آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی

دکتر علیرضا کازرونی* برات اصغری**

تورم / روش همگرایی / مکتب انتظارات عقلایی / ایران

چکیده

تـورم، همـواره از شـاخص‌هـای مهـم اقتصـادی قلمـداد گردیـده و نظـرات مختلفی درباره آثار آن بر اقتصاد یک کشور وجود دارد. در هر حـال، همگـان بر این امر توافق دارند که تورم شدید آثـار جبـران‌ناپـذیری بـر اقتصـاد داشـته و باید کنترل گردد. در این زمینه اقتصاددانان مکتب کلاسیک معتقدند کـه تـورم یک پدیده پولی بوده و رشد نقدینگی عامل اصلی بـروز آن مـی‌باشـد، بطـوری که، در بلندمدت، پول خنثی است.

در میان اقتصاددانان کلاسیک، پولگرایان مکتب انتظارات عقلایـی، کـه بـه پولگرایـان مکتـب شـماره (II) معـروف هسـتند، معتقدنـد کـه عقلایـی بـودن انتظارات باعث می‌گردد که پول در بلندمدت خنثی بوده و حتی در کوتاه‌مدت نیز آن قسمت از پول که رشـد آن قابـل پـیش‌بینـی باشـد، خنثـی خواهـد بـود. هدف اصلی این مقاله، آزمون نظریه پولگرایـان مکتـب (II) اسـت کـه از روش

* دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز

** کارشناس ارشد

Archive of SID

www.SID.ir

حداکثر راستنمایی یوهنسن و جسیلیوس استفاده گردیده که، این روش آزمونی برای عقلایی بودن انتظارات است. نتایج آزمون یوهنسن نشان می‌دهد که رشد پول و تورم همگرا می‌باشد.

همچنین، برای تلفیق روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت از مدل تصحیح خطا استفاده گردیده و نتیجه مبین این است که ۱۸ درصد عدم تعادل مابین تورم واقعی وتورم تعادلی، در هر دوره حذف و یا تعدیل می‌گردد. و دیگر این که معنی‌دار بودن جزء تصحیح خطا دلیلی بر رابطه بین رشد پول و تورم می‌باشد. نتایج فوق برای حالتی که از شاخص (CPI) برای محاسبه تورم استفاده می‌گردد، تفاوت چندانی نداشت. در هر حال برای آزمون خنثایی پول از محدودیت‌های کاملاً مشخص و بیش از حد مشخص استفاده گردیده و معلوم شد که پول در دراز مدت خنثی می‌باشد.

در نهایت پیشنهاد شده است که سیاستگذاران اقتصادی، هنگام اتخاذ سیاست‌های خویش، بایستی نقش عقلایی بودن انتظارات را در نظر گرفته و از طرف دیگر، بانک مرکزی نیز در هنگام اتخاذ سیاست‌های پولی استقلال داشته و جبران کسری مالی دولت از طریق کانال‌های دیگری غیر از افزایش نقدینگی صورت گیرد.

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

از مشکلات اقتصادی بسیار مهم در ایران، طی چند دهه اخیر، می‌توان به پدیده تورم همراه با بیکاری و یا به عبارت دیگر، رکود تورمی[1] اشاره کرد که باعث گردیده رابطه جانشینی بین تورم و بیکاری به راحتی میسر نباشد. در چنین شرایطی اجرای سیاست‌های پولی و مالی برای تحقق اهداف سیاستگذار، با مشکل مواجه شده و نیاز به سیاستهای زیربنایی و متفاوت از سیاست‌های معمول دارد.

شواهد نشانگر این است که سیاستگذاران نه تنها به هدف خود که همانا تثبیت قیمت‌ها، کاهش عدم اطمینان اقتصادی و از میان بردن بیکاری است دست نیافته، بلکه با اعمال سیاست‌های نادرست خود موجب شدت یافتن نابسامانی‌ها گردیده‌اند. در نهایت، تورم موجود، به توم مزمن تبدیل شده و آن هم از طریق شکل‌گیری انتظارات تورمی به شتابان بودن تورم کمک کرده است.

در این میان حجم پول، به عنوان یک متغیر عمده اقتصادی کلان و نیز یکی از ابزارهای اصلی سیاست‌های دولت می‌باشد که جهت مهار تورم به کار گرفته می‌شود. این مطلب، تقریباً، یکی از اصول پذیرفته شده تمام مکاتب اقتصادی است ولی در مورد تاثیر حجم پول بر روی تولید و قیمت‌ها، اختلاف ریشه‌دار و متعددی بین مکاتب مختلف اقتصادی وجود دارد. به اعتقاد پولگرایان در چنین شرایطی، افزایش عرضه پول در درازمدت منجر به تورم شده و تأثیری بر رشد محصول نخواهد داشت.

در این مقاله بطور کلی هدف آزمون سازگاری مدل تورم پولگرایان به همراه انتظارات عقلایی با ویژگی‌های اقتصاد ایران و یافتن رابطه بین متغیرهای رشد عرضه پول و تورم در چارچوب پایه‌های نظری می‌باشد. چرا که اگر نظریه پولگرایان در مورد ایران صحت داشته باشد، تردید در اتخاذ سیاست‌ها و تصمیم‌گیری‌ها از طرف مقامات پولی و بانک

1. Stagflation

Archive of SID

www.SID.ir

مرکزی از بین رفته و ضمن اینکه فشار برخی از معتقدان به نظریه‌های مخالف (فشار هزینه، تقاضا و ...) کاسته می‌شود، سیاستها آثار خود را در بلند مدت ظاهر می‌سازند. به همین منظور فرضیه‌هایی در جهت تبیین سیاست پولی و رابطه بین نرخ رشد پول، تورم و محصول بیان گردیده تا از طریق آزمون آنها، به درستی یا نادرستی روابط پی برده شود و در صورت اثبات سازگای مدل تورم پولیون با اقتصاد ایران، راه حل‌های مناسب برای رفع مشکل تورم، پیشنهادگردد.

بنابراین، درچارچوب الگوهای مختلف اقتصاد سنجی و با استفاده از داده‌های سری زمانی مربوط به عرضه پول (با تعریف محدود وگسترده)، شاخص قیمتها، و غیره، به مدل بررسی مدل تورمی پولگرایان و نقش پول در ایجاد تورم برای دوره (۱۳۷۸-۱۳۳۸) پرداخته می‌شود.

