر است.

### روش تحقیق

در اکثر مطالعات تجربی که ارتباط بین کسری بودجه دولت، رشد پول و تورم را مورد بررسی قرار داده‌اند از روش تک‌معادله خطی استفاده شده است که در آن تغییر در عرضه پول بر روی برخی متغیرهای بیان‌کننده وضعیت بودجه دولت پردازش شده است. به هر حال روش تک‌معادله برای این منظور مناسب نیست و می‌تواند منجر به تورش تخمین عوامل گردد. زیرا ممکن است رشد عرضه پول و کسری بودجه دولت بطور همزمان همدیگر را تحت تأثیر قرار دهند. برای مثال تغییر در عرضه پول، سطح قیمت‌ها را تغییر دهد و تغییر در قیمت‌ها به نوبه خود ممکن است بر کسری بودجه دولت تأثیر بگذارد و در نتیجه باعث تغییر در عرضه پول شود. بر این اساس در این مطالعه برای بررسی کسری بودجه دولت، رشد پول و تورم از یک مدل معادلات همزمان استفاده شده است. این روش در مطالعه لاندن و رید (۱۹۹۰) برای اقتصاد آمریکا مورد تأکید قرار گرفته است. با توجه به این که ساختار اقتصاد ایران با اقتصاد آمریکا متفاوت است، روشن است که الگوی فوق برای اقتصاد ایران مناسب نمی‌باشد. بنابراین سعی گردید، با توجه به فرضیات تحقیق، مدلی ارائه شود که با ساختار و شرایط اقتصادی ایران هماهنگی داشته باشد. بدین منظور در این مطالعه، معادلات همزمان زیر تعیین شده است:

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln CPI_t + \beta_2 BD + \beta_3 \ln Oil + U_{1t}$$

$$\ln CPI_t = \mu_0 + \mu_1 \ln GDP_t + \mu_2 \ln M_t + \mu_3 \ln IP_t + \mu_4 \ln ER_t + \mu_5 \ln BD + \mu_6 \ln CPI_{t-1} + U_{2t}$$

CPI = شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶

GDP = تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶

BD = کسری بودجه دولت

M = نقدینگی

IP = شاخص کالاهای وارداتی

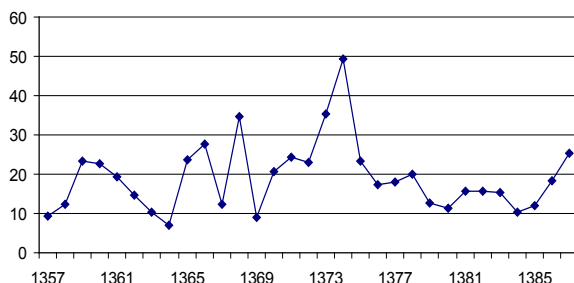
ER = نرخ ارز در بازار آزاد

OIL = درآمدهای نفتی

مدل از دو معادله همزمان، تشکیل شده است. در معادله اول، کسری بودجه دولت بر نقدینگی تأثیر می‌گذارد. سازوکار این اثرگذاری بدین صورت است که با افزایش کسری بودجه دولت، چنانچه این کسری از طریق استقراض بانکی تأمین شود، بدهی دولت به نظام بانکی و در نتیجه، پایه پولی و نقدینگی افزایش می‌یابد. این افزایش نقدینگی از طریق معادله دوم، بر شاخص قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد. از طرفی شاخص قیمت‌ها، بار دیگر از طریق معادله اول بر نقدینگی تأثیر می‌گذارد. بدین ترتیب حلقه ارتباطی بین کسری بودجه دولت و رشد پول و تورم تکرار می‌شود. با توجه به این که در اقتصاد ایران به دلیل نبود بازار اوراق بهادار پیشرفته، بخش زیادی از کسری بودجه از طریق استقراض از بانک مرکزی و بانک‌های تجاری تأمین می‌شود، انتظار می‌رود که کسری بودجه، تأثیر مثبتی بر نقدینگی داشته باشد.

### توصیف متغیرهای مدل:

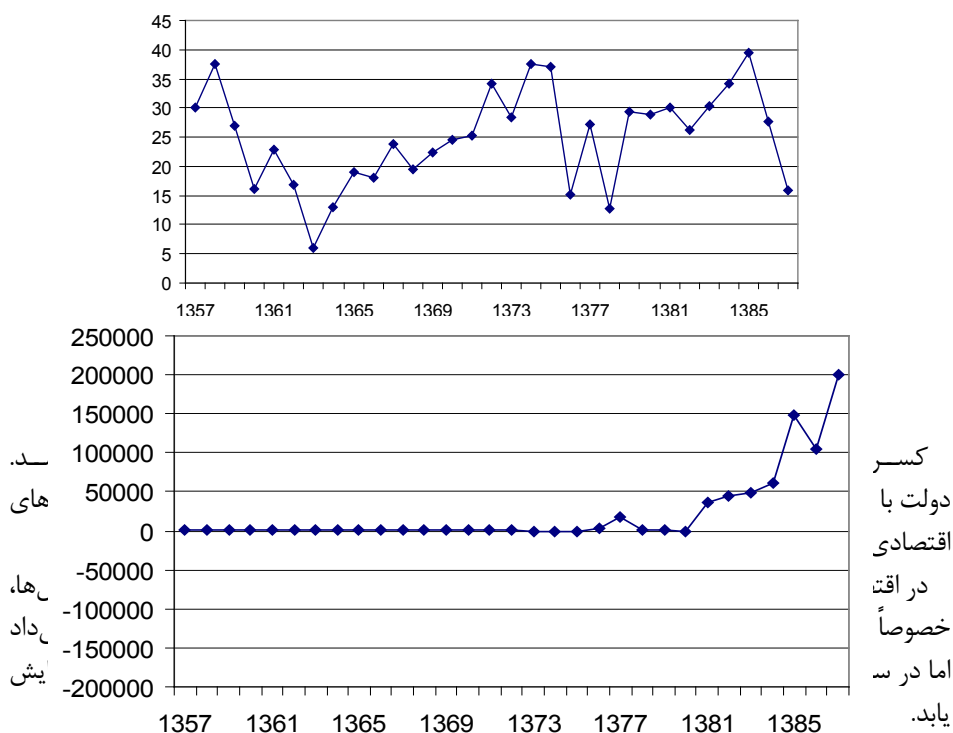
شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به‌عنوان یک نماگر مهم برای سنجش تورم و قدرت خرید پول داخلی کشور می‌باشد، همچنین این شاخص یکی از ابزارهای مهم برای برنامه‌ریزان اقتصادی کشور به منظور تعیین وضعیت قیمت‌ها در زمان‌های مختلف و راهنمایی برای سیاست‌های پولی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نمودار ۱ روند تغییرات نرخ تورم را طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد.



