

آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است؟

دکتر حسین عباسی نژاد*

احمد تشکینی**

تاریخ دریافت ۸۲/۹/۱۵ تاریخ تصویب ۸۳/۶/۳۱

چکیده

مطالعات زیادی در دهه‌های اخیر، در خصوص تورم در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه انجام شده است. اگرچه یک درک عمومی در خصوص مفهوم تورم وجود دارد، ولی در خصوص علل آن بین اقتصاددانان اتفاق نظر وجود ندارد.

در این تحقیق از داده‌های ۱۳۳۸-۸۰ (۱۹۶۰-۲۰۰۱) برای انجام تجزیه و تحلیل استفاده شده است. برای بررسی ارتباط بلندمدت بین نرخ تورم و سیاست‌های پولی از سه روش اقتصاد سنجی همچون روش انگل-گرنجر، روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و روش یوهانسن-جوسیلیوس استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رشد ۱۰ درصدی حجم پول منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به میزان ۳ درصد خواهد شد. همچنین فرضیه پولی بودن تورم در اقتصاد ایران پذیرفته نمی‌شود، در ضمن تولید و شاخص قیمت کالاهای وارداتی و نرخ ارز از عوامل مهم اثرگذار بر نرخ تورم در اقتصاد ایرانند.

نتایج حاصل از روش تابع عکس العمل و تجزیه واریانس نشان می‌دهد که پول در اقتصاد ایران متغیری درون زاست و بنابراین مقامات پولی قادر به کنترل آن نیستند. سرانجام نتیجه دیگر به دست آمده از این روش آنست که، چون اثرات تورمی ناشی از اعمال سیاست پولی در یک دوره ظاهر نمی‌شود، بنابراین سیاست پولی فعال توصیه نمی‌شود.

طبقه‌بندی JEL: E31 ، P24

کلید واژه: تورم، حجم پول، سیاست پولی، روش همگرایی

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

** دانشجوی دوره دکتری دانشگاه تهران.

۱- مقدمه

بهطور کلی اقتصاددانان از نظر هدفهای سیاست کلان-اقتصادی، برمواردی همچون اشتغال کامل، ثبات قیمت‌ها (کنترل تورم)، توزیع عادلانه درآمد و رشد مداوم اقتصادی تاکید دارند. کنترل تورم به عنوان یکی از هدفهای سیاست کلان اقتصادی به دلیل اثرات مخربش همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده است. از آثار مخرب تورم می‌توان به توزیع مجدد درآمد به نفع صاحبان دارایی و به زیان حقوق بگیران، افزایش ناطمنی و در نتیجه کوتاه‌تر شدن افق زمانی تصمیم‌گیری و کاهش سرمایه‌گذاری بلندمدت و عوامل متعدد دیگر اشاره نمود.

نکته قابل توجه در خصوص تورم آنستکه اقتصاددانان مکاتب مختلف در خصوص علل ایجاد تورم با یکدیگر توافق ندارند. اقتصاددانان مکتب کلاسیک با اعتقاد به این مطلب که بخش حقیقی از بخش پولی جداست، معتقدند سطح تولید و اشتغال با توجه به شرایط رقابت کامل و قانون سی در سطح اشتغال کامل تعیین می‌شود، و هر تغییری در بخش پولی اقتصاد روی متغیرهای حقیقی اقتصاد هیچ تاثیری ندارد. براساس این فرض که تولید به دلیل انعطاف پذیری کامل قیمت در سطح اشتغال کامل قرار دارد، سیاست مالی و پولی بر تولید اثر ندارد. سیاست مالی بر نرخ بهره، و ترکیب مخارج میان دولت و بخش خصوصی، و میان سرمایه‌گذاری و مخارج مصرفی تاثیرگذار نمود، و سیاست پولی بر هیچ‌یک از متغیرهای حقیقی، و حتی بر ترکیب تولید نیز اثر ندارد و صرفاً منجر به تغییر قیمت‌ها می‌شود.

این مفاهیم ضمنی درباره اثرات سیاست‌های پولی بر تولید، هماهنگ با نظریه مقداری پول است. این نظریه بدین معنا است که سطح قیمت دارای رابطه‌ای متناسب با موجودی پول است. به این ترتیب در نظریه کلاسیک‌ها پول بی اثر (خنثی) است و در نتیجه تغییرات در موجودی پول فقط به تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها می‌انجامد، و بر متغیرهای حقیقی هیچ اثری ندارد. براساس این نظریه با توجه به شکل خاص تقاضای پول می‌توان اظهار نمود که یگانه علت تورم رشد حجم پول در اقتصاد است و برای درمان تورم کاهش حجم را پیشنهاد می‌نمایند.

اقتصاددانان مکتب کینزی فزونی تقاضای کل، نسبت به عرضه کل را علت اساسی تورم عنوان کرده و معتقدند علت اصلی افزایش تقاضا را باید در دو بخش پول و کالا جستجو نمود. در بازار کالا افزایش مخارج مصرفی مستقل، افزایش سرمایه‌گذاری مستقل و عواملی از این دست منجر به بروز اضافه تقاضا شده و در بازار پول نیز افزایش حجم پول می‌تواند منجر به بروز اضافه تقاضا و ایجاد تورم شود.

پولیون هم تورم را یک پدیده پولی می‌دانند. این ادعا که تورم یک پدیده پولی است بدان مفهوم است که رشد مستمر و بالای حجم پول در اقتصاد منجر به ایجاد تورم بالا می‌شود. از سویی میزان تورم بالا نمی‌تواند به مدت طولانی بدون میزان بالای رشد پول ادامه یابد. البته پولیون در تفسیر جدید خود از نظریه مقداری پول عنوان می‌کند پول در کوتاه مدت خنثی نیست و بر متغیرهای حقیقی اثر دارد ولی در بلند مدت نظریه کلاسیک‌ها را مبنی برخنثایی پول می‌پذیرند. مکتب ساختارگرا، ریشه‌های تورم را در ضعف بخش‌های کشاورزی و تجارت خارجی و یا کشش درآمدی اندک سیستم مالیاتی نهفته می‌داند. براساس دیدگاه مکتب ساختارگرایان علت اصلی تورم سیاست‌های ارادی پولی و مالی دولت نیست بلکه عدم تعادل‌های اساسی در نظام اقتصادی است که رشد عرضه پول را نیز به دنبال دارد.

با توجه به توضیح مختصر درخصوص ریشه‌های تورم در مکاتب مختلف اقتصادی در این تحقیق تمرکز اصلی را بر نظریات اقتصاددانان مکتب پولی استوار می‌نماییم، و نظریات این مکتب را در خصوص پولی بودن تورم در اقتصاد ایران بررسی کنیم و در حقیقت به دنبال پاسخگویی به پرسش‌های اساسی زیر در خصوص تورم در اقتصاد ایران هستیم:

- ۱- آیا در اقتصاد ایران رابطه‌ای بین تورم و حجم پول وجود دارد؟
 - ۲- آیا رابطه بین حجم پول و تورم در اقتصاد ایران یک به یک است؟
- همچنین با استفاده از یکسری روش‌های اقتصادسنجی به دنبال جوابگویی به سؤال فرعی زیر خواهیم بود:

۳- پول در اقتصاد ایران درون زاست یا برون زا؟

از سویی فرضیه اساسی این مطالعه، پولی بودن تورم در اقتصاد ایران است. به عبارتی فرضیه این تحقیق را می‌توان به این صورت بیان نمود که: تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است، که با استفاده از روش‌های مختلف اقتصاد سنجی این فرضیه را مورد آزمون قرار می‌دهیم.

این مطالعه در ۵ بخش تنظیم شده است، بخش اول از این مطالعه، تعریفی از تورم و نظریات اقتصادی در خصوص منشا آن، و بخش دوم مروری اجمالی بر روند کلی تورم در اقتصاد ایران را ارائه می‌نماید. بخش سوم نیز به مروری اجمالی بر مطالعات انجام شده در خصوص تورم اشاره می‌کند و بخش چهارم نیز با ارائه مدلی به تبیین پویایی تورم در اقتصاد ایران می‌پردازد، در ادامه نیز با ارائه توابع عکس العمل و تجزیه واریانس برای بررسی پویایی‌های کوتاه مدت استخراج شده است. بخش پنجم نیز به بیان دستاوردهای حاصله از این بررسی می‌پردازد

۲- تعریف تورم و نظریات اقتصادی در خصوص منشا آن

در این قسمت ابتدا تعریفی از تورم ارائه شده، و در ادامه به مروری گذرا بر نظریات اقتصادی در خصوص منشا تورم پرداخته می‌شود.

۲-۱- تعریف تورم

تورم وضعیتی است که سطح عمومی قیمت‌ها، به طور مداوم و به مرور زمان افزایش می‌یابد. یک نکته حائز اهمیت در تعریف تورم عنصر زمان و تداوم افزایش سطح عمومی قیمت‌هاست. بدین معنا که قیمت‌ها باید به صورت مداوم در طی زمان افزایش داشته باشند. اگر قیمت‌ها در یک دوره خاص افزایش یابند و سپس این روند صعودی قطع شود به این فرایند تورم اطلاق نمی‌شود، چرا که افزایش صعودی در قیمت‌ها باید تداوم داشته باشد.