۱ . مروری بر روند تورم و رشد پول در ایران

۱ـ۱ . روند تورم (لگاریتمی) در ایران

طی دوره ۵۲-۱۳۳۳ که توام با سیاست تثبیت نرخ ارز تحت سیستم پولی برتن وودز می‌باشد، تورم از نوسانات کمی برخوردار بوده و دارای میانگین ۳/۳۲ با انحراف معیار ۳/۳۳ می‌باشد.اما از سال ۱۳۵۲ به بعد که اقتصاد ایران دوران طلایی خود را طی می‌کرد، نرخ تورم به ۱۵/۸ درصد با انحراف معیار ٦/٦٦ رسید که می‌توان علت این امر را در رشد اعتبارات جاری وعمرانی دولت و افزایش اعتبارات بانکی و افزایش قیمت نفت دانست. طی دوره پس از انقلاب و جنگ تحمیلی ٦٧-۱۳۵۷ کسری بودجه دولت بیشتر شده و همچنین به علت وجود شرایط جنگ و کاهش درآمدهای ارزی (به دلیل کاهش قیمت جهانی نفت)، متوسط تورم به ۱۹ درصد با انحراف معیار ۷/۵۵ رسید. ولی در دوره پس از جنگ با شروع دوره بازسازی و دسترسی بیشتر به منابع انرژی از طریق استقراض خارجی، نرخ رشد تولید ناخالص ملی ۵ تا ۷ درصد افزایش یافته که به علت بالا بودن هزینه‌های

Archive of SID

www.SID.ir

عمرانی و مصرفی جامعه، نرخ تورم تقریباً برابر با دوره قبل و در حدود ۱۸/۸ درصد ثابت ماند. ولی انحراف معیار آن نشانگر این است که نسبت به دوره قبل تورم از ثبات نسبی برخوردار بوده است که این نیز از نشانه‌های شناور بودن نظام ارزی بوده که به دلیل عدم مدیریت صحیح منابع ارزی آثار مثبت آن از بین رفته است. و بالاخره اینکه در دوره ۷۸-۷۳ که یک دورهٔ رکودی است، طی سالهای ۱۳۷۳ تا ۷٤ بحران بدهی‌ها به دلیل شرایط بازپرداخت وام‌های خارجی، منجر به افزایش تورم تا سطح ٤۳ درصد گردید و نیز بحران سال ۱۳۷۷ و بحران درآمدهای نفتی که از اواخر سال ۱۳۷٦ با افت شدید قیمت نفت آغاز شده بود، به اوج خود رسید.

۱ـ۲. روند رشد پول (لگاریتمی) در ایران

مطابق آمارهای موجود، میانگین رشد پول در دوره ۵۲-۱۳۳۸ برابر با ۱۱/۵ درصد وانحراف معیار آن ۰/۰۸ می‌باشد. در این دوره به علت زیاد بودن رشد فعالیت‌های حقیقی اقتصادی، رشد متغیرهای پولی و اعتباری بطور عمده درجهت تأمین مالی برای رشد حقیقی اقتصاد صورت گرفته و نرخ تورم را در سطح پایین نگه داشته است. اما در دورهٔ ۵۷-۱۳۵۲ به علت افزایش قیمت جهانی نفت، پایه پولی افزایش یافته و به علت کاهش فعالیت‌های حقیقی اقتصاد، منجر به رشد تورم شده است. در دورهٔ ٦۸-۱۳۵۷ که مقارن با انقلاب و جنگ تحمیلی بود هر چند که رشد اعتبارات بانکی به بخش خصوصی کاهش چشمگیری داشته است ولی به علت افزایش کسری بودجه دولت، اعتبارات نظام بانکی به دولت و نیز رشد پایه پولی چندان کاهش نیافته تا اینکه اقتصاد کشور در اواسط دهه ٦۰ یک شرایط رکود تورمی را تجربه کرد.

در طول دورهٔ ۷۲-۱۳٦۸، به دلیل شروع دوره بازسازی، سقف‌های اعتباری به تدریج آزاد شده و ضریب تکاثر پولی افزایش چشمگیری داشته است، ولی به علت اینکه نسبت کسری بودجه دولت به کل بودجه کاهش داشته، رشد پولی در این دوره عمدتاً صرف

Archive of SID

www.SID.ir

تأمین مالی برای رشدحقیقی اقتصاد گردیده است. و بالاخره اینکه رشد پولی در دوره اخیر یعنی ۷۸-۱۳۷۳ تفاوت چندانی با دوره قبل نداشته اما به علت اینکه دوره اخیر توام با شرایط رکودی بوده، رشد پولی صرف افزایش قیمتها وتورم گردیده است. در نهایت، می‌توان نتیجه گرفت که هر زمان که کسری بودجه شدت داشته، رشد پولی به طور عمده به افزاش قیمت‌ها و تورم ختم شده است.

۲ . نظریه‌های تورم مکتب پولگرایان

از آنجایی که پولیون یک گروه همگن نبوده و از نظر متدولوژی متفاوت هستند، مشکل است آنها را به عنوان یک مکتب اقتصادی در فهرستی از فرضیه‌های قابل قبول ذکر کرد. در هرحال بعضی از صاحب‌نظران، از قبیل: جی. ال . استین، اچ فریش، لایدلر و مایر[۲]، تلاش زیادی کرده‌اند که آنها را طبقه‌بندی نمایند . به نظر می‌رسد که تبعیت کردن از چهار ویژگی زیر برای عضویت در مکتب پولگرایان کافی باشد.

۱ـ بخش خصوصی اقتصاد ذاتاً "پایدار" است و سیستم به دنبال هر گونه اختلال به طور خودکار به سطح تعادل اشتغال کامل (نرخ طبیعی بیکاری) بر می گردد.

۲ـ نرخ رشد عرضه پول با تعادل اشتغال کامل سازگار است، اگر چه نرخهای تورم متفاوتی را به بار می‌آورد.

۳ـ یک افزایش در نرخ رشد عرضه پول ابتدا نرخ رشد حقیقی اقتصاد و نرخ بیکاری را متأثر می‌سازد. این آثار حقیقی در بلندمدت ناپدید گشته و تنها نرخ تورم بلندمدت به طور دایمی افزایش می‌یابد.

٤ـ پولیون مخالف کاربرد فعال سیاست‌های تنظیم تقاضا اعم از پولی و مالی بوده و مدافع کاربرد قواعد بلندمدت و یا اهداف از پیش تعیین شده درتنظیم سیاست‌های پولی می‌باشند.

۲ . به نقل از Frisch Helmut (1983)

Archive of SID

www.SID.ir

بعضی از صاحبنظران همانند توبین و اف. اچ. هان مکتب پولی را به دو زیر گروه تقسیم می‌کنند، مکتب پولی شماره یک (I) و مکتب پولی شماره دو (II)، ولی از آنجایی که قصد این مقاله، بررسی نظریه‌های پولگرایان مکتب شماره (II) می‌باشد، به شرح آن پرداخته می‌شود.