نمودار ۱: روند تغییرات نرخ تورم ۸۷-۵۷

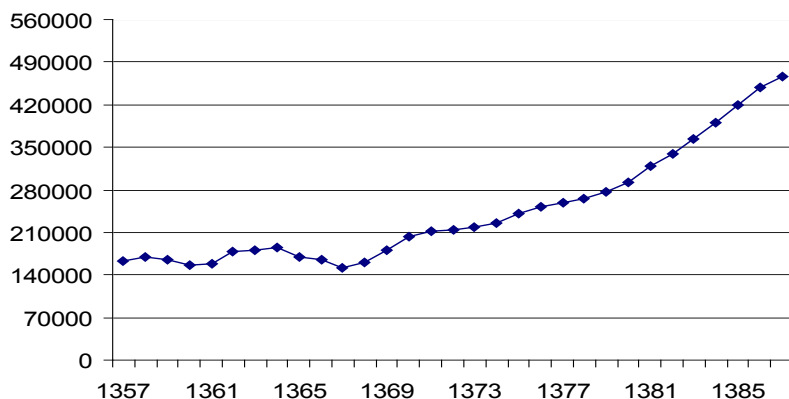
بر اساس این نمودار، مشاهده می‌شود که در دهه ۷۰، نرخ تورم با افت و خیز زیاد همراه بوده است، بطوریکه در سال ۱۳۷۴ شاخص قیمت‌ها ۴۹ درصد رشد داشته است اما با اتخاذ سیاست‌های ضد تورمی و رشد تولید ناخالص داخلی در سال‌های بعد، از روند متعادل‌تری برخوردار شده است. میزان نقدینگی ( $M$ )، از عوامل تأثیرگذار بر تورم است. براساس نظریه پول‌گرایان، رشد نقدینگی تنها عامل بروز تورم در جامعه است. در کشور ما نیز رشد نقدینگی یکی از عوامل مؤثر بر رشد سطح عمومی قیمت‌ها بوده است.

نمودار شماره ۲ روند رشد نقدینگی را طی دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد. باتوجه به این نمودار، نرخ رشد نقدینگی در کشور ما از افت و خیز فراوانی برخوردار بوده است. عوامل عمده تعیین‌کننده تغییرات عرضه پول و نقدینگی بخش خصوصی در ایران عبارتند از تغییرات در خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی، خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی و اعتبارات سیستم بانکی به بخش خصوصی. بین سال‌های ۶۵ تا ۷۵ همه عوامل فوق‌طور مستمر در حال افزایش بوده لذا عرضه پول و نقدینگی بخش خصوصی نیز مستمراً رشد یافته است.



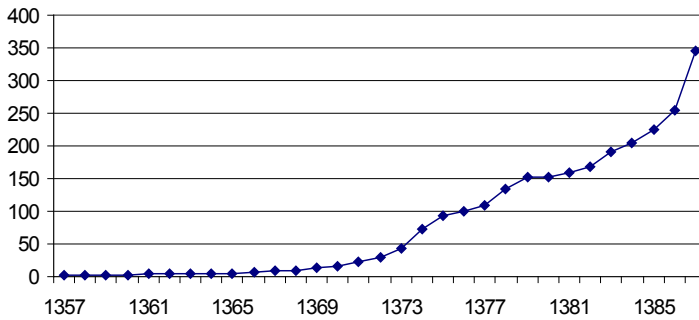
### نمودار ۳: روند کسری بودجه ۸۷-۵۷

از عوامل دیگر تأثیرگذار در الگو، می‌توان به تولید ناخالص داخلی (GDP) اشاره کرد. بین تورم و رشد اقتصادی، یک رابطه دوطرفه وجود دارد. تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، بیانگر عرضه کل جامعه است و بنابراین، افزایش آن به منزله کاهش شکاف بین عرضه و تقاضای کل و در نتیجه کاهش تورم است و در نتیجه افزایش تولید می‌تواند قسمتی از آثار تورمی مازاد تقاضای کل ایجاد شده از طریق حجم پول را خنثی کند. در طول دوره زمانی ۸۷-۱۳۵۷ تولید ناخالص داخلی از ۲۶۹۶۹۱ به ۵۷۵۶۸۹ میلیارد ریال رسیده، که حاکی از ۱۱۳ درصد رشد می‌باشد، به عبارتی تولید در دوره مورد نظر تقریباً دو برابر شده است.



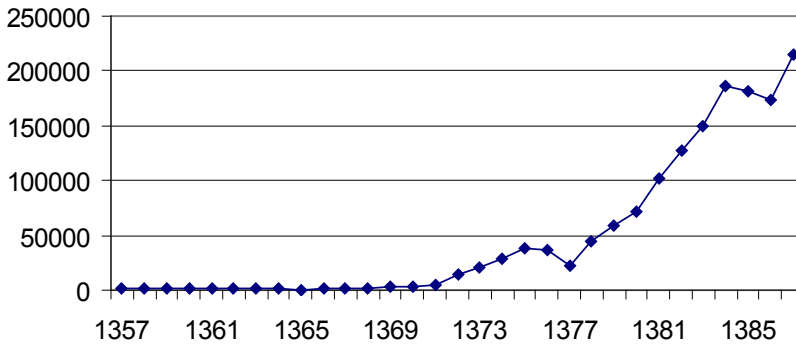
### نمودار ۴: روند تولید ناخالص داخلی (بدون نفت ۸۷-۵۷)

شاخص کالاهای وارداتی (IP) یکی دیگر از عواملی است که می‌تواند تأثیر به‌سزایی بر تورم در ایران داشته باشد. واردات کالاهای سرمایه‌ای و مواد اولیه نیز می‌تواند باعث رونق اقتصادی کشور شود و از طریق واردات کالاهای مصرفی به تولید داخلی آسیب بزند. افزایش شاخص قیمت‌های وارداتی (افزایش قیمت‌های جهانی) نقش مهمی در تورم داخلی دارد. نمودار ۳ روند شاخص قیمت‌های وارداتی را نشان می‌دهد. در طول دوره زمانی ۸۷-۱۳۵۷ شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶، حدود ۱۷۳۶۱ درصد افزایش داشته است. به عبارتی این شاخص در دوره مورد نظر تقریباً ۱۷۴ برابر شده است.