۲-۲- نظریات اقتصادی در خصوص منشا تورم

۲-۲-۱- نظریه مقداری پول

قبل از انتشار کتاب نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول نوشته جان مینارد کینز، در میان اقتصاددانان یک اتفاق نظر عمومی در خصوص علل ایجاد کننده تورم وجود داشت. این اقتصاددانان براساس نظریه معروف اقتصادی به نام نظریه مقداری پول منشا ایجاد تورم را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دادند. در خصوص این نظریه دو تفسیر وجود دارد که به صورت اجمالی در خصوص هر یک بحث می‌کنیم.

الف) معادله مبادله فیشر:

ایروینگ فیشر^۱ تجزیه و تحلیل خویش را از طریق معادله مبادله زیر آغاز می‌نماید:

$$(1) \quad Mv=Py$$

M حجم کل ذخایر پول، v سرعت گردش پول، P سطح عمومی قیمتها و y سطح محصول تولید شده در اقتصاد را نشان می‌دهد. براساس این نظریه با فرض این که سرعت گردش پول و تولید ثابتند، هرگاه حجم پول در اقتصاد X درصد بالا رود قیمت‌ها نیز به همان نسبت (X درصد) افزایش خواهند داشت. تحلیل افزایش متناسب قیمت‌ها بدین صورت است که افزایش حجم پول سبب می‌شود که در اقتصاد نسبت به مقداری که برای مبادله در اشتغال کامل لازم است، اضافه پول به وجود آید، ذخایر پولی تدریجاً خرج می‌شوند و از آنجا که سطح محصول و سرعت گردش پول در اقتصاد ثابت است سطح عمومی قیمت‌ها به همان میزان افزایش می‌یابد تا این که ذخایر اضافی از بین برود.

ب) معادله کمبریج:

صورت دیگری از فرمول بندي نظریه مقداری پول که در بسیاری از موارد

قانون کنندگان می‌باشد، شکلی است که توسط اقتصاددانان دانشگاه کمبریج مطرح شده است. این معادله را از نظر ریاضی می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$M=k P y \quad (۲)$$

اقتصاددانان مکتب کمبریج نیز همان فرضیات مکتب قبل را پذیرفته (ثابت بودن سطح تولید و سرعت گردش پول)، و بنابراین فروض، نتیجه حاصله توسط فیشر در این مکتب نیز براحتی قابل استخراج است. به این شکل که هر تغییری در حجم پول به تغییر متناسب در سطح عمومی قیمت‌ها منجر می‌شود.

۲-۲-۲- نظریه جدید مقداری پول (پولیون)

پولیون اعتقاد دارند "تورم یک پدیده پولی است". این جمله معروف فریدمن^۱ که "تورم همیشه و همه جا یک پدیده پولی است"، را می‌توان به عنوان شعار واحد اقتصاددانان پولی مطرح نمود. این ادعا که تورم یک پدیده پولی است بدان مفهوم است که میزان بالا و مستمر رشد پول سبب ایجاد تورم بالا می‌شود. این دیدگاه که تورم یک پدیده پولی است، مفهوم ضمنی نظریه مقداری پول است.

۲-۲-۳- الگوی شکاف تورمی کینز

کینز^۲ استدلال خویش برای ایجاد تورم را این طور ارائه می‌کند که اگر تقاضا برای کالاهای مصرفی بیش از عرضه آنها باشد، این اضافه تقاضا شکاف تورمی ایجاد کرده و قیمت‌ها آنقدر افزایش می‌یابند تا این شکاف پر شود.

۲-۲-۴- الگوی فشار هزینه

برخلاف دو نظریه قبلی (مکتب کلاسیک‌ها و کینزی‌ها) که فزونی تقاضای کل نسبت به عرضه را علت اصلی تورم عنوان می‌نمایند، این نظریه افزایش هزینه‌های تولید و انتقال منحنی عرضه کل را علت اصلی ترقی قیمت‌ها می‌داند. این نظریه آن هنگام ارائه شد که پدیده "تورم توأم با بیکاری" در دهه ۷۰ به وقوع پیوست.

1- Freedman.

2- Keynes.

با وقوع چنین اتفاقاتی دیگر نظریات قبلی قادر به توضیح این پدیده‌ها نبودند.

۲-۵-الگوی تورم از دیدگاه ساختارگرایان

نظریه‌های ساختاری تورم معتقد است که ریشه‌های بنیانی تورم در ساختار اقتصادی جامعه نهفته است. به طور کلی می‌توان گفت عصاره مطلب ساختارگرایان این است که در کشورهای در حال توسعه تورم معلول عدم توازن‌های ساختاری و کشش ناپذیری عرضه در بخش‌های کلیدی اقتصاد است، و این که برای درمان اصولی تورم تغییر در سیستم تولید، ساختار اقتصادی و توزیع درآمد ضروری است. بدین معنا که سیاست‌های ضد تورمی نباید به عنوان یک واکنش مقطعي نسبت به شرایط بحرانی تلقی شود بلکه باید جزیی از استراتژی توسعه باشد.

۳- مروری بر روند تورم در اقتصاد ایران

روند تورم در اقتصاد ایران را به طور مشخص می‌توان در دو دوره مورد بررسی قرارداد:

الف- قبل از انقلاب

در دوره زمانی ۱۳۵۱-۱۳۴۸ (دوره ۱۳ ساله)، برنامه توسعه عمرانی در کشور اجرا شد. در طول برنامه عمرانی سوم که دوره ثبات قیمت‌هاست اقتصاد به طور متوسط سالانه ۰/۱۰ درصد رشد داشته است. نرخ رشد نقدینگی خصوصی به طور متوسط سالانه ۱۶/۱ درصد رشد داشته است، و رشد متوسط شاخص قیمت‌های مصرف کننده ۱/۴ درصد در سال بوده است. دوره‌ای که برنامه عمرانی چهارم اجرا می‌شود، سطح عمومی قیمت‌ها شروع به افزایش می‌کند و پس از ثبات قیمت‌ها در دوره قبل، دوره‌ای شروع می‌شود که آرام آرام نرخ تورم افزایش می‌یابد. مهمترین تکانه برای اقتصاد ایران قبل از انقلاب را می‌توان تکانه نفتی سال ۱۳۵۳ دانست. در این دوران (۱۳۵۶-۱۳۵۲) افزایش قیمت نفت و به‌دلیل

آن افزایش درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت، منجر به افزایش شدید نقدینگی شد. این مساله همراه با افزایش اعتبارات به بخش‌های مختلف، تقاضای داخلی را به شدت افزایش داد اما، به دلیل ظرفیت محدود کشور برای جذب این دلارها، و عدم تعادل بین عرضه و تقاضای کل، در نهایت تورم شدیدی را به وجود آورد. کمبود زیر ساختها اعم از جاده، بندر، امکانات حمل و نقل، نیروهای متخصص و نبود مدیریت کارامد باعث شد که بخش عرضه اقتصاد نتواند مازاد تقاضا را تامین نماید، و در نتیجه قیمت‌ها افزایش یافت. یک پدیده نوظهوری که اقتصاد ایران در این دوران با آن آشنا شد، پدیده تورم وارداتی بود.

ب- بعد از انقلاب

اقتصاد ایران بعد از تکانه نفتی سال ۱۳۵۳، وقوع انقلاب در سال ۱۳۵۷، تکانه دوم نفتی در سال ۱۳۵۸ و جنگ ایران و عراق در سال ۱۳۵۹ و اجرای سیاست یکسان سازی نرخ ارز را در سال ۱۳۷۲ و شوک نفتی سال ۱۳۷۷ را تجربه کرده است. اقتصاد ایران بعد از دوره ۱۳۵۲-۱۳۵۶ که شرایط رکودی و تورم را تجربه می‌نماید، دوره جدید را تحت شرایطی آغاز می‌نماید که تشکیل سرمایه ثابت ناچالص روندی کاهشی دارد. تشکیل سرمایه ثابت داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ در سال ۱۳۵۵، به میزان قابل توجهی نسبت به سال قبل افزایش یافت، ولیکن از این سال به بعد یک روند کاهشی آغاز می‌شود، و در سال ۱۳۵۶ و ۱۳۵۷ و ۱۳۵۸ رشد منفی پیدا می‌کند، یعنی نه تنها سرمایه جدیدتری انباسته نمی‌شود، بلکه مقداری از موجودی قبلی مستهلك شده یا بخشی از آن از بین می‌رود. با یک چنین میراثی، انقلاب یک تغییر حکومت را به دنبال خویش بهمراه می‌آورد، که به دلیل اعتصابات و مشکلات دیگر، تولید به میزان چشمگیری کاهش یافت. شروع جنگ ایران و عراق در شهریور ماه ۱۳۵۹ ضربه دیگری به پیکره اقتصاد ایران وارد آورد. به دنبال این جنگ تحریم اقتصادی و کمبود کالا، ضرورت سهمیه بندی در کالاهای و توزیع کوپنی آنرا ایجاد می‌کرد. افزایش نقدینگی واقعی در نخستین سال‌های جنگ ایران و عراق که ناشی از کسری‌های بودجه دولت