۳ . مکتب پولی شماره (II)، مکتب انتظارات عقلایی[۳] (RE)

یکی از تفاوت‌های عمده میان تئوری‌های تورمی گسترش یافته در چند دهه اخیر و تئوری‌های سنتی، نقش انتظارت تورمی می‌باشد. به طوری‌که اگر عوامل، اطلاعات ناقصی از چگونگی عملکرد سیستم داشته باشند، مدل انتظارات تطبیقی[۴] (AE)، که در آن ارزش یک متغیر بستگی به ارزش‌های گذشته آن دارد، مدل بهتری می‌باشد و شکل کلی آن به صورت زیر می‌باشد:

$$if: n \to \infty \Rightarrow \pi_t^e = \theta \sum_{i=1}^{\infty} (1-\theta)^{(i-1)} \pi_{t-1}$$

π_t نمایانگر تورم مشاهده شده در سال t و π_t^e تورم مورد انتظار در سال t می‌باشد. درمقابل، اگر یک کارگزار اقتصادی دارای اطلاعاتی علاوه بر مشاهدات گذشته باشد، استفاده از الگوی انتظارات تطبیقی باعث اتلاف اطلاعات گردیده و به عقیده میوث (۱۹۶۱)[۵]، انتظارات عقلایی بهترین روش برای پیش‌بینی خواهد بود. این فکر، قلب انتظارات عقلایی است.

3. Rational Expectations
4. Adaptive Expectations
5. Muth, J. F (1961)

Archive of SID

www.SID.ir

به عقیده تی. جی. سارجنت و ان والراس (۱۹۷۳) "انتظارات درباره یک متغیر زمانی عقلایی گفته می‌شود که آنها وابسته به راه و روشی باشند که تئوری آنرا بیان می‌کند. یعنی اینکه پیش‌بینی‌ها منطبق بر پیش‌بینی‌های حاصل از تئوری باشند."

در سال ۱۹۶۱ میوث، مفهوم انتظارات عقلایی (RE) را به عنوان جانشینی برای انتظارات تطبیقی (AE) ارایه کرد. و بیست سال بعد، سارجنت کارش را ادامه داده و این نظریه را بسط و توسعه داد.

در چارچوب یک مدل اقتصادی که شامل متغیرهای درونزا و برونزا (از پیش تعیین شده) می‌باشد، می‌توان مفهوم انتظارات عقلایی را دقیق‌تر فرمول‌بندی کرد. انتظارات عقلایی تخمین‌های ناتور متغیرهای درونزای مدل می‌باشند که در برآورد آنها از همه اطلاعات مربوط به مقادیر متغیرهای برونزا استفاده گردیده است.

فرضیه انتظارات عقلایی مدعی آن است که انتظارات ذهنی اشخاص دقیقاً همان "امیدهای ریاضی شرطی" می‌باشند که توسط مدل ارایه می‌گردند و افراد به گونه‌ای عمل می‌کنند که گویی الگوهای اقتصادی جامعه را می‌شناسند و پیش‌بینی‌های خود را براساس آن شکل‌می‌دهند. بعنوان مثال می‌توان به نظریات توماس سارجنت و نیل والاس (۱۹۷۵)[6]، اشاره کرد. به عقیده آنها، تحت شرایط عقلایی بودن انتظارات، سیاست دایمی و منظم پولی با تولید و اشتغال رابطه‌ای نخواهد داشت. زیرا،سیاست پولی قابل انتظار منجر به تورم قابل انتظار شده و در نتیجه تاثیری بر بیکاری و سطح محصول نخواهد داشت. در حالی که سیاست پولی غیر قابل انتظار منجر به تورم غیرقابل انتظار شده، و از آن طریق بیکاری را به طور موقت به نرخی پایین‌تر از نرخ طبیعی آن می‌رساند و از طریق کاهش بیکاری، سطح تولید بالاتری مشاهده خواهد شد.

6. Sargent and Wallace (1973)

Archive of SID

www.SID.ir

اقتصاددانان کلاسیک جدید فرضیاتی در مورد آثار رشد پولی قابل انتظار و غیر قابل انتظار بر متغیرهای حقیقی اقتصاد بویژه محصول دارند. این فرضیات عبارتند از:

۱ ـ تغییرات قابل انتظار حجم پول بر متغیرهای حقیقی اقتصاد (صرف نظر از بعد زمانی آن) خنثی است.

۲ ـ تغییرات غیرقابل انتظار حجم پول گرچه در بلندمدت خنثی است، اما در کوتاه‌مدت آثار معنی‌داری بر متغیرهای اقتصاد دارد.

۳ ـ اگر πe و π به ترتیب بیانگر تورم مورد انتظار و واقعی و I_{t-1} نیز نمایانگر مجموعه اطلاعات در دسترس در پایان دوره (t-1) باشند. آنگاه وجود انتظارات عقلایی شامل دو فرض زیر است:

$$E[\pi_t / I_{t-1}] = \pi_t^e$$

$$\pi_t - \pi_t^e = \pi_t - E(\pi_t / I_{t-1}) = \varepsilon_t$$

ε_t یک متغیر تصادفی با میانگین صفر می‌باشد ($E(\varepsilon_t) = 0$)، یعنی مردم در پیش‌بینی‌های خود مرتکب اشتباهات منظم نمی‌شوند.

۴ . پیشینه مطالعات تجربی در جهان

در مقاله‌ای که توسط عماد موسی (Imad A.Mossa 1997)، تحت عنوان "آزمون بی‌تاثیر بودن پول در بلندمدت، در کشورهای درحال توسعه (مورد هندوستان)" ارایه شده، از طریق مدل تورم پولیون و تحلیل‌های همگرایی (هم‌انباشتگی) فصلی[۷]، روابط میان عرضه پول از یک طرف و محصول واقعی وسطح قیمت‌ها از طرف دیگر مورد آزمون قرار گرفته است. شواهد تجربی نمایانگر این است که پول با محصول همگرا نشده ولی با قیمتها همگرا شده و خنثی بودن پول تایید شده است.

7. Seasonable cointegration

Archive of SID

www.SID.ir

الگوی عثمان اکسوی[۸] که در کتاب "جنبه‌های ساختاری تورم" ترکیه آورده شده است. نظریه پولگرایان مکتب اول را تأیید کرده و نشان می‌دهد که تغییرات عرضه پول فقط در کوتاه مدت روی محصول اثر داشته و در بلند مدت خنثی است.

آرنولد هاربرگر (۱۹۶۳) در اثر معروف خود به نام "پویایی تورم در شیلی" به ارزیابی تئوری‌های پولی و فشار هزینه در آمریکای لاتین پرداخته و فرضیه‌های پولگرایان را به اثبات رسانده است. وی در جهت توجیه نظریه فشار هزینه، متغییر دستمزد را به مدل اضافه کرده و نتیجه گرفته است که قدرت توضیحی مدل افزایش نیافته است.