نمودار ۵: روند شاخص کالاهای وارداتی ۵۷-۸۷

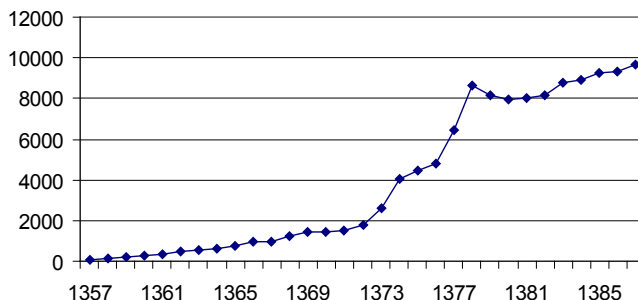
درآمدهای نفتی (OIL)، یکی دیگر از عواملی است که از آن به‌عنوان عامل ساختاری ایجادکننده تورم نام می‌برند. نمودار ۴: روند درآمدهای نفتی را طی دوره مورد بررسی در ایران نشان می‌دهد.



نمودار ۶: روند درآمدهای نفتی ۵۷-۸۷

یکی از بحث‌های مطرح در اقتصاد، اثرات نوسانات نرخ ارز (ER) بر متغیرهای کلان اقتصادی است. به‌دلیل اینکه نوسانات نرخ ارز هم بخش تقاضای کل اقتصاد (از کانال خالص صادرات) و هم بخش عرضه اقتصاد را (از کانال کالاهای واسطه‌ای وارداتی) تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین نرخ ارز در هر اقتصادی که با دنیای خارج از خود ارتباط دارد، یکی از عوامل تأثیرگذار بر تورم است. این نرخ، بر قیمت کالاها و خدمات وارداتی در بازار داخلی و نیز بر قیمت کالاهای ساخت داخل در بازارهای خارجی تأثیر می‌گذارد. در کشوری مانند ایران که قسمت عمده درآمد دولت از محل عایدات ارزی ناشی از صدور مواد معدنی است، اهمیت نرخ ارز به مراتب بیشتر می‌شود، زیرا این نرخ مستقیماً بر وضع مالی دولت، درآمدها و هزینه‌های آن مؤثر است. زمانی که درآمد حاصل از صادرات نفت و یا نرخ برابری ارز تغییر نماید، درآمد ریالی دولت از محل فروش این فراورده‌ها نیز تغییر کرده و بر کسری یا مازاد بودجه تأثیر می‌گذارد. از طرف دیگر، این اعتقاد همواره وجود دارد که افزایش نرخ ارز سبب افزایش قیمت کالاهای وارداتی شده و بر بخش‌های اقتصادی که حساسیت سیاسی دارند اثر نامطلوب

گذاشته و میزان رشد تورم را تسریع می‌نماید.



نمودار ۷: روند نرخ ارز ۵۷-۸۷

## تجزیه و تحلیل داده‌ها

### بررسی ایستایی متغیرها

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فرض ایستا بودن متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد. از طرف دیگر اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان نایستا می‌باشند. از این رو قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی لازم است نسبت به ایستا بودن و نایستایی آنها اطمینان حاصل کرد. برای بررسی متغیرها از نظر ایستایی از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. که فرضیه صفر، در این آزمون وجود ریشه واحد می‌باشد.

$$H_0: \rho = 1$$

$$H_1: \rho \neq 1$$

این آزمون، بر روی متغیرهای مدل در دو حالت با عرض از مبدأ و بار دیگر با عرض از مبدأ و روند

صورت گرفته است که نتایج آن در جدول ۱ و ۲ آمده است و همانطور که مشخص است در مورد تمامی متغیرها، قدر مطلق آماره ADF محاسباتی از قدرمطلق ADF جدول در سطح ۵٪ و ۱۰٪ کوچکتر می‌باشد. در نتیجه تمامی متغیرهای مدل، در سطح، با عرض از مبدأ و یا با عرض از مبدأ و روند نایستا هستند.

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرها در سطح با عرض از مبدأ

| نام متغیر                    | علامت اختصاری | ADF محاسباتی | وقفه | نتیجه  |
|------------------------------|---------------|--------------|------|--------|
| لگاریتم کسری بودجه           | LnBD          | -۰/۰۹        | ۱    | نایستا |
| لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده | LnCPI         | -۱/۲۷        | ۱    | نایستا |
| لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد   | LnER          | -۱/۹۳        | ۰    | نایستا |
| لگاریتم تولید ناخالص داخلی   | LnGDP         | -۲/۲         | ۰    | نایستا |
| لگاریتم شاخص قیمت وارداتی    | LnIP          | -۲/۴۷        | ۱    | نایستا |
| لگاریتم نقدینگی              | LnM           | -۲/۳۱        | ۰    | نایستا |
| لگاریتم درآمد نفتی           | LnOIL         | -۱/۵۶        | ۰    | نایستا |
| ADF جدول در سطح ۵٪ = -۳      |               |              |      |        |
| ADF جدول در سطح ۱۰٪ = -۲/۶۴  |               |              |      |        |

جدول ۲- نتایج آزمون ایستایی در سطح با عرض از مبدأ در روند

| نام متغیر                    | علامت اختصاری | ADF محاسباتی | وقفه | نتیجه  |
|------------------------------|---------------|--------------|------|--------|
| لگاریتم کسری بودجه           | LnBD          | -۲/۷         | ۱    | نایستا |
| لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده | LnCPI         | -۲/۵         | ۱    | نایستا |
| لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد   | LnER          | -۱/۸         | ۱    | نایستا |
| لگاریتم تولید ناخالص داخلی   | LnGDP         | -۲/۴۵        | ۰    | نایستا |
| لگاریتم شاخص قیمت وارداتی    | LnIP          | -۲/۱۵        | ۰    | نایستا |
| لگاریتم نقدینگی              | LnM           | -۲/۱۸        | ۱    | نایستا |
| لگاریتم درآمد نفتی           | LnOIL         | -۲/۲         | ۱    | نایستا |

ADF جدول در سطح ۵٪ = -۳/۷

ADF جدول در سطح ۱۰٪ = -۳/۳

در ادامه، آزمون ایستایی بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرها صورت گرفت، و بر اساس نتایج جدول ۳. همانطور قدرمطلق آماره ADF محاسباتی از قدر مطلق آماره ADF جدول در سطح ۵٪ و ۱۰٪ بزرگتر است و در نتیجه فرضیه صفر یعنی وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبودند رد می‌شود و تمامی متغیرها در تفاضل مرتبه اول ایستا هستند.