است نرخ تورم را از ۱۱ درصد در سال ۱۳۵۸ به ۲۳ درصد در سال ۱۳۶۰ رساند. به دنبال این حوادث در سال ۱۳۶۵، اقتصاد ایران وقوع تورم مزمن را تجربه می‌نماید. کاهش شدید قیمت نفت در سال ۱۳۶۵، درآمدهای ارزی دولت را به طرز نگران کننده‌ای کاهش داد. درآمد ارزی در سال‌های ۱۳۶۱ و ۱۳۶۲، که مقطع کوتاه شکوفایی نفتی است حدود ۲۰ میلیارد دلار بوده است. کل درآمدهای ارزی سال ۱۳۶۵، به حدود ۶ میلیارد دلار بالغ می‌شود. این کاهش شدید در درآمدهای ارزی، نخست از واردات کاسته و سپس در کاهش شدید تولید (۹/۱-درصد) متجلی می‌شود و سپس افزایش نقدینگی برای تامین کسری بودجه که در این سال ۴۶ درصد کل بودجه است، نرخ تورم را به رغم کنترل قیمت‌ها از حدود ۷ درصد در سال ۱۳۶۴ تا ۲۳/۷ درصد در سال ۱۳۶۵ بالا برد. کسری بودجه دولت در این سال‌ها به شدت افزایش یافت بگونه ایکه در سال ۱۳۶۷ یعنی سال پایان جنگ نسبت کسری بودجه از کل بودجه به رقم بی سابقه ۵۰ درصد رسید. در طی سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۷۰، اقتصاد ایران دوران با ثباتی را پشت سر می‌گذارد. متوسط رشد سالانه تولید در این دوره (۱۳۶۸-۱۳۷۰) ۱۰/۸ درصد، متوسط رشد سالانه نقدینگی ۲۲/۲ درصد و متوسط نرخ تورم خرده فروشی ۱۵/۷ درصد در سال است. متوسط نرخ رشد تورم عمدۀ فروشی ۲۳ درصد در سال است.

با گذشت این دوران باثبات، اقتصاد ایران در دوره ۱۳۷۰-۱۳۷۲ با اعمال سیاست‌های نامناسب در بخش‌های مختلف بخصوص با اعمال سیاست‌های ارزی نامناسب راه را برای ایجاد بحران جدیدی در اقتصاد ایران باز نمود. بسته سیاستی این دوره شامل سیاست‌های انبساطی پولی و مالی و حرکت در جهت تک نرخی کردن ارز و آزادسازی واردات است. فرا رسیدن موعد سرسید استقراض خارجی و عدم کارایی‌های موجود در بخش‌های تولیدی، رشد تولید را کاهش و در کنار آن اعمال سیاست‌های پولی و مالی انبساطی فشارهای تورمی را افزایش داد. اجرای سیاست‌های ارزی به خصوص کاهش ارزش رسمی پول و اتخاذ سیستم‌های شناورتر ارزی دومین شوک سیاستی را به اقتصاد وارد نمود، در حالیکه هیچگاه سیاست‌های پولی و مالی هماهنگ با آن اجرا نگردید. سیاست‌های انبساطی پولی

و مالی و کاهش ارزش پول سیاست‌های ناسازگاری بودند که فشارهای تورمی شدیدی را به اقتصاد تحمیل نمودند.

سال‌های ۱۳۷۲ و اوایل ۱۳۷۴ را می‌توان سال‌های بحران نامید. درآمدهای نفتی از اواخر سال ۱۳۷۲ شروع به کاهش نمود و بازپرداخت بدھی‌های کوتاه مدت و بلندمدت را که سرسید آنها عمدتاً در سال ۱۳۷۳ بود با اشکال روبرو کرد. بسته تعديل اقتصادی که در برنامه اول اجرا شد، قرار بود تا حدودی ساختارهای مشکل ساز اقتصاد را ترمیم نماید، اما بسیاری از محورهای آن یا عقیم ماند و یا اجرا نشد (از جمله این سیاست‌های ناموفق می‌توان به خصوصی سازی و طرح‌های تعديل نیروی انسانی در بخش دولتی اشاره کرد که موقیت آمیز نبودند). مجموعه این شرایط باعث شد اقتصاد ایران در سال ۱۳۷۴ نرخ تورم بی‌سابقه‌ای به میزان حدود ۵۰ درصد را تجربه نماید. ارزش ریال در سال ۱۳۷۴ و ۱۳۷۳ به ترتیب ۵۵ و ۴۷ درصد کاهش یافت. نرخ رشد نقدینگی در سال ۱۳۷۳ کمتر از ۱۳۷۲ است (سیاست‌ها اعتباری و انقباضی می‌شوند) اما نرخ تورم خرده فروشی افزایش بسیار یافته است و از ۲۲/۹ درصد در سال ۱۳۷۲ به ۳۵/۲ در سال ۱۳۷۳ می‌رسد. از خرداد ۱۳۷۴ در یک اقدام ضربتی دولت نرخ ارز را تشییت و بازار غیررسمی را غیرقانونی اعلام کرد و با تعیین دو نرخ رسمی و صادراتی ۱۷۵۰ و ۳۰۰۰ ریال در تشییت قیمت‌ها کوشید. همچنین سعی شد با اعمال کنترل اعتبارات بانکی و نیز کاهش قدرت وام دهی بانک‌ها، حجم نقدینگی کنترل و عملاً سیاست‌های انقباضی پولی اعمال شود. با اعمال سیاست‌های مورد نظر نرخ تورم کاهش یافت و به مرز ۲۸/۸ و ۲۵/۳ درصد در سه ماهه اول و دوم سال ۱۳۷۵ رسید، نرخ تورم در سال ۱۳۷۵ به ۲۲/۳ درصد رسید.

با سپری شدن این دوران و آغاز ساز ۱۳۷۶ که با انتخابات ریاست جمهوری همراه بود، اقتصاد ایران کاهش پیاپی قیمت نفت در بازارهای جهانی در سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۶ و به دنبال آن کاهش مداوم رشد تولید ناخالص ملی را تجربه نمود. این وقایع بار دیگر به همگان یادآوری کرد که اقتصاد ایران هنوز نتوانسته است از وابستگی به نفت رهایی یابد. به هر حال سال ۱۳۷۷ در دوره پس از انقلاب یک

سال استثنایی از حیث درآمدهای نفتی بوده است. به طوریکه قیمت نفت خام ۳۵ درصد پایین تر از متوسط قیمت این کالا در ۲۰ سال گذشته بوده است. این وضع نه تنها به صورت مستقیم از طریق کاهش سهم بخش نفت در تولید ملی بلکه از طریق غیرمستقیم هم در کاهش رشد تولید ملی اثر گذاشت، بگونه‌ای که رشد تولید ناخالص داخلی از $\frac{۳}{۴}$ درصد در سال ۱۳۷۶ به $\frac{۱}{۶}$ درصد در سال ۱۳۷۸ کاهش یافت. نرخ تورم که بعد از اعمال سیاست‌های ثبیت فروکش کرده بود در سال ۱۳۷۶ به $\frac{۱۷}{۳}$ درصد رسید، ولی در سال ۱۳۷۷ دوباره به دلیل وقایع ذکر شده نرخ تورم به عدد $\frac{۱۸}{۳}$ درصد رسید. این روند سعودی قیمت‌ها در سال ۱۳۷۸ نیز ادامه یافت بگونه ایکه نرخ تورم $\frac{۲۰}{۱}$ درصدی در این سال مشاهده شد.

آثار تحرک اقتصادی که در اواخر سال ۱۳۷۸ نمایان شد، در سال ۱۳۷۹ بیشتر جلوه نمود. در این سال اکثر شاخص‌ها حکایت از تحرک و رونق بیشتر در فعالیت‌ها دارند. در نه ماه اول سال ۱۳۷۹، متوسط قیمت هر بشکه نفت خام صادراتی نسبت به دوره مشابه سال پیش $\frac{۵۵}{۷}$ درصد رشد داشت و از $\frac{۱۶}{۷۸}$ دلار به $\frac{۲۶}{۱۳}$ دلار رسید. اقتصاد ایران در سال ۱۳۷۹ عملکرد بهتری را نسبت به سال قبل از آن نشان داد. رشد تولید ناخالص داخلی به میزان $\frac{۵}{۹}$ درصد در مقایسه با رشد $\frac{۲}{۸}$ درصدی در سال ۱۳۷۸ و همچنین رشد قیمت‌ها به میزان $\frac{۱۲}{۶}$ درصد در مقایسه با رشد $\frac{۲۰}{۱}$ درصدی سال ۱۳۷۸ مبین این واقعیت است. اقتصاد ایران سال ۱۳۸۰ را در فضایی با ثبات و با عملکرد بالنسبه متعادل و مثبت سپری نمود. به رغم نوسانات بهای نفت خام در بازارهای جهانی و وقوع حادثه ۱۱ سپتامبر، مازاد قابل توجه حساب ذخیره ارزی و پایبندی دولت به اجرای سیاست‌های مالی غیرانبساطی، موجبات تداوم اعتماد عمومی به سیاست‌های اقتصادی و تحقق $\frac{۴}{۸}$ درصد را برای اقتصاد کشور فراهم آورد و شاخص‌های کلان اقتصادی نشان از بهبود نسبی داشت.