سیمون پریس و آنجام نسیم[۹] در کار مشترکی که تحت عنوان "مدل سازی تورم و تقاضا برای پول در پاکستان ـ همگرایی و ساختار علیت" انجام داده‌اند، روابط میان متغیرهای قیمت، پول، درآمد، هزینه فرصت پول، نرخ ارز و قیمت جهانی را با استفاده از تکنیک‌های یوهنسن و روش رگسیون به ظاهر نامرتبط (SUR)[۱۰] بررسی کرده، و نتیجه گرفته‌اند که نرخ ارز در مکانیزم انتقالی پولی دخالت داشته و مقامات پولی از آن به عنوان یک مکانیزم ضد تورمی استفاده کرده و نیز به علت بزرگتر بودن ضریب کشش درآمدی پول، آن را به عنوان یک کالای لوکس یافته‌اند.

۵ . مطالعات انجام شده در مورد سیاست‌های پولی براساس انتظارات عقلایی

آروجی بارو (۱۹۷۸-۱۹۷۷)، با آزمون فرضیه خنثایی پول تحت فروض عقلایی در مورد آمریکا به این نتیجه رسید که رشد پولی غیر قابل انتظار اثراث مثبت و معنی‌داری بر محصول داشته و فقط رشد پولی غیر قابل انتظار موجب انحراف بیکاری از نرخ طبیعی آن می‌گردد. به طوری‌که در نهایت، عدم توهم پولی در آمریکا را به اثبات رساند. وی

۸. به نقل از طیب‌نیا، ۱۳۷۹

9.Price & Nasim (1999)
10. Seemingly unrelated regreation

Archive of SID

www.SID.ir

همچنین اعتبار فرضیه فوق را در رابطه با کشورهای مکزیک، کلمبیا و برزیل آزمون نموده و آن را تصدیق کرد.

پس از بارو، اتفیلد برای انگلستان و سپس با همکاری داک برای تعدادی از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته فرضیه فوق را آزمون کردند و نتایج بارو را به دست آوردند. هنسن نیز برای برزیل، شیلی، کلمبیا، پرو و مکزیک روابط معنی داری بین محصول و جزء غیر قابل انتظار رشد پولی به دست آورد[۱۱].

همچنین، کوپرا و مونتیل (۱۹۸٦) آزمون فوق را برای فیلیپین انجام دادند و بار دیگر فرضیه فوق تایید شد. آنها این آزمون را برای مکزیک نیز انجام داده و دریافتند که هر دو جزء قابل انتظار و غیرقابل انتظار رشد پولی بر متغیرهای حقیقی مؤثر هستند[۱۲].

در مقابل، اقتصاددانان کینزی به نتایج دیگری دست یافته‌اند. از جمله اینها گوردون (۱۹۸۲)، اعتقاد دارد که اطلاعات در اقتصاد ناقص بوده و تاخیر در آنها وجود دارد. وی در نهایت، با وارد کردن تورم تاخیری به عنوان یک متغیر توضیحی در الگوی تولید، وجود شرایط کینزی همراه با اشتغال ناقص (عقلایی نبودن انتظارات) را به اثبات می‌رساند. پسران (۱۹۸۸-۱۹۸۲) نیز با اعتقاد به وجود اطلاعات ناقص در اقتصاد، الگوی کینزی خود را در مقابل الگوی بارو به اثبات رساند.[۱۳]

میکین نیز ضمن نقد نظریه انتظارات عقلایی، وجود تورم در شرایط عدم اطمینان را در اقتصاد آمریکا به اثبات رسانده و به این نتیجه رسید که رشد پول پیش‌بینی شده بر تولید واقعی مؤثر است و در نهایت ثابت می‌کند که پول خنثی نبوده و شرایط عدم اطمینان در چارچوب الگوی کینزی (دال بر وجود توهم پولی) وجود دارد.

۱۱. به نقل از ختائی و دانه کار، ۱۳۷۹

۱۲. همان منبع

۱۳. همان منبع

Archive of SID

www.SID.ir

میشکین (۱۹۸۲)، اعتبار فرضیه پولیون را مورد سؤال قرار داده و آزمون انتظارات عقلایی و خنثایی پول را به طور جداگانه انجام داد . وی دریافت که جزء قابل انتظار رشد پولی اثر عمیقی بر سطح محصول و بیکاری در اقتصاد آمریکا دارد. وی در ادامه، آزمون خنثی بودن پول را همراه با عقلایی بودن انتظارات انجام داده و خنثایی پول را مورد تردید قرار می‌دهد.

سیمز و سارجنت با بهره‌گیری از تکنیک متغیرهای خودرگرسیون (VAR)، نتایج کلاسیک و خنثی بودن پول را به دست می‌آورند. بلادی و سامانتا براساس داده‌های انگلستان نتایجی برخلاف الگوی کلاسیک، و نیز درات همین نتیجه را در بازار دارایی کشور کانادا تکرار می‌نمایند[۱۴].

۶ . پیشینه مطالات تجربی در اقتصاد ایران

علی‌رغم اینکه تحقیقات زیادی در مورد تورم در ایران انجام گرفته است، ولی نتیجه واحدی مبنی بر علل و ماهیت تورم در ایران به دست نیامده است. برای مثال، ابریشمی و مهرآرا (۱۳۷۷) در خصوص روابط بین تورم، نرخ ارز و رشد پول در اقتصاد ایران، طی دوره (۷۵-۱۳۳۸) به این نتیجه رسیده‌اند که بیست درصد افزایش در حجم پول به دلیل فراهم آوردن امکانات مالی بیشتر برای سرمایه‌گذاری و افزایش ظرفیت تولیدی، باعث افزایش ۲/۳ درصدی در تولید سال اول گردیده که این تاثیر تا سال سوم به صورت صعودی ادامه داشته و سپس کاهش یافته است، به طوری‌که در بلندمدت هیچ تاثیری در افزایش ظرفیت تولیدی نداشته است. به عبارتی دیگر، هیچ رابطه بلندمدتی بین رشد اعتبارات بانکی (یاحجم پول) و تولید قابل مشاهده نیست. همچنین در پایان نتیجه‌گیری شده است که فرضیه سیکل بسته مربوط به نرخ ارز، حجم پول و قیمت‌ها (تورم) در اقتصاد

۱٤. به نقل از جلالی نائینی و شیوا ۱۳۷۹

Archive of SID

www.SID.ir

ایران پذیرفته شده و خروج از سیکل فوق مستلزم کنترل حجم پولی و تغییرات ساختار تولیدی اقتصادی کشور به منظور کاهش وابستگی به واردات است.