جدول ۳- نتایج آزمون ایستایی متغیرها در تفاضل مرتبه اول با عرض از مبدأ

| نام متغیر                    | علامت اختصاری | ADF محاسباتی | وقفه | نتیجه |
|------------------------------|---------------|--------------|------|-------|
| لگاریتم کسری بودجه           | LnBD          | -۳/۸         | ۱    | ایستا |
| لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده | LnCPI         | -۴           | ۱    | ایستا |
| لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد   | LnER          | -۴/۲         | ۱    | ایستا |
| لگاریتم تولید ناخالص داخلی   | LnGDP         | -۴           | ۱    | ایستا |
| لگاریتم شاخص قیمت وارداتی    | LnIP          | -۴/۱         | ۱    | ایستا |
| لگاریتم نقدینگی              | LnM           | -۳/۶         | ۱    | ایستا |
| لگاریتم درآمد نفتی           | LnOIL         | -۴/۳         | ۱    | ایستا |

ADF جدول در سطح ۵٪ = -۳

ADF جدول در سطح ۱۰٪ = -۲/۶۴

#### ۴-۳- آزمون ایستایی با وجود شکست ساختاری

با توجه به اینکه در روش دیکی-فولر، اثر تکانها در نظر گرفته نمی‌شود، این روش تورش دارد و به سختی وجود ریشه واحد را در متغیرها رد می‌کند و این احتمال وجود دارد که متغیری ریشه واحد نداشته باشد ولی در این روش به دلیل در نظر نگرفتن شکست‌های ساختاری، وجود ریشه واحد رد نشود. عبارتی ممکن است که دلیل نایستایی یک‌سری به علت شوکی باشد که به این سری وارد شده است. وقتی که شکست ساختاری رخ می‌دهد ممکن است، عرض از مبدأ تابع روند، شیب تابع روند و اینکه هم عرض از مبدأ و هم شیب تابع روند زمانی را تغییر دهد. در این تحقیق به منظور رفع این مشکل و بالا بردن دقت تخمین از آزمون پرون<sup>۱۲</sup> (۱۹۸۹) استفاده می‌شود. پرون برای این منظور سه رابطه به شرح زیر ارائه کرده است:

$$y_t = \mu + \theta \cdot DU_t + \beta T + \gamma D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k C_t^{\Delta} Dy_{t-i} + e_{1t} \quad (1)$$

$$y_t = \mu + \theta \cdot DU_t + \beta T + \gamma (DT)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k C_t^{\Delta} Dy_{t-i} + e_{2t} \quad (2)$$

$$y_t = \mu + \theta \cdot DU_t + \beta T + \gamma (DT)_t + d D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k C_t^{\Delta} Dy_{t-i} + e_{3t} \quad (3)$$

در الگوی فوق  $y_t$  متغیر فرضی و  $T$  متغیر روند و  $B T$  سالی است که در آن سال شکست ایجاد شده،  $D$  نشان دهنده تفاضل مرتبه اول از متغیر  $y$  و  $k$  وقفه مناسب می باشد. تعریف بقیه متغیرهای مجازی به شرح زیر می باشد:

اگر  $t > T+1$  آنگاه  $DU=1$  در غیر اینصورت  $DU=0$

اگر  $t = T+1$  آنگاه  $DT=1$  در غیر اینصورت  $DT=0$

اگر  $t > T$  آنگاه  $DT = t$  در غیر اینصورت  $DT = 0$

اگر  $t > T+1$  آنگاه  $DT = t-T$  در غیر اینصورت  $DT = 0$

رابطه ۱ برای حالتی است که شکست ساختاری فقط عرض از مبدأ را تغییر دهد. رابطه ۲ برای حالتی است که شکست ساختاری فقط شیب متغیر را تحت تأثیر قرار دهد. رابطه ۳ برای حالتی است که شکست ساختاری هم شیب و هم عرض از مبدأ را تغییر دهد.

#### تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند

نتایج حاصل از انجام شکست ساختاری که موجب تغییر در شیب و عرض از مبدأ تابع روند می شود، در جدول ۴ آمده است و همانطور که مشخص است قدر مطلق  $\hat{t}p$  محاسباتی از قدر مطلق  $\hat{t}p$  جدول در سطح ۵٪ کمتر می باشد، بنابراین فرضیه  $H_0$  یعنی وجود ریشه واحد رد نمی شود و در نتیجه، ناپایداری متغیرها به علت شوکی که به مدل وارد شده است، نمی باشد.

جدول ۴- نتایج بررسی ایستایی با وجود شکست ساختاری، تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند

| نتیجه            | $\hat{t}p$ محاسباتی | $\hat{t}p$ جدول در سطح ۵٪ | $\lambda$ | معادله                                                                                                              |
|------------------|---------------------|---------------------------|-----------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| $H_0$ رد نمی شود | -۱/۳                | -۴/۱۷                     | ۰/۲۸      | $\text{LnGDP} = 0.3 - 0.14 DU_{65+03} + D65 + T-0.43DT_{65+0.9} \text{LnGDP} (-1) + 0.4D \text{LnGDP} (-1)$         |
| $H_0$ رد نمی شود | -۲/۱                | -۴/۱۷                     | ۰/۲۵      | $\text{LNCPI} = 1.3 - 1.25DU_{64} + 0.6D64 + 0.84T - 1.7DT_{64} + 0.89 \text{LnCPI} (-1) + 0.1 D \text{LnCPI} (-1)$ |

|                  |      |       |      |                                                                                                                         |
|------------------|------|-------|------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| $H_0$ رد نمی‌شود | -۴   | -۴/۱۷ | ۰/۳۴ | $\text{LnBD}=2.8-1.6\text{DU67}-0.65\text{D67}+0.3\text{T}+0.26\text{DT67}+0.39\text{LnBD}(-1)+0.21\text{DLnBD}(-1)$    |
| $H_0$ رد نمی‌شود | -۱/۹ | -۴/۲۴ | ۰/۵  | $\text{LnIP}=3.6+0.06\text{DU72}+0.15\text{D72}+0.08\text{T}-0.05\text{DT72}+0.59\text{LnIP}(-1)+0.2\text{DLnIP}(-1)$   |
| $H_0$ رد نمی‌شود | -۳/۲ | -۴/۲۴ | ۰/۵  | $\text{LNM}=6.6-0.2\text{DU72}-0.15\text{D72}+0.02\text{T}+0.03\text{DT72}+0.5\text{LNM}(-1)+0.13\text{DLnM}(-1)$       |
| $H_0$ رد نمی‌شود | -۱/۳ | -۴/۱۸ | ۰/۶۹ | $\text{LnER}=0.3-0.14\text{DU78}+0.3\text{D78}+\text{T}-0.43\text{DT78}+0.9\text{LnER}(-1)+0.4\text{DLnER}(-1)$         |
| $H_0$ رد نمی‌شود | -۲/۲ | -۴/۲۴ | ۰/۵۹ | $\text{LnOil}=1.1-0.03\text{DU75}+0.7\text{DU75}+0.3\text{T}+0.22\text{DT75}+0.3\text{LnOIL}(-1)+0.28\text{DLnOIL}(-1)$ |