۴- پیشینه مطالعات تجربی در ایران

در خصوص تورم مطالعات متعددی به انجام رسیده است. برخی از مطالعات رشد بی رویه نقدینگی، برخی فشار هزینه و برخی عوامل ساختاری و... را منشا بروز تورم در اقتصاد ایران معرفی نموده‌اند. در این قسمت به بیان برخی از این مطالعات پرداخته می‌شود.

داودی (۱۳۷۶) در بررسی خوبیش شناسایی فرایند تورمی در ایران را، از سه بعد زمانی کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصله حاکی است که نرخ رشد بالای نقدینگی و افزایش نوسانهای نرخ ارز در بازار ارز مهمترین عوامل ایجاد کننده تورم در اقتصاد ایرانند، و یک درصد تغییر در حجم نقدینگی باعث ایجاد تورم به میزان ۰/۹۵ شده و این حاکی از پولی بودن تورم در اقتصاد ایران است.

در مطالعه دیگری که توسط بافکر (۱۳۷۷) انجام شده است، وی با استفاده از مدلی به دنبال یافتن علل اصلی تورم در ایران است. او نشان می‌دهد که ۱۰ درصد رشد نقدینگی در بلندمدت به رشد ۲/۷ درصدی در نرخ تورم خرده فروشی منجر خواهد شد (و باعث رشد در نرخ تورم عمده فروشی به میزان ۳/۲ درصد می‌شود). از سویی ۱۰ درصد افزایش در نرخ رشد تولید به کاهش ۱/۷ درصدی در نرخ تورم خرده فروشی منجر می‌شود (به میزان ۲/۴ درصد نرخ تورم عمده فروشی را افزایش می‌دهد). همچنین با برآورد یک مدل تصحیح خطای نشان می‌دهد که با انجام سیاست‌های مناسب می‌توان حدود ۶۶ درصد از شکاف نرخ تورم واقعی و نرخ تورم تعادلی را پر نمود. در نهایت وی نتیجه می‌گیرد که تورم یک پدیده پولی در اقتصاد ایران نیست.

در مطالعه دیگری کریمی و توکلی (۱۳۷۸) برای بررسی تاثیر قیمت واردات بر تورم، رابطه بین مخارج دولت، شاخص قیمت واردات، پول و شاخص قیمت‌ها را به طور سیستمی مورد بررسی قرار داده و به روش رگرسیونهای خود توضیح برداری VAR آزمون انجام داده‌اند. نتایج نشانگر آن است که تورم قیمت کالاهای وارداتی بیشترین تاثیر را بر تورم داخلی دارد. البته وقفه‌های تورم و پول هم تورم

را تا حدی توضیح می‌دهند اما مخارج دولت چندان تورم را توجیه نمی‌کند. تحقیق مشترک دیگری توسط کازرونی و اصغری (۱۳۸۱) با هدف آزمون سازگاری مدل تورم پولیون به همراه انتظارات عقلایی با ویژگی‌های اقتصاد ایران و یافتن رابطه متغیرهای رشد عرضه پول و تورم در چارچوب پایه‌های نظری برای اقتصاد ایران انجام شده است. در این بررسی نتیجه گرفته شده است که تورم و رشد پول همگرا بوده و در بلند مدت یک درصد افزایش در رشد پول منجر به رشد تورم به میزان 0.9% درصد می‌شود. از سویی در این بررسی فرضیه رابطه یک به یک ما بین متغیرهای مورد نظر قابل رد کردن نیست، "یعنی تورم در ایران یک پدیده پولی است.

۵- معرفی مدل

این قسمت به بررسی تجربی شاخص قیمت کالاهای خدمات مصرفی و یافتن رابطه تعادلی بلندمدت بین عوامل اساسی تشکیل دهنده آن و اثر شوکهای ناشی از این عوامل بر سطح قیمت‌ها با استفاده از اطلاعات (سری زمانی سالیانه) دوره زمانی ۱۳۳۸-۸۰ اختصاص یافته است.^۱

با توجه به مباحث نظری ارائه شده در بخش اول، و مروری بر روند تورم در اقتصاد ایران در بخش دوم، و مروری بر مطالعات انجام شده در قسمت سوم، در این قسمت برای بررسی عوامل مؤثر بر تورم به برآورد مدل زیر پرداخته می‌شود:

$$\text{LogCPI} = \alpha + \beta \text{LogM} + \gamma \text{LOGGDP} + \theta \text{LogPM} + \delta \text{LogEF} + u$$

CPI: نشان‌دهنده شاخص بهای کالاهای خدمات مصرفی به قیمت‌های ثابت ۱۳۶۹ است.

M: حجم نقدینگی در اقتصاد است.

GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت ۱۳۶۹ است.

PM: شاخص قیمت کالاهای خدمات وارداتی به قیمت ثابت ۱۳۶۹ است.

۱- تمامی تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی با استفاده از نرم افزار مایکروفت ۴ (Microfit4) انجام شده است.

EF : نرخ ارز بازار آزاد است.

U: جمله اختلال در معادله رگرسیون است.

مدل مورد نظر بگونه‌ای انتخاب شده است که از تمامی نظریات اقتصادی در خصوص منشا تورم، نماینده‌ای وجود داشته باشد. به عنوان مثال برای بررسی انطباق نظریه پولیون، متغیر حجم نقدینگی وارد مدل شده است. همچنین با توجه به مباحث ارائه شده در بخش دوم، متغیر شاخص قیمت کالاهای وارداتی به عنوان جانشینی برای بررسی انطباق نظریه فشار هزینه انتخاب شده است. در نهایت متغیر تولید برای بررسی میزان اثرگذاری طرف عرضه اقتصاد بر رشد سطح قیمت‌ها وارد مدل شده است.

مدل با استفاده از سه تکنیک اقتصاد سنجی یعنی روش‌های انگل گرنجر، ARDL و یوهانسن-جوسیلیوس مورد برآورد قرار گرفته است. نتایج حاصله از برآورد مدل به هر یک از روش‌ها را در ادامه ذکر خواهیم کرد.

آزمون‌های ریشه واحد

مطابق با نظریه همگرایی بایستی ابتدا وضعیت پایایی و درجه هم‌جمعی سری‌های زمانی مشخص گردد. در این تحقیق از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر و دیکی فولر تعمیم یافته برای این امر استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها به قرار زیر است:

جدول ۱- نتایج آزمون ADF و DF بر روی لگاریتم متغیرها

متغیر	LogCPI	LogM	LogGDP	LogPM	LogEF
آماره برای مدل دارای عرض از مبدا و روند	-2.56	-2.3	-2.02	-1.82	-1.81
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-3.51	-3.51	-3.51	-3.52	-3.51
تعداد وقفه	1	0	1	1	0
آماره برای مدل دارای عرض از مبدا و بدون روند	1.29	1.13	-1.62	0.57	1.91
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-2.93	-2.9	-2.93	-2.93	-2.93
تعداد وقفه	1	0	1	1	0
آماره برای مدل فاقد عرض از مبدا و روند	2.32	3.6	1.95	1.86	4.79
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-1.94	-1.94	-1.94	-1.94	-1.94
تعداد وقفه	1	1	1	1	0

جدول ۲- نتایج آزمون ADF و DF بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	LogCPI	LogM	LogGDP	LogPM	LogEF
آماره برای مدل دارای عرض از مبدا و روند	- 3.69	-1.84	- 3.55	- 3	-5.09
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-3.52	-3.52	- 3.51	- 3.52	-3.52
تعداد وقفه	1	2	•	0	0
آماره برای مدل دارای عرض از مبدا و بدون روند	-	-3.57	-	-3.21	-
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-	-2.93	-	-2.93	-
تعداد وقفه	-	1	-	1	-
آماره برای مدل فاقد عرض از مبدا و روند	-	-	-	-	-
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-	-	-	-	-
تعداد وقفه	-	-	-	-	-

با توجه به نتایج جدول شماره ۱ می‌توان نتیجه گرفت تمامی متغیرهای مورد نظر دارای ریشه واحد می‌باشند. از سویی دیگر براساس جدول شماره ۲، تفاضل مرتبه اول متغیرها مانا می‌باشند. به عبارتی دیگر متغیرهای مورد نظر با یک بار تفاضل گیری مانا می‌شوند (تمام سری‌های زمانی همبسته از درجه یک هستند).

۱-۵- نتایج حاصل از تخمین مدل

نتایج حاصل از تخمین مدل به روش انگل گرنجر:

انجام روش انگل گرنجر در مرحله اول مستلزم تخمین یک رابطه بلندمدت با روش OLS است و در مرحله دوم با انجام آزمون پایایی روی پسمند حاصل از معادله مرحله اول ادامه می‌یابد. براین اساس در ابتدا مدل موردنظر به روش OLS تخمین زده شده است، نتایج تخمین در جدول زیر تعییه شده است:

جدول ۳- نتایج تخمین مدل برای متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل	ضرایب	آماره t
LogM	0.3	11.7
LogPM	0.48	17.3
LogEF	0.18	5.6
LogGDP	-0.34	-5.07
C	1.66	2.7
R ²	0.99	
DW	1.2	

در مرحله بعد به بررسی مانایی جمله پسمند حاصل از رگرسیون بالا پرداخته شده، نتایج حاصل از انجام این آزمون مانا بودن پسمند حاصل از رگرسیون بالا را تایید می‌نماید. بنابراین با توجه به نتیجه به دست آمده می‌توان گفت که همجمعی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای موجود در مدل تایید می‌شود.