طیب نیا (۱۳۷۹)، در رساله خویش تحت عنوان "فرایند تورم در ایران" به بررسی نظریه‌های مختلف تورم از قبیل: نظریه پولی تورم، نظریه ساختاری تورم و نظریه فشار هزینه پرداخت است. وی در بررسی نظریه پولی تورم، از الگوی هاربرگر برای دوره (۷۰-۱۳٤۰) استفاده کرده و نتیجه گرفته است که علامت ضریب نرخ رشد پولی دوره قبل دارای علامت (منفی) مخالف نظریه بوده و از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. و لذا در اقتصاد ایران، متغیرهای پولی تأخیری، فاقد تأثیر معنی‌دار بر تورم بوده و در نهایت محقق نتیجه گرفته است که نظریه پولی در اقتصاد ایران، رفتار قیمت‌ها را به طور کافی توضیح نمی‌دهد.

ایکانی (۱۳٦٦) در کتاب خود تحت عنوان "دینامیسم تورم در ایران (٥٦-۱۳۳۹)" به بررسی سنخیت مدل‌های پولی و ساختارگرای تورم، با اقتصاد ایران پرداخته و متغیرهای پولی، ساختارگرا و فشار هزینه را در یک الگوی اقتصاد سنجی (روش OLS) تورم گنجانده است. ضرایب تخمین زده شده برای پول، نشانگر این است که ۱۰ درصد افزایش در رشد پول، با حفظ ثبات سایر عوامل، تورم را تنها به میزان ۳ درصد افزایش می‌دهد. که این نتیجه یافته‌های هاربرگر مبنی بر همبستگی متناسب بین انبساط پولی و تورم را نفی می‌کند. در ادامه برای بالا بردن قدرت توضیحی مدل، متغیرهای ساختاری را وارد مدل کرده که منجر به تائید نظریه ساختار گرایان مبنی بر رشد اندک بخش کشاورزی در فرایند تورمی شده است.

دادخواه (۱۳٦٤)، در گزارش تحقیقی خود تحت عنوان "فرآیند تورمی اقتصاد ایران ٥۹-۱۳٤۹" به بررسی و تبیین پدیده تورم ایران در چارچوب تئوری پولی تورم پرداخته و نتیجه گرفته است که همبستگی معنی‌داری بین عرضه پول و تورم وجود دارد به طوری که

Archive of SID

www.SID.ir

یک درصد افزایش در عرضه پول، باعث ۰/۷ درصد افزایش در سطح عمومی قیمتها می‌گردد. دادخواه در نهایت نتیجه می‌گیرد که تئوری پولی در اقتصاد ایران کاربرد دارد و حجم تولید، مستقل از سیاستهای پولی بوده ونرخ رشد بهینه پول در ایران در حدود ۱۲ درصد است.

درات (به نقل از طیب‌نیا، ۱۳۷۹)، در ارزیابی انتقادی خود از کار تحقیقی دادخواه به بررسی مجدد تئوری پولی تورم در ایران پرداخته و از طریق آزمون علیت گرنجر روابط علت و معلولی رشد عرضه پول و تورم در دهه ۱۳۵۰ را مورد آزمون قرار داده است. وی نتیجه گرفته است که هیچ رابطه علت و معلومی بین تورم و رشد عرضه پول وجود ندارد. و در نهایت پیشنهاد می‌کند که برای اقتصاد ایران، هر دو متغیر عرضه پول و تورم باید درون‌زا در نظر گرفته شوند.

۷. مطالعات انجام شده در مورد سیاست‌های پولی براساس انتظارات عقلایی در ایران

در مقاله‌ای که توسط جلالی نائینی و شیوا (۱۳۷۹)، تحت "عنوان سیاستهای پولی، انتظارات عقلایی، تولید و تورم" نوشته شده است، اثرات سیاست پولی بر تولید و تورم در دوره ۷۰-۱۳٤۰ ارزیابی گردیده است. در این مقاله، برای آزمون خنثایی و عقلایی بودن انتظارات در مورد پیش‌بینی نرخ حجم پول از مدل بارو استفاده شده و نتایج حاصله بیانگر این است که رشد حجم پول و نقدنیگی در میان مدت و درازمدت تاثیر قابل توجهی روی تولید ناخالص داخلی در ایران نداشته و تنها باعث استمرار فشارهای تورمی گشته است.

اقتصاددانان فوق، همچنین در رگرسیون تولید ناخالص داخلی بر روی نرخ رشد نقدینگی غیر منتظره و نرخ رشد پیش‌بینی شده،به نتیجه مغایر با نظریه بارو رسیده‌اند. چرا که مطابق نظریه بارو ضرایب نرخ رشد نقدینگی غیر منتظره بایستی دارای علامت مثبت بوده و همچنین ضرایب حجم نقدینگی پیش‌بینی شده از لحاظ آماری مخالف با صفر

Archive of SID

www.SID.ir

نباشند، در حالی که ضرایب به دست آمده در این مقاله، در مورد نرخ رشد پیش‌بینی نشده دارای علامت منفی و ضرایب حجم پیش‌بینی شده پول معنی‌دار می‌باشند.

در قسمت دیگر این مقاله، برای بررسی رابطه بین سطح قیمت‌ها و حجم پیش‌بینی نشده نقدینگی، نظریه بارو به بوته آزمون کشیده شده است. نتایج حاصله بیانگر این است که ضریب لگاریتم حجم پول (به طور همزمان) کمتر از یک و معادل (۰/٤۸۷۹) بوده، که با نظریه بارو مغایرت دارد. همچنین، علامت ضریب‌های رشد نقدینگی غیر منتظره منفی بوده، که این امر نیز با نظریه بارو مغایرت دارد.

در تحقیقی دیگر که توسط کمیجانی و منجذب (۱۳۷۹) تحت عنوان "آزمون توهم پولی براساس نظریه انتظارات عقلایی" انجام گرفته است، از مدل بارو و الگوی کینزی پسران استفاده شده است. در بررسی‌های اولیه، الگوی کینزی پسران تحت آزمون‌های مرکب و غیر مرکب به صورت معنی‌داری در مقابل آزمون بارو، تایید شده است. محقق تایید الگوی کینزی را تلویحاً، مؤید مصداق فروض کینزی در اقتصاد در بلندمدت دانسته و متعاقباً آزمون توهم پولی را براساس الگوی کینزی انجام داده است. نتایج حاصل از آزمون توهم پولی که براساس الگوی مرجح پسران صورت گرفته است، نشان می‌دهند که الگو دچار توهم پولی بوده و شکل‌گیری انتظارات بصورت غیرعقلایی است.

نتیجه دیگر اینکه تسری اطلاعات رشد پول با سه تاخیر (فصلی) بر سطح قیمت‌ها صورت گرفته و لذا خنثی نبودن پول در کوتاه‌مدت مورد تأیید قرار گرفته است.