#### ۴-۴- نتایج تجربی گنو

دستگاه معادلات همزمان، با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۵۷-۱۳۸۷ به روش ۲sls برآورد شده است و نتایج آن در زیر آورده شده است.

$$\text{LnM}=6/26+1/14\text{LnCPI}+2\text{LnBD}+0/12\text{LnOIL}$$

$$(t) \quad (2/8) \quad (4/3) \quad 3/33) \quad (2/7)$$

$$\text{LnCPI}=2/6+0/27\text{LnM}+0/44\text{LnBD}+0/83\text{LnCPI}(-1)-0/23\text{LnGDP}+0/14\text{LnIP}+0/03\text{LnER}$$

$$(t) \quad (2/76) \quad (2/14) \quad (3/85) \quad (3/28) \quad (-2/25) \quad (4/42) \quad (2/68)$$

بر اساس نتایج آزمون، آماره  $t$  مربوط به ضرایب متغیرهای مستقل در رابطه‌های لگاریتم نقدینگی و لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده، بنابراین تمامی ضرایب، اثر معنی‌داری بر لگاریتم نقدینگی و لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده دارند.

آماره  $\bar{R}^2$  یا ضریب تشخیص تعدیل شده، برای لگاریتم نقدینگی ۰/۹۶ به‌دست آمده است. بنابراین ۹۶ درصد از تغییرات متغیر نقدینگی توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است و در رابطه لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده که  $\bar{R}^2$  برابر ۰/۹۸ می‌باشد، نشان‌دهنده این است که متغیرهای مستقل ۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته این مدل را توضیح می‌دهند.

از آنجایی که در هر دو مدل همه ضرایب معنی‌دار شده‌اند، در نتیجه ضریب تعیین مقدار بالایی گرفته است بنابراین مشکل هم خطی<sup>۱۳</sup> در مدل وجود ندارد. اصطلاح هم خطی منسوب به راگنار فریش<sup>۱۵</sup> است. هم خطی در اصل به معنی وجود ارتباط خطی بین همه یا بعضی از متغیرهای

توضیحی مدل است. یکی از فروض کلاسیک، کامل بودن مرتبه ماتریس  $X$  یعنی ماتریس متغیرهای توضیحی می‌باشد که نقض این فرض موجب بروز مشکل هم خطی می‌شود در هم خطی،  $R^2$  مدل بالا می‌باشد در حالیکه آهای معنادار مربوط به ضرایب اندک می‌باشد.

جدول ۵- نتایج آزمون‌های تحقیق

| LnCPI | LnM   |                                 |
|-------|-------|---------------------------------|
| ۰/۹۸  | ۰/۹۶  | $\bar{R}^2$                     |
| ۱/۹۷  | ۱/۹۴  | D.W                             |
| ۳/۱۹  | ۳/۲۷  | F محاسباتی در روش white         |
| ۲/۰۳  | ۲/۲۷  | F محاسباتی در آزمون LM          |
| ۴/۳۷  | ۴/۳۷  | آماره F جدول                    |
| -۸/۳  | -۷/۰۲ | آماره انگل گرنجر محاسباتی (AEG) |
| -۴/۰۳ | -۴/۰۳ | آماره انگل گرنجر جدول           |

## آزمون دوربین واتسون

یکی از فروض کلاسیک ارتباط نداشتن پسماندها در دوره‌های مختلف می‌باشد به عبارتی اگر  $i \neq j$  باشد، آنگاه  $E(U_i, U_j) = 0$  می‌باشد. نقض این فرض، مشکلی به نام خودهمبستگی ایجاد می‌کند به بیان ساده، مدل کلاسیک فرض می‌کند که جزء اخلاص مربوط به یک مشاهده تحت تأثیر جزء اخلاص مربوط به مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد. از آهای تشخیص خودهمبستگی استفاده از دوربین- واتسون و آزمون LM می‌باشد. برای استفاده از روش دوربین- واتسون ابتدا رگرسیون برآورد و سپس اجزاء اخلاص آن محاسبه می‌شود، سپس  $\sum_{t=1}^2 e_{t-1}^2$  رابطه ۴، دوربین- واتسون محاسبه می‌گردد:

حاصل فرمول اگر به ۲ نزدیک بود، خودهمبستگی وجود ندارد. طبق جدول ۵ آماره دوربین واتسون در لگاریتم نقدینگی و لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده به ترتیب برابر ۱/۹۴ و ۱/۹۷ شده است و از آنجایی که اگر این آماره نزدیک به دو باشد، نشان دهنده عدم وجود خود همبستگی در مدل می‌باشد بنابراین نتیجه می‌گیریم که در مدل‌ها خود همبستگی وجود ندارد.

## آزمون LM

آزمون LM علاوه بر خودهمبستگی از درجه یک، خودهمبستگی از درجات بالاتر، به عنوان مثال  $p$  را هم آزمون می کند. فرضیه های این آزمون به شرح زیر است:

$H_0$  : عدم خودهمبستگی

$H_1$  : خود همبستگی از درجه  $p$

آزمون LM که متناسب به بروش گودفری<sup>۱۶</sup> است یکی از کاملترین آزمون های خودهمبستگی است. در جدول ۵، چون مقدار آماره LM محاسباتی از مقدار آماره F جدول کمتر می باشد، فرض صفر یعنی عدم وجود خودهمبستگی پذیرفته شده است بنابراین با استفاده از این آزمون نیز خودهمبستگی وجود ندارد.

## آزمون white

یکی دیگر از فروض کلاسیک، یکسان بودن واریانس جملات اجزای اخلال در دوره های مختلف است؛ به عبارت دیگر،  $E(u_i^2) = \delta^2$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ). نقض این فرض، مشکلی به نام همسانی واریانس ایجاد می کند. از آن رو که واریانس جزء اخلال برابر با واریانس متغیر وابسته است، مشکل ناهمسانی واریانس، به یکسان نبودن واریانس متغیر وابسته در دوره های مختلف مربوط می شود. به کمک آزمون white می توان این فرض کلاسیک را بررسی نمود. در این آزمون فرضیه های تحقیق به صورت زیر می باشد:

$H_0$  : همسانی واریانس

$H_1$  : ناهمسانی واریانس

با توجه به نتایج جدول ۵، مقدار آماره white محاسباتی کوچکتر از آماره F جدول است؛ در نتیجه فرض  $H_0$  یعنی همسانی واریانس، پذیرفته شده و این فرض کلاسیک نیز برقرار می باشد.