به دلیل نقض فرض عدم وجود خودهمبستگی، اقدام به وارد نمودن جمله MA در معادله شده است (با وارد کردن این جمله آماره دوربین واتسن به عدد ۲۰۷۹ افزایش یافته است، که نشان می‌دهد خود همبستگی مدل برطرف شده است. نتایج حاصل از رگرسیون با وارد نمودن جمله MA به صورت زیر است).

جدول ۴- نتایج تخمین مدل برای متغیر واپسی شاخص قیمت

متغیرهای مستقل	ضرایب	آماره t
LogM	0.3	9.47
LogPM	0.5	13.77
LogEF	0.16	4.41
LogGDP	-0.35	-4.22
MA(1)	0.71	6.6
C	1.74	2.36
R ²	0.99	
DW	2.07	

همانطور که جدول ۴ نشان می‌دهد ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی در بلندمدت به ایجاد تورم به میزان ۳ درصد منجر خواهد شد. همچنین رشد شاخص قیمت کالاهای و خدمات وارداتی به میزان ۱۰ درصد موجب ۵ درصد تورم خواهد گردید. رشد ۱۰ درصدی تولید باعث کاهش تورم به میزان ۳/۵ درصد خواهد شد. همین میزان رشد برای نرخ ارز منجر به تورمی به میزان ۱/۶ درصد خواهد شد.

پس از بدست آوردن ضرایب مربوط به این مدل، برای آزمون پولی بودن تورم در اقتصاد ایران باید قیودی را بر بردار همجمعی به دست آمده اعمال کرد. از آنجا که پولی بودن تورم به مفهوم وجود یک رابطه مستقیم و یک به یک بین پول و قیمت‌هاست، بنابراین بر بردار همجمعی حاصله بر ضریب متغیر حجم نقدینگی قیدی اعمال شده است (به عبارتی برای آزمون پولی بودن تورم در اقتصاد ایران نیاز به آزمون فرضیه، قید زیر داریم):

H_0 : ضریب متغیر حجم نقدینگی برابر یک است

H_1 : ضریب متغیر حجم نقدینگی مخالف یک است

قید خطی مورد نظر برای آزمون پولی بودن تورم بر بردار همجمعی، اعمال شده است و نتیجه در جدول شماره ۵ ارایه گردیده است:

جدول ۵- آماره‌های مربوط به قید خطی پولی بودن تورم

F-Statistic	۴۴۸/۰۱۳۱	Probability	0.0
Chi-Square	۴۴۸/۰۱۳۱	Probability	0.0

با توجه به نتیجه به دست آمده در سطح احتمال ۵ درصد فرضیه مبتنی بر پولی بودن تورم در اقتصاد ایران رد می‌شود.

بررسی رابطه بلندمدت از روش ARDL^۱

در تحلیل چند متغیره سری‌های زمانی، روش همگرایی انگل-گرنجر توانایی لازم برای تعیین تعداد بردارهای همگرا را به طور مستقیم نخواهد داشت (زیرا این روش مبتنی بر وجود تنها یک بردار همگرایی است). در ادامه برای تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش ARDL استفاده می‌شود. در این روش برای انتخاب تعداد وقفه بهینه متغیرها، از معیار شوارز-بیزین^۲ استفاده شده است. برای استنباط و تجزیه و تحلیل از این روش مدل شامل سه معادله پویا، بلندمدت و تصحیح خطاست.

همانطور که از جدول شماره ۶ مشخص است، لگاریتم شاخص قیمت کالاهای خدمات مصرفی تابعی از لگاریتم حجم نقدینگی، لگاریتم شاخص بهای کالاهای وارداتی، لگاریتم نرخ ارز در بازار آزاد و لگاریتم تولید ناخالص داخلی قرار گرفته است. معیار شوارز-بیزین تنها برای شاخص قیمت کالاهای و خدمات مصرفی یک وقفه در نظر گرفته است و بقیه متغیرها به صورت مقادیر زمان حال وارد الگو شده‌اند. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت براساس این معادله، t محاسباتی برابر با مقدار $-15.72 = -15.72 - \frac{0.42782}{0.06191}$ به دست می‌آید، که چون از t متناظر با جدول بنرجی^۳، دولادو^۴ و مستر^۵ یعنی 3.82- به لحاظ قدر مطلق

1- Auto-Regressive Distributed Lag(ARDL).

2- Schwarz-Bayesian Criterion.

3- Banerjee.

4- Dolado.

5- Mestre.

بیشتر است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد، و وجود آن پذیرفته می‌شود.

جدول ۶- نتایج حاصل از رابطه پویای برای متغیرهای شاخص بهای کالاهای خدمات مصرفی

متغیر	ضرایب	آماره t
LogCPI(-1)	0.42	6.9
LogM	0.2	9.2
LogPM	0.27	7.9
LogEF	0.081	3.13
LogGDP	-0.23	-4.84
C	1.23	3
R ²	0.99	
DW	1.7	

همانطورکه از جدول بالا مشاهده می‌شود ضریب تعیین ۹۹/۰ درصد و آماره F برابر با ۲۰۹۸۷/۲ به دست آمده است که حاکی از قدرت توضیح دهنگی الگو می‌باشد. همچنین فرض عدم وجود خودهمبستگی، تصریح صحیح مدل و عدم وجود واریانس ناهمسانی در این مدل تأیید می‌شود.

جدول شماره ۷ نتایج رابطه بلندمدت را برای شاخص قیمت کالاهای خدمات مصرفی نشان می‌دهد که از مدل پویای قبل به دست آمده است. این ضرایب نشانگر رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل است. نتایج حاصله معنی‌دار بودن این ضرائب را تأیید می‌نماید. رابطه بلندمدت نشان می‌دهد شاخص بهای کالاهای وارداتی دارای بیشترین اثر بر روی شاخص قیمت کالاهای خدمات مصرفی است، به طوریکه رشد ۱۰ درصدی این متغیر در بلندمدت باعث ایجاد تورم به میزان ۴/۸ درصد خواهد شد. ضریب تولید ناخالص داخلی رابطه معکوس با متغیرهای نشان می‌دهد به طوریکه رشد ۱۰ درصدی این متغیر به میزان ۴ درصد تورم را در بلندمدت کاهش می‌دهد. رابطه حجم نقدینگی و متغیرهای نیز ارتباط مثبت را تأیید می‌نماید این متغیر یعنی حجم نقدینگی

دارای اثری معادل ۰/۳۶ بروی شاخص قیمت کالاهای خدمات مصرفی است (به عبارتی رشد حجم پول به میزان ۱۰ درصد در بلندمدت ۰/۶ درصد تورم ایجاد می‌نماید). متغیر نرخ ارز نیز ارتباطی مثبت با شاخص قیمت کالاهای خدمات مصرفی دارد، به گونه‌ای که رشد ۱۰ درصدی این متغیر باعث ایجاد تورم به میزان ۱/۴ درصد می‌شود.

جدول ۷- نتایج حاصل از رابطه بلندمدت برای متغیر وابسته شاخص بهای کالاهای خدمات مصرفی

متغیر	ضرایب	آماره <i>t</i>
LogM	0.36	10.87
LogPM	0.48	15.09
LogEF	0.14	3.66
LogGDP	-0.4	-5.07
C	2.15	2.99

برای بررسی این که تعديل عدم تعادلهای کوتاه مدت در شاخص قیمت کالاهای خدمات مصرفی به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از یک مدل ECM استفاده شده است. آنچه که در مدل ECM برای ما مهم است ضریب متغیر (-1) ECM است. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت سطح عمومی قیمت‌ها برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعديل می‌گردد. به عبارتی دیگر چند دوره طول می‌کشد تا سطح عمومی قیمت‌ها به روند بلندمدت خویش باز گردد. نتایج حاصل از خروجی مدل ECM در جدول ۸ آورده شده است. ضریب جمله تصحیح خطای ۰/۵۷- به دست آمده است، یعنی در هر دوره ۵۷ درصد از عدم تعادل در سطح عمومی قیمت‌ها تعديل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

جدول ۸- نتایج حاصل از رابطه تصحیح خطاب برای متغیر وابسته شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی

متغیر	ضرایب	آماره t
DLogM	0.2	9.2
DLogPM	0.27	7.9
DLogEF	0.081	3.13
DLogGDP	-0.233	-4.84
C	1.23	3
ECM(-1)	-0.57	-9.24
R ²	0.87	
DW	1.7	

پس از به دست آوردن روابط بلندمدت، مجدداً برای آزمون پولی بودن تورم در اقتصاد ایران می توان قید خطی مورد نظر را این بار بر بردار هم جمعی (رابطه بلندمدت) حاصله از روش ARDL اعمال کرد.