در مقاله‌ای دیگر تحت عنوان "آثار رشد پولی قابل انتظار و غیر قابل انتظار بر متغیرهای کلان اقتصادی" ختائی و دانه کار (۱۳۷۹)، ضمن توضیحاتی درباره انتظارت عقلایی و کاربرد آن، اثر رشد پولی قابل انتظار و غیرقابل انتظار را به بوته آزمون کشیده و از مدل بارو بر اساس انتظارات عقلایی استفاده شده که در آن ابتدا معادله رشد نقدینگی و همچنین رشد پول قابل انتظار با بکارگیری متغیرهای رشد مخارج دولتی، نرخ بیکاری (لگاریتمی) و

Archive of SID

www.SID.ir

رشد پولی با یک دوره تاخیر، بعنوان متغیر توضیحی تخمین زده شده و مشاهده گردیده است که ضریب بیکاری تفاوت معنی‌داری با صفر ندارد.

نتایج حاصله، برای متغیر رشد نقدینگی و برای رشد پول، تفاوت معنی‌داری نداشته و منجر به رد فرضیه بارو شده است. چرا که در هر دو حالت ضرایب نرخ رشد پیش‌بینی شده پول و نقدینگی مخالف صفر شده است.

نتایج کلی که در این مقاله عنوان شده است عبارتند از:

اول رابطه بین نرخ بیکاری و رشد پولی، مطابق نظریه بارو نبوده که این تناقض ممکن است به علت عدم توجه مقامات پولی به میزان نرخ بیکاری در هنگام اتخاذ سیاست‌های پولی و عدم دقت آمارهای مربوط به نرخ بیکاری باشد. دوم سیاستهای پولی در بلند مدت خنثی است. سوم سیاست‌های پولی قابل انتظار، در کوتاه‌مدت برخلاف فرضیه انتظارات عقلایی بر متغیرهای حقیقی اثر می‌گذارد. همچنین سیاست‌های پولی غیرقابل انتظار، برخلاف انتظارات عقلایی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد اثر عکس دارد.

در یک مقاله دیگر، که براساس روش میشکین، توسط ختایی و قدیمی‌نیا (۱۳۷۹) ارایه گردیده است، آزمون خنثایی پول همراه با عقلایی بودن انتظارات برای دوره ۷۲-۱۳۳۸ انجام گرفته است. نتایج حاصله بیانگر این است که تشکیل انتظارات در ایران همانند بعضی از کشورهای اوپک و کشورهای آسیای جنوب‌شرقی، به صورت غیرعقلایی می‌باشد. همچنین فرضیه مشترک خنثایی پول و عقلایی بودن انتظارت رد شده و عنوان شده است که در رد این فرضیه، انتظارات عقلایی نسبت به خنثایی پول، نقش بیشتری داشته است.

۸ . بررسی مدل کلاسیک تورم [۱۵]

این مدل با یک تابع تقاضا برای پول که توسط کاگان (Cagan, 1956) تصریح شده است، شروع می‌شود.

15. Classical model of inflation

Archive of SID

www.SID.ir

$$m_t - p_t = y_t - \alpha i_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

m_t نشانگر لگاریتم طبیعی ذخیر پول، P_t لگاریتم طبیعی سطح عمومی قیمتها، y_t لگاریتم طبیعی محصول واقعی، i_t نرخ بهره اسمی و ε_t نیز جمله تصادفی خطا با میانگین صفر در دروه t می‌باشند. فرض استاندارد نرمال بیانگر این است که ε_t از فرایند گام تصادفی تبعیت می‌نماید، یعنی:

$$\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} + \eta_t \qquad (۲)$$

که در اینجا η_t نوفه سفید[۱۶] می‌باشد. همچنین مقصود از درآمد واقعی، درآمد دایمی[۱۷] است. مدل کلاسیک رابطه فیشر (Fischer, 1978) رابرای نرخ بهره‌اسمی فرض می‌کند، یعنی:

$$i_t = r_t + E[\pi_{t+1} \mid \Phi_{t-k+1}] \qquad (۳)$$

r_t نرخ بهره واقعی و $E[\ ]$ امید ریاضی[۱۸] و $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ نرخ تورم لگاریتمی و نیز Φ_{t-k+1} مجموعه اطلاعات در دسترس در دوره t-k+1 می‌باشد. مدل تحت سیستم انتظارات عقلایی است یعنی اینکه افراد از تمام اطلاعات در دسترس برای ساختن انتظاراتشان از نرخ تورم آینده استفاده می‌کنند. فرض می‌شود محصول واقعی و نرخ بهره واقعی از فرایند گام تصادفی تبعیت کرده و محصول واقعی دارای یک جمله رانش[۱۹] است (درواقع، جمله رانش، $\tilde{y}$، معرف نرخ رشد محصول می‌باشد):

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \tilde{y} + \omega_{1t} \\ r_t - r_{t-1} &= \omega_{2t} \end{aligned} \qquad (٤)$$

به طوری که جزء اخلاهای ω_{1t}, ω_{2t} دارای ویژگی نوفه سفید هستند.

16. White noise
17. Permanent income
18. Expectations Operator
19. Drift

Archive of SID

www.SID.ir

با گرفتن تفاضل مرتبه اول از معادله اول و ترکیب آن با معادلات (۲ تا ٤) عبارت زیر حاصل خواهد شد:

$$\mu_t - \pi_t = \tilde{y} - \alpha(E\left[\pi_{t+1}\middle|\Phi_{t-k+1}\right] - E\left[\pi_t\middle|\Phi_{t-k+1}\right]) + \xi_t \qquad (۵)$$

به طوری که $\mu_t = (1-L)m_t$ نشانگر رشد لگاریتمی پول [۲۰] بوده و عبارت $\xi_t = \eta_t + \omega_{1t} - \alpha\omega_{2t}$ از خصوصیات نوفه سفید برخوردار است. با گرفتن امید ریاضی از معادله (۵) به شرط وجود اطلاعات Φ_{t-k+1} و حل آن برای n دوره آینده، نتایج زیر حاصل می‌شود:

$$E(\pi_{t+1}/\varphi_{t-k+1}) = \frac{-\tilde{y}}{1+\alpha} + \frac{E(\mu_{t+1}/\varphi_{t-k+l})}{1+\alpha} + \frac{\alpha}{1+\alpha}\left\{E(\pi_{t+2}/\varphi_{t-k+1})\right\}$$

$$\Rightarrow E(\pi_t/\varphi_{t-k+1}) = \frac{1}{1+\alpha}\tilde{y} + (\frac{-\alpha}{(1+\alpha)}\tilde{y}) + \frac{1}{1+\alpha}\left\{\left(E(\mu_t/\varphi_{t-k+1}) + \right.\right.$$

$$\left.\left.\frac{\alpha}{1+\alpha}E(\mu_{t+1}/\varphi_{t-k+1})\right)\right\} + \frac{\alpha}{1+\alpha}E(\pi_{t+2}/\varphi_{t-k+1}) \Rightarrow E(\pi_t/\varphi_{t-k+1})$$

$$= \frac{1}{(1+\alpha)}\left[-\sum_{a=0}^{n-1}(\frac{\alpha}{1+\alpha})^i\tilde{y} + \sum_{a=0}^{n-1}(\frac{\alpha}{1+\alpha})^i E(\mu_{t+1}/\varphi_{t-k+1})\right] +$$

$$(\frac{\alpha}{1+\alpha})^n E[(\pi_{t+n}\middle|\Phi_{t-k+1}\ ]$$

برای اینکه انتظارات تورمی و در نتیجه تورم ایستا بدون حباب[۲۱] بوده باشد بایستی شرایط اریب[۲۲] به صورت زیر برقرار باشد[۲۳]

$$\lim_{n\to\infty}(\frac{\alpha}{1+\alpha})^n E(\pi_{t+n}/\varphi_{t-k+1}) = 0 \qquad (۷)$$