## آزمون انگل گرنجر

زمانی که متغیرهای مدل نایستا هستند، یکی از روش هایی که می توان جهت ایستایی جملات پسماند استفاده کرد، آزمون انگل گرنجر می باشد. تحت این آزمون اگر عدم ایستایی جملات پسماند ثابت شود، متغیرهای الگو همجمع نمی باشند و رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها کاذب می باشد و در صورتی که که جملات پسماند ایستا باشند، بین متغیرهای الگو یک رابطه غیر کاذب بلندمدت برقرار خواهد بود. برای استفاده از روش انگل گرنجر، ابتدا بین متغیرهای مدل، رگرسیون تخمین زده، سپس آزمون ایستایی برای جملات پسماند انجام می شود.<sup>۱۷</sup>

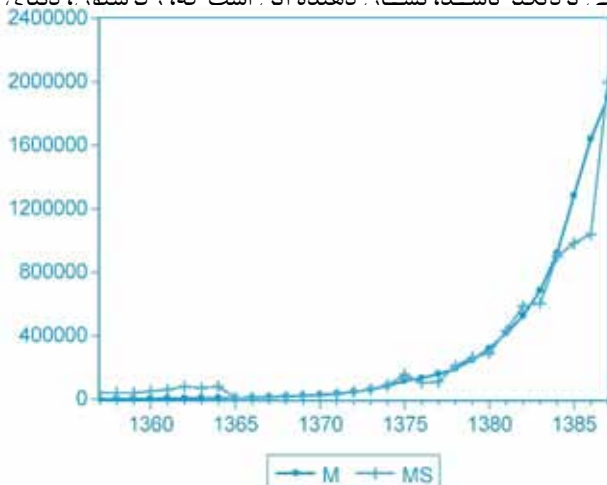
از آنجایی که در این تحقیق متغیرهای مدل همه  $I(1)$  می باشند، بنابراین بر روی جملات پسماند هر کدام از رابطه ها، آزمون انگل گرنجر تعمیم یافته صورت گرفته است. همانطور که در جدول ۵ نشان داده شده، چون قدرمطلق آماره انگل گرنجر محاسباتی بزرگتر از قدرمطلق آماره انگل گرنجر جدول است، اگرچه متغیرهای مدل نایستاست اما جملات پسماند ایستا و رگرسیون غیر کاذب بوده،

بنابراین می‌توان به ضرایب مدل اعتماد نمود و آنها را تفسیر کرد.

## عمل شبیه سازی

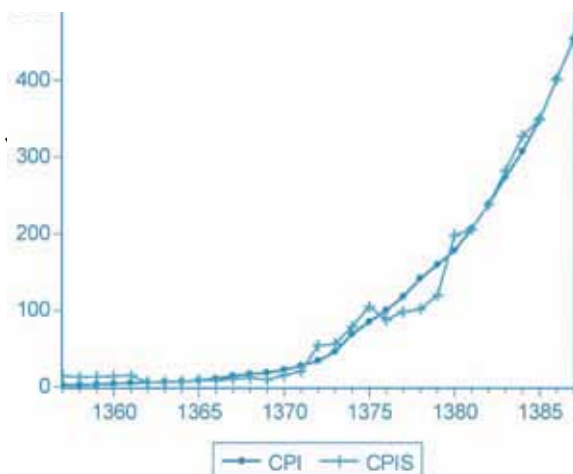
همانطور که در ادبیات اقتصادسنجی بحث می‌شود، در معادلات همزمان، آماره‌های فوق کافی نبوده و بایستی علاوه بر آنها در مجموع روابط متغیرها، از قدرت توضیح دهنده بالایی برخوردار باشند. بدین منظور عمل شبیه‌سازی بر روی معادلات برآورد شده، انجام گردید. جهت این امر، برای هر کدام از متغیرهای وابسته در سال‌های مختلف، به کمک رگرسیون که تخمین زده شده، مقادیری محاسبه شده که به آنها مقادیر حل شده یا به دست آمده گفته می‌شود. هرچقدر که این مقادیر به نتایج دنیای واقعی نزدیک‌تر باشد، نشان دهنده این است که، گسسته، دنیای واقعی را به خوبی

توضیح می‌دهد  
به دست آمده  
نتوانسته‌اند به  
متغیر وابسته د  
به دست آمده



### نمودار ۵: نقدینگی واقعی و نقدینگی به دست آمده از معادله

و در نمودار ۶ نیز مقدار واقعی تورم با (CPI) و مقدار به دست آمده تورم با (CPIS) نشان داده شده که طبق این نمودار نیز تورم به دست آمده در الگو، تورم دنیای واقعی را به خوبی توضیح می‌دهد.



### نمودار ۶: تورم واقعی و تورم به دست آمده از معادله

از طرفی به منظور ارزیابی نتایج شبیه سازی معادلات الگو، از آماره  $MAPE^{18}$  نیز استفاده شده است. آزمون  $MAPE$  بیان کننده درصد خطای موجود در کل دوره بوده و به شکل زیر تعریف می شود:

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{LnM_t - \hat{h} \hat{M}_t}{LnM_t} \right| \times 100 \quad \text{برای نقدینگی:}$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{LnCPI_t - Ln\hat{CPI}_t}{LnCPI_t} \right| \times 100 \quad \text{برای تورم:}$$

خطای رگرسیون تخمین زده شده را می توان بوسیله رابطه زیر محاسبه نمود.

$$e = h M_t - \hat{h} \hat{M}_t$$

که خطا، نشان دهنده میزان انحراف نقدینگی تخمین زده شده  $\hat{h} \hat{M}_t$  از نقدینگی دنیای واقعی  $h M_t$  می باشد. هرچقدر که میزان خطا کمتر باشد، نشان دهنده این است که فاصله بین نقدینگی شبیه سازی شده با دنیای واقعی کمتر و در نتیجه ترکیب مجموعه متغیرهایی که به شبیه سازی نقدینگی کمک کرده اند مناسب بوده اند و در نتیجه نقدینگی شبیه سازی شده بخوبی می تواند روند نقدینگی دنیای واقعی را بیان نماید. صورت  $MAPE$  نیز همان خطا می باشد اما چون رابطه  $\sum e_t = 0$  برقرار است، ابتدا خطاها به توان دو رسیده، سپس مجموعشان محاسبه شده است.

در حالت بسیار مطلوب  $MAPE$  برابر صفر و در بدترین حالت ۱۰۰ می باشد. هرچه مقدار  $MAPE$  کمتر باشد بیانگر این است که مقادیر شبیه سازی شده، روند واقعی متغیر را بهتر بیان می کند. آماره  $MAPE$  مربوط به متغیرهای درون زای الگو بر اساس نتایج شبیه سازی محاسبه و

در جدول ۶ ارائه شده است. چون مقادیر به دست آمده نزدیک به صفر می باشد، (MAPE) مربوط به نقدینگی ۶/۵ درصد و شاخص بهای مصرف کننده حدود ۲ درصد) بنابراین در مجموع الگو از قدرت پیش بینی خوبی برخوردار است.