H₀: ضریب متغیر حجم نقدینگی برابر یک است

H₁: ضریب متغیر حجم نقدینگی مخالف یک است

قید خطی مورد نظر برای آزمون پولی بودن تورم بر بردار هم جمعی اعمال شده است و نتیجه حاصله (آماره موردنظر برابر با CHSQ(1)=373.88[0.0]) به دست آمده است، که در سطح احتمال ۵ درصد فرض صفر رد می شود) مجدداً فرضیه صفر مبنی بر پولی بودن تورم در اقتصاد ایران را رد می نماید.

بررسی رابطه بلندمدت از روش یوهانسن - جوسیلیوس

در این روش که برای به دست آوردن رابطه بلندمدت متغیرها مورد استفاده قرار می گیرد ابتدا با استفاده از دو آماره بزرگترین مقدار ویژه و آزمون اثر، وجود همگرایی و تعداد روابط همگرایی مشخص می شود. در آزمون حداکثر مقدار ویژه به ترتیب «فرضیه صفر عدم وجود رابطه همگرایی در مقابل وجود یک رابطه

همگرایی» و « وجود یک یا کمتر از یک رابطه همگرایی در مقابل وجود دو رابطه همگرایی» و... آزمون می‌شود. در آزمون اثر نیز به ترتیب « فرضیه عدم وجود رابطه همگرایی در مقابل وجود یک یا بیشتر از یک رابطه همگرایی» و « وجود یک یا کمتر از یک رابطه همگرایی در مقابل وجود دو یا بیشتر از دو رابطه همگرایی» و... آزمون می‌شود.

اگر آماره‌های آزمون مربوط به این متغیرها از مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد بیشتر باشد فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود. بدین ترتیب تعداد بردارهای همجمعی به دست می‌آید. در مرحله بعد عمل نرمال کردن بر روی بردارها براساس یکی از متغیرهای دلخواه (در این تحقیق براساس شاخص قیمت کالا و خدمات) انجام می‌شود. در ادامه می‌توان با استفاده از آزمون نسبت حداکثر راستنمایی (LR) معنی‌دار بودن هر یک از ضرایب را مورد بررسی قرار داد.

در نرم افزار مایکروفیت انجام آزمون همگرایی یوهانسن- جوسیلیوس را به ۵ طریق (از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت) می‌توان انجام داد. برای پاسخ به این سؤال که کدامیک از پنج الگو را انتخاب نماییم جواب ساده‌ای وجود ندارد. به هر حال یوهانسن پیشنهاد می‌نماید که هر پنج الگو را به ترتیب از مقیدترین تا نامقیدترین حالت برآورد می‌نماییم. سپس فرضیه وجود هیچ بردار همجمعی را به ترتیب در آنها آزمون می‌نماییم. اگر این فرضیه رد شد، در مرحله دوم فرضیه یک بردار همجمعی را برای تمامی حالتها بررسی می‌کنیم. این عمل را تکرار کرده و زمانی متوقف می‌شویم که فرضیه صفر مورد پذیرش قرار گیرد. در الگویی که فرضیه صفر مورد پذیرش واقع شود، آزمون همگرایی را با آن الگو انجام می‌دهیم. حال با توجه به مطلب ارائه شده در بالا الگوهای مختلف را از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت مورد آزمون قرار می‌دهیم تا بتوان از طریق آن به الگوی مناسب دست یافت. کمیت آماره اثر و بزرگترین مقدار ویژه حاصل از ۵ الگوی مورد نظر در جدول شماره ۹ آورده شده است. حال براساس پیشنهاد یوهانسن می‌توان الگوی مناسب را از طریق مقایسه مقادیر آماره‌ها و ارزش بحرانی تعیین نمود.

جدول ۹- کمیت‌های آماره حداکثر مقدار ویژه و آماره اثر برای تعیین الگوی بردار همجمعی

الگوی ۱	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴	الگوی ۵
فرضیه صفر	فرضیه مقابل			
مقادیر آماره بزرگترین مقدار ویژه				
R=0	R=1	36.8622	47.9682	45.121
R<=1	R=2	26.8865	35.1773	26.9185
R<=2	R=3	9.7941	12.6007	12.4291
R<=3	R=4	5.0679	7.9867	6.5924
R<=4	R=5	0.46903	5.0664	0.1088E-7
مقادیر آماره اثر				
R=0	R=1	79.0797	108.7992	91.061
R<=1	R=2	42.2175	60.8310	45.9399
R<=2	R=3	15.331	25.6537	19.0215
R<=3	R=4	5.537	13.053	6.5924
R<=4	R=5	0.46903	5.0664	0.1088E-7

با توجه به جدول بالا تمامی کمیت‌های آماره آزمون مندرج در سطر اول این جدول از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط یوهانسن و جوسیلیوس بزرگترند. در نتیجه فرضیه صفر براساس هر ۵ الگوی یاد شده رد می‌شود. حال فرضیه یک بردار همجمعی بین متغیرهای الگو را در مقابل دو بردار همجمعی و یا بیشتر مورد آزمون قرار می‌دهیم، در این حالت فرضیه صفر در دو الگوی اول رد می‌شود ولیکن در الگوی سوم پذیرفته می‌شود (زیرا مقادیر آماره از ارزش بحرانی کمتر است). بنابراین الگوی سوم به عنوان الگوی مناسب پذیرفته می‌شود.

با مشخص شدن الگوی مناسب، ابتدا آزمون همگرایی بین متغیرهای LogEF، LogM، LogPM، LogGDP، LogCPI مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این بررسی در جداول زیر تعییه شده است:

جدول ۱۰- آزمون همگرایی براساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	ارزش بحرانی درصد ۹۵	ارزش بحرانی درصد ۹۰
R=0	R=1	45.121	33.64	31.02
R<=1	R=2	26.9185	27.42	24.99
R<=2	R=3	12.4291	21.12	19.02
R<=3	R=4	6.5924	14.88	12.98
R<=4	R=5	0.1088E-7	8.07	6.5

جدول ۱۱- آزمون همگرایی براساس آزمون اثر

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون اثر	ارزش بحرانی درصد ۹۵	ارزش بحرانی درصد ۹۰
R=0	R=1	91.061	70.49	66.23
R<=1	R=2	45.9399	48.88	45.7
R<=2	R=3	19.0215	31.54	28.78
R<=3	R=4	6.5924	17.86	15.75
R<=4	R=5	0.1088E-7	8.07	6.5

آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر هر دو وجود یک بردار همجمعی را تأیید می‌نماید. در این تحقیق از آنجا که هدف تعیین عوامل مؤثر بر شاخص قیمت کالاهای خدمات مصرفی است، لذا عمل نرمال نمودن بردارها براساس این متغیر انجام می‌شود. بدین ترتیب، بردار همجمعی و بردار نرمال شده آنها به دست آمده و در جدول زیر خلاصه شده است.

جدول ۱۲: بردار همگرایی و نرمال شده آنها

متغیر	بردار همگرایی	بردار نرمال شده
LogCPI	3.9763	-1
LogM	- 1.4238	0.35
LogPM	- 1.7731	0.44
LogEF	- 0.76	0.19
LogGDP	1.8673	-0.46

در ادامه بار دیگر پس از به دست آوردن روابط بلندمدت، دوباره برای آزمون پولی بودن تورم در اقتصاد ایران این بار بر بردار همجمعی (رابطه بلندمدت) حاصله از روش یوهانسن قید مورد نظر را اعمال می‌نماییم.

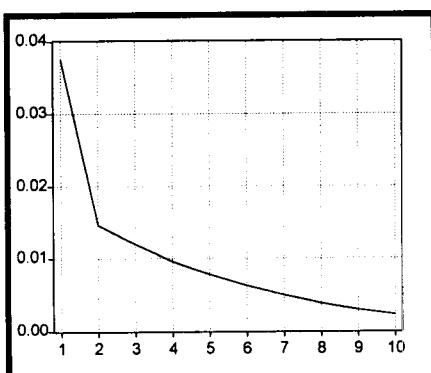
H_0 : ضریب متغیر حجم نقدینگی یک است.

H_1 : ضریب متغیر حجم نقدینگی مخالف یک است.

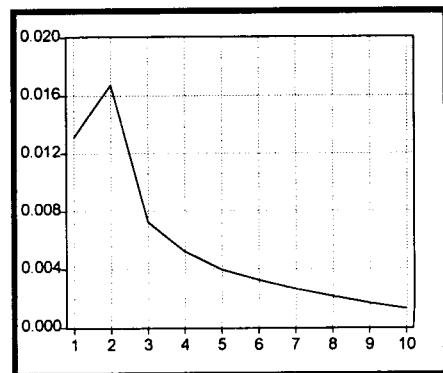
قيد خطی مورد نظر برای آزمون پولی تورم بر بردار همجمعی اعمال شده است و نتیجه حاصله (آماره مورد نظر $CHQS(1)=15.43[0.0]$) به دست آمده است) مجدداً فرضیه صفر مبنی بر پولی بودن تورم را رد می‌نماید.