20. Logarithmic growth of money
21. Without bubbles
22. Transversality condition
23. Amitabha and Santanu, (1996). pp. 200

Archive of SID

www.SID.ir

یعنی اگر معادله (۷) برقرار باشد،راه حل بدون حباب برای نرخ تورم به صورت زیر خواهد بود:

$$\pi_t = \mu_t - \tilde{y} + \alpha\left\{\frac{1}{1+\alpha}\left[-\sum_{i=0}^{n-1}\left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^i E(\mu_{t+i+1}/\varphi_{t-k+1})\right] - \frac{1}{1+\alpha}\left[+\sum_{i=0}^{n-1}\left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^i E(\mu_{t+i}/\varphi_{t-k})\right]\right\} - \xi_t \Rightarrow \pi_t = \mu - \tilde{y} + \frac{\alpha}{1+\alpha}\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^i \left[E(\mu_{t+i+1}/\varphi_{t-k+1}) - E(\mu_{t+i}/\varphi_{t-k})\right] - \xi_t$$

از طرف دیگر اگر شرایط اریب ارضاء نگردد، حبابهای عقلایی[۲۴] پیدا خواهند شد و برای اینکه با انتظارات سازگار باشند، بایستی به طریقه زیر تکمیل گردند:

$$E(B_{t+1}/\varphi_{t-k+1}) - \left(\frac{1+\alpha}{\alpha}\right)E(B_t/\varphi_{t-k+1}) = 0 \qquad (۹)$$

در نهایت، راه‌حل معادله (۹)[۲۵] منجر به معادله تفاضلی زیر می‌شود

$$B_{t+1} - \left(\frac{1+\alpha}{\alpha}\right)B_t = \varsigma_t \qquad (۱۰)$$

در حالی‌که متغیر تصادفی ξ_t شرایط زیر را خواهد داشت:

$$E(\xi_t/\varphi_{t-k+1}) = 0 \forall k \geq 0 \qquad (۱۱)$$

بنابراین راه حل برای تورم همراه با حبابها به صورت زیر خواهد بود[۲۶]:

24. Rational bubbles

۲۵. واژه B نمایانگر حباب تورمی می‌باشد.

۲۶. توجه شود که $E\left[B_{t+1}\middle|\Phi_{t-k+1}\right] - E\left[B_t\middle|\Phi_{t-k+1}\right] = (1/\alpha)E\left[B_t\middle|\Phi_{t-k+1}\right]$ با جانشین کردن این معادله در رابطه (٦)، واژه B_t مثبت را نتیجه می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

$$\pi_t = \mu - \tilde{y} + \frac{\alpha}{1+\alpha}\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^i\left[E\left(\mu_{t+i+1}/\varphi_{t-k+1}\right)\right.$$
$$\left. - E\left(\mu_{t+i}/\varphi_{t-k}\right)\right] + B_t - \xi_t \qquad (۱۲)$$

حضور حبابها یکسری پیمادهایی راخواهد داشت. اینکه ایستایی تفاضل‌های تورم را از هر درجه که باشد از بین می‌برد. با گرفتن تفاضل مرتبه اول از حبابها در معادله (۱۰)، و به‌کار بردن وقفه (L)، نتایج زیر حاصل می‌شود[۲۷]:

$$\left[1-\left(\frac{1+\alpha}{\alpha}\right)L\right](1-L)B_T = (1-L)\varsigma_T \qquad (۱۳)$$

می‌توان عمل تفاضل‌گیری را در مورد حباب‌ها ادامه داد. درهر حال فرم ARMA هرگز ایستا نخواهد بود و یا اینکه معکوس پذیر نخواهد بود زیرا ریشه $(1-\left[\frac{1+\alpha}{\alpha}\right]z)=0$ درون دایره به شعاع واحد است.

در واقع حباب‌ها معرف یک نا ایستایی غیر قابل تفاضل گیری‌اند، و همچنین همگرایی بین تورم و رشد پول را از بین می‌برند. چرا که حباب‌ها در مدل‌هایی می‌توانند بوجود بیایند که سطح قیمت فعلی (تورم)، تابعی از سطح قیمت مورد انتظار در آینده (تورم) باشد. از لحاظ تئوری، در چنین حالتی، حتی اگر رشد پول هم ثابت مانده باشد، تورم می‌تواند شتاب بگیرد و در نتیجه فاصله ما بین تورم و رشد پول به مرور زمان بیشتر و بیشتر گردیده تا اینکه همگرایی آنها غیرممکن می‌گردد. از اینرو، اگر تورم و رشد پول همگرا باشند می‌توان وجود حبابهای تورمی را نفی کرد[۲۸]. مطابق معادله (۱۲) با فرض این که رشد پول و تورم بعد از یک بار تفاضل‌گیری ایستا باشند (انباشته ازدرجه یک باشند

27. Diba and Grossman, (1988a), pp. 522-523

۲۸. همان منبع (1988a,b)

Archive of SID

www.SID.ir

(۱) I)، و نیز اینکه رشد محصول واقعی ثابت است، مطابق دیدگاه کلاسیکها، سمت چپ معادله (۱۲) یک رابطه تعالی از رشد پول و تورم با بردار همگرائی $\alpha' = [1, -1]$ و یک عرض از مبدا می‌باشد، به طوری که سمت راست، پسماندهای (Z_t) را نشان می‌دهد. اگر هیچ حبابی وجود نداشته باشد، پسماندها ایستا بوده و تورم و پول همگرا از مرتبه (۱، ۱) می‌باشند. در هر حال در حضور حباب‌ها، پسماندهای رگرسیون ایستا نخواهد بود. از این‌رو اگر تورم و رشد پول همگرا باشند، هیچ حبابی وجود نخواهد داشت. به علاوه همگرایی رشد پول و تورم، ناایستایی هر گونه مشاهدات غیرقابل مشاهده را از بین می‌برد[۲۹].