جدول ۶- نتایج محاسبه آماره MAPE مربوط به شبیه سازی متغیرهای درون زای الگو

| شرح        | نقدینگی (M) | شاخص بهای مصرف کننده (CPI) |
|------------|-------------|----------------------------|
| آماره MAPE | ۶/۵         | ۱/۸                        |

### محاسبه تورم براساس مدل:

با توجه به قدرت پیش بینی الگو، با جای گذاری متغیرهای مستقل در الگو، میزان لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده برای سال ۸۸ و ۸۹ محاسبه شده و پس از گرفتن آنتی لوگ، با استفاده از رابطه زیر، میزان تورم محاسبه و با تورم اعلام شده توسط بانک مرکزی در جدول ۷ آورده شده است. نتایج نشان می دهد بین تورم اعلام شده و تورم به دست آمده از مدل، اختلاف قابل توجهی وجود ندارد.

$$\text{inf}_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \times 100$$

جدول ۷- مقایسه نرخ تورم محاسبه شده با تورم اعلامی بانک مرکزی

| نام متغیر | سال | محاسبه شده | اعلامی بانک مرکزی |
|-----------|-----|------------|-------------------|
| inf       | ۸۸  | ۱۲/۵       | ۱۰/۸              |
|           | ۸۹  | ۱۳/۳       | ۱۲/۴              |

برای پیش بینی تورم سال ۱۳۹۰ نیز، به کمک روابط تخمین زده شده و نرم افزار Eviews، لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده، پیش بینی شده و از آن، آنتی لوگ گرفته و به کمک رابطه بالا میزان تورم جهت سال مذکور پیش بینی و در جدول ۸ آورده شده است.

جدول ۸- نرخ تورم پیش بینی شده

| نام متغیر | سال | پیش بینی شده |
|-----------|-----|--------------|
| inf       | ۹۰  | ۱۴/۴۵        |

## خلاصه و نتیجه‌گیری

یکی از مباحثی که همواره دامن‌گیر اقتصاد ایران بوده و به نوعی تورم را در این اقتصاد نهادینه کرده، بحث «کسری بودجه دولت» است. کسری بودجه دولت، افزایش مخارج (جاری) دولت نسبت به درآمدهای (جاری) دولت است که شامل وابستگی بودجه دولت به منابع غیرمالیاتی نظیر فروش نفت، استقراض از بانک مرکزی و... می‌باشد. حجم بزرگ دولت و غلبه هزینه‌های جاری بر هزینه‌های عمرانی با تکیه بر درآمد نفت، ساختار بودجه عمومی دولت را به گونه‌ای رقم زده‌است که از واسط هر سال، بحث عدم تأمین منابع پیش‌بینی شده در قانون بودجه سالانه مطرح و در نهایت با استقراض یا تأمین توسط بانک مرکزی به پایان می‌رسد و با انباشت و رشد نقدینگی، زمینه کاهش ارزش پول ملی و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها فراهم می‌آید.

هدف این مطالعه بررسی ارتباط بین کسری بودجه دولت، رشد پول و تورم می‌باشد. برای این منظور ابتدا چگونگی تأثیر کسری بودجه دولت بر رشد پول و تورم و همچنین چگونگی تأثیرپذیری کسری بودجه دولت از تورم بطور نظری مرور شده و مطالعات تجربی در این خصوص نیز ارائه گردیده است. نتایج حاکی از آن است که ارتباط بین کسری بودجه دولت و رشد پول و تورم به چگونگی تأمین مالی کسری بودجه دولت و شرایط کلان اقتصادی بستگی دارد. الگوی ارائه شده در این تحقیق از یک دستگاه معادلات همزمان تشکیل شده که ارتباط متقابل متغیرهای کلان اقتصادی از جمله کسری بودجه، نقدینگی و تورم را مورد بررسی قرار می‌دهد. جهت بررسی ایستایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده و با توجه به ناپایستگی متغیرها، آزمون ایستایی بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرها، صورت گرفت و نتیجه این شد که تمامی متغیرها در تفاضل مرتبه اول ایستا هستند. با توجه به اینکه در روش دیکی-فولر، اثر تکنانه‌ها در نظر گرفته نمی‌شود، جهت بررسی تأثیر شکست ساختاری از آزمون پرون استفاده شد. نتیجه این آزمون این بود که ناپایستگی متغیرها به علت شوکی که به مدل وارد شده، نمی‌باشد. جهت بررسی مشکل خودهمبستگی از آزمون دوربین-واتسون و LM استفاده شد که نتیجه هر دو آزمون عدم خودهمبستگی متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. همچنین نتیجه آزمون white، همسانی واریانس جملات اجزای اخلاص را تأیید می‌کند. بر روی جملات پسماند هر کدام از رابطه‌ها، آزمون انگل گرنجر تعمیم یافته صورت گرفت، که نتیجه آن نشان داد، اگرچه متغیرهای مدل نایستاست اما جملات پسماند ایستا و رگرسیون غیرکاذب بوده، بنابراین می‌توان به ضرایب مدل اعتماد نمود و آن‌ها را تفسیر کرد. به دلیل اینکه در معادلات همزمان آماره‌های فوق کافی نبوده، عمل شبیه سازی بر روی معادلات برآورد شده، صورت گرفت و نتیجه گرفته شد که نقدینگی به دست آمده، نقدینگی دنیای واقعی و تورم به دست آمده، تورم دنیای واقعی را به خوبی توضیح می‌دهد. از طرفی به منظور ارزیابی نتایج شبیه سازی معادلات الگو، از آماره MAPE نیز استفاده شد و در مجموع، نتیجه نشان داد که الگو از قدرت پیش‌بینی خوبی برخوردار است. بنابراین به تفسیر نتایج به دست آمده پرداخته شد.

با توجه به این که در ایران بخش عظیمی از کسری بودجه دولت از طریق استقراض از نظام بانکی تأمین مالی شده است، کسری بودجه در کشور باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها گردیده است. بطوریکه یک درصد افزایش در کسری بودجه دولت باعث افزایش دو درصد در نقدینگی گردیده است. به دنبال افزایش نقدینگی، سطح عمومی قیمت‌ها نیز افزایش یافته است. بطوریکه یک درصد افزایش نقدینگی بطور متوسط باعث افزایش نرخ تورم به میزان ۰/۲۷ درصد می‌گردد. از طرفی افزایش کسری بودجه دولت باعث افزایش تورم نیز شده است. طبق نتایج تخمین، یک درصد افزایش در کسری بودجه دولت باعث افزایش ۰/۴۴ درصد در تورم می‌شود. بنابراین ایجاد کسری بودجه دولت در کشور به صورت حلقه‌ای، نقدینگی و تورم را تحت تأثیر قرار داده است. چنانچه هدف دولت کاهش نرخ تورم باشد، لازم است ابتدا با افزایش درآمد و کاهش هزینه‌ها نسبت به کاهش کسری بودجه اقدام کند، و در صورت داشتن کسری بودجه، آن را از راه‌های دیگری بجز استقراض از نظام بانکی تأمین نماید تا این حلقه ارتباطی کسری بودجه، نقدینگی و تورم از بین برود.