توابع عکس العمل و تجزیه واریانس

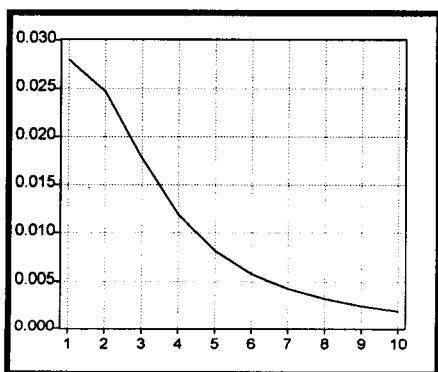
توابع عکس العمل مسیر پویایی شاخص قیمت کالاهای و خدمات مصرفی را در پاسخ به یک شوک در هر یک از متغیرهای سیستم به اندازه یک انحراف معیار، مشخص می‌کنند. بر اساس این توابع نیز بیشترین تاثیرپذیری شاخص قیمت کالاهای و خدمات داخلی از شاخص قیمت کالاهای وارداتی ناشی می‌شود. نمودارهای ۱ الی ۴ به ترتیب واکنش قیمت کالاهای و خدمات داخلی را نسبت به شوک وارد به میزان یک انحراف معیار بر حجم نقدینگی، شاخص قیمت کالاهای و خدمات، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، و نرخ ارز نشان می‌دهد.



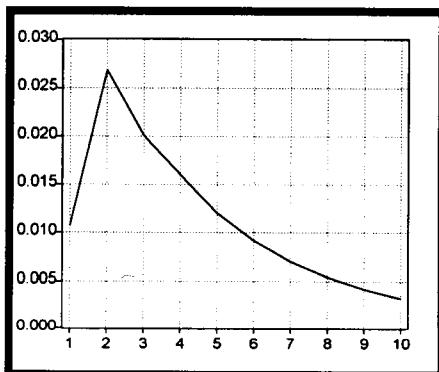
نمودار ۲



نمودار ۱



نمودار ۴



نمودار ۳

روش تجزیه واریانس، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برونزاپی متغیرها را مأواه دوره نمونه‌اندازه گیری می‌نماید، لذا این روش را می‌توان آزمون علیت گرنجر خارج از دوره نمونه نامید. در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. به طور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی تنها براساس تکانه‌های وارد بر آن متغیرشرح داده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیردر واکنش به تکانه وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می‌گردد، بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیررا بر روی تغییرات متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه گیری نماییم. نتایج حاصل از تجزیه واریانس بشرح زیر است^۱:

سهم بی ثباتی متغیرهای موجود در مدل بر متغیر تولید بسیار ناچیز است. به عبارتی دیگر علت بی ثباتی این متغیر بیشتر مربوط به خود متغیر است. به طور کلی می‌توان گفت سهم تکانه‌های اسمی در ناظمینانی تولید ناچیز است. در

۱- نتایج کمی حاصل از آزمون تجزیه واریانس در این قسمت ارائه نشده است و تنها نتایج به دست آمده از آن آورده شده است.

خصوص متغیرشاخص قیمت کالاهای وارداتی نیز درصد بالایی از تکانه‌های موجود در این متغیرتوسط خود متغیرشرح داده می‌شود. بنابراین می‌توان بیان نمود که متغیرهای تولید و واردات بروز زا ترین متغیرهای مدلند.

از سویی سهم بی ثباتی سایر متغیرها در متغیر حجم نقدینگی بالاست (به طوریکه با گذشت چند دوره حدود ۵۰ درصد از تکانه‌های مربوط به این متغیرتوسط دیگر متغیرها شرح داده می‌شود). عمدۀ ترین علت بی ثباتی در این متغیرنیز مربوط به تولید، نرخ ارز و واردات است. به عبارتی این نشان می‌دهد سیاست‌های پولی توسط تکانه‌های اسمی و حقیقی همراهی شده‌اند، و سیاست‌های پولی از درجه استقلال پایینی برخوردارند. در واقع این سیاست‌ها واکنشی به تحولات واردات، نرخ ارز و تولید بوده است.

نتایج تجزیه واریانس برای متغیرشاخص قیمت کالاهای و خدمات نشان می‌دهد که این متغیرهای مچون حجم نقدینگی از درجه درونزاگی بالایی برخوردار است. واردات و تولید بیشترین سهم بی ثباتی در قیمت را ایفا می‌نمایند. البته در بلندمدت سهم بی ثباتی متغیر حجم نقدینگی افزایش دارد و این نشان می‌دهد که برای مهار تورم در بلندمدت می‌توان از اعمال سیاست‌های انقباضی پولی استفاده نمود. در خصوص بی ثباتی نرخ ارز می‌توان اشاره نمود که بیشترین علت بی ثباتی در این متغیر به واردات و تولید و حجم نقدینگی مربوط می‌شود.

با مطالب ارائه شده می‌توان بیان کرد که متغیرهای تولید و واردات بروزترین متغیرهای مدل هستند و از سویی حجم نقدینگی و شاخص بهای کالاهای و خدمات مصرفی درون زاترین متغیرهای مدل محسوب می‌شوند. به عبارتی تولید و واردات متغیرهای پیشرو برای دستگاه به حساب آمده و سهم بالایی در بی ثباتی سایر متغیرهای مدل ایفاء می‌نمایند. به بیانی دیگر متغیرهای حقیقی حاوی اطلاعات مهمی در مورد رفتار آتی متغیرهای اسمی می‌باشند.

۶- خلاصه و نتیجه‌گیری

در این تحقیق با ارائه یک مدل اقتصادسنجی به بررسی تجربی عوامل مؤثر بر

تورم و آزمون پولی بودن تورم در ایران پرداخته شد. برای یافتن رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل روش انگل گرنجر، ARDL و روش یوهانسن جوسیلیوس بکار گرفته شد. و در پایان نیز تأثیر تکانه‌های کوتاه مدت از طریق روش‌های تابع عکس العمل و تجزیه واریانس مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج همه مدل‌ها نشانگر آنست که متغیر حجم نقدینگی بعد از متغیرهای شاخص بهای کالاهای وارداتی و تولید ناخالص داخلی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی دارد. اثر 10% درصد رشد شاخص بهای کالاهای وارداتی در بلندمدت شاخص قیمت کالاهای خدمات در بین مدل‌های مختلف بین 4% الی 5% درصد است. در حالیکه تأثیر 10% درصد رشد تولید در بلندمدت بر قیمت‌ها در مدل‌های مختلف بین $3/5\%$ - $4/6\%$ درصد و همچنین تأثیر 10% درصد رشد حجم نقدینگی در بلندمدت بین $3/5\%$ الی $3/9\%$ درصد است. اثر رشد 10% درصدی نرخ ارز بین $1/4\%$ الی $1/9\%$ درصد است.

پس از اعمال قیودی برای آزمون فرضیه پولیون در باره تورم، نتایج نشان می‌دهد که براساس هر سه روش فرضیه پولی بودن تورم در اقتصاد ایران را رد می‌شود. به عبارت دیگر هر چند بین تورم و حجم نقدینگی همبستگی وجود دارد، لکن بهیچوجه این رابطه را نمی‌توان رابطه‌ای یک به یک تلقی نمود. با توجه به نتایج به دست آمده توجه به نکات زیر ضروری بنظر می‌رسد:

احتیاط در استفاده از سیاست‌های پولی

همانطور که از نتایج تجزیه واریانس مشاهده شد برای کاهش نرخ تورم می‌توان از سیاست‌های پولی انقباضی استفاده نمود. لکن از سویی باید توجه داشت که اثرات تورمی یا ضد تورمی ناشی از رشد (کاهش) حجم پول در اقتصاد ایران در طی یک دوره تخلیه نمی‌شود و این اثرات تا چند دوره دوام دارد. بنابراین این امر ممکن است موجب بی ثباتی در اثرات استفاده از سیاست‌های پولی شود. با توجه به این امر در استفاده از سیاست‌های پولی باید حداقل دقت و احتیاط صورت گیرد.

توجه به سیاست‌های طرف عرضه

یکی از نکات مهم در مهار تورم با توجه به نتایج به دست آمده از این بررسی (با توجه به این نکته که تولید یکی از مهمترین متغیرهای اثرگذار بر تورم است) آنست که برا، مهار تورم در ایران صرفاً نمی‌توان بر سیاست‌های پولی تکیه نمود، و در دراز مدت باید متغیرهای کلیدی بخش واقعی اقتصاد را نیز مد نظر قرار داد.

فهرست منابع

- اژنور، پیر ریچارد. برنامه‌های ضد تورمی معتبر، ترجمه محمد حسین امralله‌ی، نشریه علمی-تخصصی روند، سال ۶ شماره ۲۱ و ۲۰، بهار و تابستان ۱۳۷۴.
- افشین نیا، منوچهر. برآورد تأثیر تغییرات بلندمدت حجم پول و نقدینگی بر سطح عمومی قیمت‌ها در ایران، پژوهشنامه بازارگانی فصلنامه شماره ۸-پاییز ۱۳۷۷.
- بازرگان، فرهاد و ابوالفضل اکرمی. تبیین اثرات متغیرهای سیاستی بر تورم، تراز پرداخت‌ها و رشد اقتصادی در ایران، نشریه علمی-تخصصی روند، سال ۱۱ شماره ۳۲ و ۳۳، بهار و تابستان ۱۳۸۰.
- بافکر، آزیتا. بررسی علل تورم در ایران به روشن هم‌جمعی ۱۳۷۴-۱۳۳۸، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهرید بهشتی.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های مختلف.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی، شماره‌های مختلف.
- برانسون، ویلیام اچ. "ثوری‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان" ترجمه عباس شاکری، نشرنی، چاپ سوم ۱۳۷۶.
- بهکیش، محمد مهدی. "اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن" تهران: نشر نی، چاپ اول ۱۳۸۰.
- تروی ثیک، ج.ا. "تورم، راهنمایی بر بحران در تئوری‌های اقتصادی معاصر"، ترجمه حسین عظیمی و حمید غفارزاده، مؤسسه انتشارات امیرکبیر، تهران ۱۳۶۲.
- تفضلی، فریدون: "اقتصاد کلان نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی" نشر نی، چاپ دهم ۱۳۷۶.
- تقی پور، انوشیروان. "بررسی ارتباط بین کسری بودجه دولت، رشد پول و تورم در ایران، به روشن معادلات همزمان"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۶۵ و ۶۶.

- ۱۲- توکلی، احمد. "تحلیل سری‌های زمانی: همگرایی و همگرایی یکسان، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازارگانی، چاپ اول، مرداد ۱۳۷۶.
- ۱۳- جلالی نایینی، احمد رضا و محمدرضا میرحسینی. "یک الگوی تلفیقی تورم: فشار هزینه و اضافه تقاضا"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۴ و ۳۵.
- ۱۴- خشادوریان، ادموند. بررسی وجود خواص مانایی در آمارهای سری زمانی اقتصادی کشور برای دوره ۱۳۳۸-۷۴، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، تابستان ۱۳۷۸.
- ۱۵- داودی، پرویز. سیاست‌های تثبیت اقتصادی و برآورد مدل پویای تورم در ایران، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال پنجم، شماره ۱ (پیاپی ۷)، بهار ۱۳۷۶.
- ۱۶- درگاهی، حسن و احمد آتشک. هدف‌گذاری تورم در اقتصاد ایران: پیش شرط‌ها و تبیین ابزارهای سیاستی، مجله تحقیقات اقتصادی شماره ۶۰ بهار و تابستان ۱۳۸۱، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
- ۱۷- دورنبوش، رودیگر و استانلی فیشر. "اقتصاد کلان" ترجمه محمدحسین تیزهوش تابان، انتشارات سروش ۱۳۷۱.
- ۱۸- سازمان برنامه و بودجه، مجموعه آماری (سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی)، معاونت امور اقتصادی، دفتر اقتصاد کلان، ۱۳۷۶.
- ۱۹- طبیبیان، محمد و داود سوری. "ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران"، پژوهشنامه بازارگانی، فصلنامه شماره ۱، زمستان ۱۳۷۵.
- ۲۰- طیب نیا، علی. "تبیین پولی تورم: تجربه ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی شماره ۴۹، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
- ۲۱- عباسی نژاد حسین "اقتصاد سنجی مبانی و روش‌ها" انتشارات دانشگاه تهران ۱۳۸۱.
- ۲۲- قدیری اصل‌باقر (۱۳۴۱)، "دلایلی چند بر مصدق نیافتن نظریه مقداری پول در ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۳ و ۴، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
- ۲۳- کازرونی، علیرضا و برات اصغری. "آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی"، پژوهشنامه بازارگانی، فصلنامه شماره ۲۳-تابستان ۱۳۸۱.
- ۲۴- کتابی، احمد. "تورم: ماهیت، علل، آثار و راههای مقابله با آن"، انتشارات اقبال، ۱۳۶۷.
- ۲۵- گرجی، ابراهیم. "اقتصاد کلان: تئوری‌ها و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی"، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازارگانی، چاپ اول: فروردین ماه ۱۳۷۹.
- ۲۶- گرجی، ابراهیم. "ارزیابی مهمترین مکاتب اقتصاد کلان"، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازارگانی، چاپ اول: شهریور ۱۳۷۶.

- ۲۷- مهرآر، محسن. "تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی شماره ۵۳-پاییز و زمستان ۱۳۷۷، دانشکده اقتصاد،دانشگاه تهران.
- ۲۸- نظیفی، فاطمه. آیا ماهیت تورم در ایران پولی است؟، پژوهشنامه اقتصادی،شماره ۱، سال ۱۳۷۶
- ۲۹- نوفrstی، محمد. ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، ۱۳۷۸
- ۳۰- نیلی، مسعود. بررسی آثار حجم پول بر نظام اقتصادی کشور در دو دهه اخیر، مجله برنامه و توسعه،شماره ۳،دوره اول، تابستان ۱۳۶۴، بهار ۹۶
- ۳۱- نیلی، مسعود. بررسی مسأله تورم در ایران،مجله برنامه و توسعه،شماره ۹،بهار ۱۳۶۶
- 32- Aghevli, Bijan and Mohsin Khan. "Inflationary Finance and the Dynamics of Inflation: Indonesia", *American Economic Review*, Vol 67. No 3. 1977.
- 33- Aghevli, Bijan and Mohsin Khan. "Government Deficit and Inflationary Process in Developing Countries", I.M.F. Staff Paper,1978.
- 34- Akcay,O.Cevdet and Alper, C.Emre and Suleyman Ozmucur, "Budget Deficit, Money Supply and Inflation: Evidence from Low and High Frequency Data for Turkey", Bogazici University, Department of Economics, December, 1996.
- 35- Andersson, Pre-Ake and Boo Sjoo. "Controlling Inflation During Structural Adjustment: The Case of Zambia", Development Discussion Paper, No.754, February 2000.
- 36- Bahmani-Oskooee, Mohsen. "Source of Inflation In Post-Revolutionary Iran", *International Economic Journal*. Volume 9,Number 2, Summer 1995.
- 37- Bandara, Amarakoon. "Short-Run Dynamics of Inflation: Do Monetary and Exchange Rate Policies Matter? An Empirical investigation for Sri Lanka".
- 38- Cooray, Arusha. "Testing the Fisher Effect for Sri lanka With a Rate of Inflation As Proxy for Inflationary Expectations", *The Indian Economic Journal*.Vol. 50, No 1.
- 39- Canetti, Elias and Joshua Greene. "Monetary Growth and Rate Depreciation as Causes of Inflation in African Countries", *International Monetary Fund*, September 2000.
- 40- Gary Moser G. "The Determinants of Inflation in Nigeria", IMF Staff Paper, Vol 22, No 2 ,June 1995.
- 41- Harberger, A. "The Dynamics of Inflation in Chile", In Measurement in Economics (ED.) C.F.Christ, Stanford University Press, Stanford, 1963.

- 42- Lougani Parkash and Swagel Philips, "Supply-Side Sources of Inflation: Evidence from DECD Countries", *International Finance Discussion Paper*. July 1995.
- 43- Moosa, A.Imam. "Testing the Long-Run Neutrality of Money in a Developing Economy: The Case of India", *Journal of Development Economics*, Vol 53, 1997.
- 44- Monetary Division, Research Department, Nepal Rostra Bank. "Money and Price Relationship in Nepal: A Revisit", *Economic Review: Occasional Paper*, April 2001, Number 13.
- 45- Olin Liu and Olumuyiwa S.Adedegi, "Determinants of Inflation in the Islamic Republic of Iran...a Macroeconomic Analysis", IMF Working Paper/00/127, July20001- Snowdon, Howard, Wynarczyk, and Elgar." A Modern Guide to Macroeconomics".
- 46- Ozturk, Ilhan. "Velocity Effect on Inflationary Growth of Turkey: Evidence from Co-Integration Analysis and Grangers Causality Test", *the Indian Economic Journal*, Vol. 50, No.1.
- 47- Park, Chan I L. "Transactions Demand for Money and the Inverse Relation Between Inflation and Output: The Case of Korean Economy", *International Economic Journal*, Vol. 12, No. 1, Spring 1998.
- 48- Rao Akkina, Krishna. "Empirical Evidence of the Explanatory Power of Alternative Theories of Inflation and Unemployment" *The Indian Economic Journal*, Volume 39, No 1.
- 49- Shirvani, Hassan & Barry Wilbratte. "Money and Inflation: International Evidence Based On Co-integration Theory", *International Economic Journal*, Vol.8, Number 1, Spring 1994.
- 50- Siregar, Reza Y.and Gulasekaran Rajaguru." Base Money and Exchange Rate: Sources of Inflation in Indonesia during the Post-1997 Financial Crisis" Discussion Paper, No.0221, August 2002.
- 51- Tribedy, Gopal. "Inflation and Economic Growth an Empirical Investigation, *the Indian Economic Journal*, Vol.39, No 1.
- 52- Vogel, Robert. "The Dynamics of Inflation in Latin America", 1950-1969, *the American Economic Review*, March. 1974.