#### پی نوشت‌ها:

- 1- Non-debt Receipts
- 2- Keynesian Approach
- 3- Consumer Price Index
- 4- Creeping Inflation
- 5- Hyper Inflation
- 6- Galloping Infation
- 7- Catao, Luis
- 8- Terrones, Marco E.
- 9- Lozano, Ignacio
- 10- Sahan, fatih
- 11- Data panel
- 12- Perron
- 13- Multi colinearity

۱۴- اگر با وجود بالا بودن  $\bar{R}^2$ ، تعداد زیادی از متغیرها معنی دار نشده بودند، این موضوع نشان دهنده وجود هم خطی بین متغیرهای مدل بود.

- 15- Ragnar Frisch
- 16 - Breusch Godfrey

۱۷- محمد نوفرستی، «ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی»، چاپ رسا، ۱۳۷۷

- 18- Mean Absolute Percentage Error

#### منابع و مأخذ

- ۱- تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۸۰) «بررسی ارتباط بین کسری بودجه دولت، رشد پول و تورم در ایران»، مجله برنامه و بودجه، صص ۱۰۵-۱۳۲، شماره ۶۶۶۵.
- ۲- فرزیب، علیرضا (۱۳۸۰)، بودجه‌ریزی دولتی در ایران، انتشارات مرکز آموزش مدیریت دولتی، چاپ دوازدهم.
- ۳- برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۸۱) «تئوری‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان» ترجمه عباس شاکری، نشرنی.
- ۴- کازرونی، علیرضا و اصغری، برات (۱۳۸۱) «آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران؛ روش همگرایی»، پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۲۳، صص ۹۷-۱۳۹.
- ۵- کاوه، محمود - شهریاری، عمادالدین (۱۳۸۲)، اصول تنظیم و کنترل بودجه دولتی، انتشارات فرهنگ‌آوران، چاپ اول.
- ۶- کاظمی‌نژاد، مرضیه سادات (۱۳۸۲) «آزمون رابطه علیت نرخ ارز و تورم و برآورد مدل پولی تورم در ایران»، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد.

- ۷- عباسی‌نژاد، حسین و تشکینی، احمد (۱۳۸۳) «آیا در ایران تورم یک پدیده پولی است»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۷، صص ۱۸۱-۲۱۲
- ۸- قوام مسعودی، زهره- تشکینی، احمد (۱۳۸۴) «تحلیل تجربی تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۶، پاییز
- ۹- عزیزی، فیروزه (۱۳۸۵) «کسری بودجه و تورم در ایران ۸۳-۱۳۵۴» فصلنامه جستارهای اقتصادی، شماره ۶.
- ۱۰- عزیزی، غلامرضا (۱۳۸۶)، فراگرد تنظیم و کنترل بودجه دولتی (براساس GFS)، انتشارات شهر آشوب.
- ۱۱- رحمانی، تیمور (۱۳۸۶) «اقتصاد کلان ۲» انتشارات دانشگاه پیام‌نور، چاپ اول، بهمن‌ماه
- ۱۲- اسلامی بیدگلی، غلامرضا و باجلان، سعید (۱۳۸۷) «آزمون نظریه مقداری پول در ایران و بررسی اثربخشی سیاست تثبیت قیمت‌ها با استفاده از مدل گارچ» فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، صص ۲۲۵-۲۰۵، تابستان.
- ۱۳- هادیان، ابراهیم و پارسا، حجت (۱۳۸۷) «برآورد تأثیر با وقفه تغییرات حجم نقدینگی بر سطح تورم در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۶، صص ۱-۱۶، پاییز.
- ۱۴- حسینی‌نسب، ابراهیم و رضاقلی‌زاده، مهدیه (۱۳۸۹) «بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران (با تأکید بر کسری بودجه)»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال دهم، شماره اول، صص ۷۰-۴۳، بهار.
- 15- Barro, Robert (1978), « comment from an Unreconstructed Ricardian “ Journal of Monetary Economics, Vol:4,PP:569-581.
- 16- Hamburger, M. J. and Zwick, B. (1981), “Deficits, Money and Inflation”, Journal of Monetary Economics, Vol: 7, PP: 141-150.
- 17- Bachman, D.(1992), “Why Is the U.S. Current Account Deficit So Large? Evidence from Vector Auto regressions”, Southern Economic Journal, Vol:59,PP:232-240
- 18- Dogas, D. (1992), “Market Power in Non-monetarist Inflation Model for Greece”, Applied Economics, Vol: 24, PP: 367-378.
- 19- Hassan Shiravani and Barry Wilberate, “Money and Inflation: International Based on Contingent Theory”, International Economic Journal, Vol. 8, No.1, (1994), pp.11-21.
- 20- Sowa, N. K. (1994), “Fiscal Deficits, Output Growth and Inflation Targets in Ghana”, World Development, Vol: 22, PP: 1105.1117.
- 21- Abizadeh, S. Yousefi, M, and Benarroch, M. (1996), “A Multilevel Government Model of Deficits and Infation”, Atlantic Economic Journal, Vol:24,PP:118-130
- 22- Metin, K. (1998), “The Relationship Between Inflation and the Budget Deficit in Turkey”, Journal of Business and Economic Statistics, Vol:16, No: 4, PP: 412-22.
- 23- Olin Liu and Muyniw Olu and S. Addegi (2000), “Determinanat of Inflation In The Islamic Republic of Iran, a Macroeconomic Analysis”, IMF Working Paper, No. 127.
- 24-Darrat,A.F. (2000)“Are Budget Deficits Inflationary? A Reconsideration of the Evidence”, Applied Economics, Vol: 7, No: 10, PP: 633-36.
- 25- Catao, Luis and Terrones Marco E.(2003), “Fiscal deficits and inflation”, International Monetary Fund, Working Paper No.03/65.
- 26-Lozano, Ignacio (2008), “ Budget Deficit, Money Growth and Inflation: Evidence from the colibmian Case”, Borradores de ECONOMIA, No.537
- 27- Sahan, Fatih (2010), “ A panel ctegration analysis of budget deficit and inflation for eu countries and turkey”, 6th International Student Conference, Izmir University of Economics,