۹. محدودیت‌های بین معادله‌ای[۳۰]

دیدگاه کلاسیکهای جدید[۳۱] از تورم نمایانگر این است که نرخهای تورم تابعی از نرخهای رشد فعلی و آینده پول بوده و نیز عاملان اقتصاد در تشکیل انتظاراتشان نمی توانند دچار خطای منظم[۳۲] بشوند. این روابط یکسری از محدودیت‌های قابل آزمون را روی فرایند تورم به منظور عقلایی بودن انتظارات بوجود می‌آورند. فرایند ایجاد تورم بدون حضور حباب‌ها در مدل کلاسیک به شکل زیر است:

$$\pi_t - \mu = -\tilde{y} + \frac{\alpha}{1+\alpha}\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^i \left[E(\mu_{t+i+1} / \varphi_{t-k+1}) - E(\mu_{t+i} / \varphi_{t-k}) - \xi_t \right] \qquad (۱۴)$$

۲۹. همیلتون و وایتمن (Hamilton and Whiteman, 1985) نتایج مشابهی را از طریق نشان دادن اینکه اگر رشد پول بعد از d بار تفاضل‌گیری و تورم نیز بعد از d بار تفاضل‌گیری ایستا بشوند، حبابهای تورمی نمی‌تواند وجود داشته باشد، به دست آوردند.

30. Cross – equation restrictions
31. New classical
32. Systematic errors

Archive of SID
www.SID.ir

حال باید یک شکل تصحیح خطا از فرایند رشد پولی به منظور پیش‌بینی فراهم نموده و سپس محدودیت‌های بیان شده بوسیله معادله (۱) را آزمون نمود.

فرض کنید تورم و رشد پول هر دو انباشته از درجه یک، I(۱)، و همگرا، یعنی CI(۱ و ۱) هستند. در حال حاضر هدف ایجاد یک شکل تصحیح خطا از فرایند تورمی است.

بردار سری زمانی $X_t = [\pi_t , \mu_t]$ را در نظر بگیرید، که بر طبق قضیه تجزیه والد[۳۳] (به نقل از کاتبرسون و همکاران، ۱۹۹۲، صص ۸۸-۷۸) می‌تواند به صورت زیر باشد،

$$(1- L) X_t = C(L) V_t \qquad (۱۵)$$

در حالی که C(L) یک ماترس 2×2 از عملگر وقفه و V_t بردار نوفه سفید و به صورت $V_t =[V_{1t}, V_{2t}]$ می‌باشد.

انگل و گرنجر نشان دادند که شکل ARMA[۳۴] از فرایند (میانگین متحرک، MA) معادله (۱۵) معکوس‌پذیر نبوده و یک شکل تصحیح خطای بسیار مناسب می‌باشد. به همین منظور هر دو طرف معادله (۱۵) را در بردار همگرای $\alpha' = [1, -1]$ ضرب کرده تا نتایج زیر بدست آید:

$$(1-L) Z_t = \alpha' (1-L)X_t = \alpha' C(L) v_t \qquad (۱۶)$$

Z_t برابر با منفی نرخ رشد واقعی پول، یعنی $\pi_t - \mu_t$ می‌باشد. برای اینکه Z_t ایستا باشد (یعنی I(0)) بایستی شرط زیر برقرار باشد.

$$\alpha' .C(1) = \vec{O} \qquad (۱۷)$$

33. Wold decomposition
34. Autoregressive – moving average

Archive of SID

www.SID.ir

$\vec{O}$ بردار صفر است. لذا، $C(L) = C(1) + (1-L)\,C^{*}(L)$ به راحتی نمی‌تواند قابل معکوس[۳۵] به فرم AR از بردار X_t باشد.

انگل و گرنجر (۱۹۸۷) نشان دادند که فرایند CI (1, 1) از معادله (۱۵) یک شکل تصحیح خطا به شکل زیر خواهد داشت[۳۶]

$$(1-L)\,X_t = A^{*}(L)\,(1-L)\,X_t - \lambda.\,Z_{t-1} + b(L)V_t \qquad (۱۸)$$

$A^{*}(0) = 0$ و λ یک بردار ۲×۱ ثابت بوده و $\det[C(L)]=[(1-L)b(L)]$ و $b(L)$ یک چند جمله‌ای وقفه‌دار عددی است . از آنجائیکه $b(L)$ معکوس‌پذیر است. با ضرب کردن معادله (۱۸) به $b^{-1}(L)$ نتیجه زیر را خواهد داد:

$$D(L)\,(1-L)X_t = -\,g(L)\lambda.\,Z_{t-1} + v_t \qquad (۱۹)$$

$$g(L) = b^{-1}(L) \qquad D(L) = b^{-1}(L)(I-A^{*}(L)) = b^{-1}(L)\,A(L) \qquad (۲۰)$$

معادله فوق می‌تواند به شکل زیر نوشت [۳۷]:

$$H(L) = \begin{bmatrix} (1-L)\mu_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \varpi_t \qquad (۲۱)$$

به منظور ایجاد تخمین‌های بهینه از رشد پول، می‌توان شکل دیگری از معادله فوق را به صورت زیر نوشت:

$$Y_t = \Theta Y_{t-1} + e_t \qquad (۲۲)$$

35. Invertibale

۳۶. بر طبق قضیه نمایندگی انگل و گرنجر (Engle and Granger, 1987, pp. 255- 256)، این معادله از طریق فاکتورگیری از ماتریس الحاقی C(L)، به دست آمده است. (Granger and Newbold, 1986, pp. 224-226)

۳۷. بینش اصلی پشت این فرمولبندی متکی بر ایستا بودن Z_t است. برای اطلاع بیشتر، رجوع کنید به: Campbell and Shiller (1988, pp. 510-511).

Archive of SID

www.SID.ir

$$e_t = \begin{bmatrix} \omega_{1t} \\ 0 \\ . \\ 0 \\ \omega_{2t} \\ 0 \\ . \\ 0 \end{bmatrix} \qquad Y_t = \begin{bmatrix} (1-L)\mu_t \\ (1-L)\mu_{t-1} \\ (1-L)\mu_{t-p-1} \\ (1-L)\mu_t \\ Z_t \\ Z_{t-1} \\ Z_{t-p-1} \\ Z_{t-p} \end{bmatrix} \qquad (۲۳)$$

$$\Theta = \begin{bmatrix} \theta_{111} & \theta_{112} & . & \theta_{11p-1} & \theta_{11p} & \theta_{121} & \theta_{122} & . & \theta_{12p-1} & \theta_{12p} \\ 1 & 0 & . & 0 & 0 & 0 & 0 & . & 0 & 0 \\ 0 & 1 & . & 0 & 0 & 0 & 0 & . & 0 & 0 \\ . & . & . & . & . & . & . & . & . & . \\ 0 & 0 & . & 1 & 0 & 0 & 0 & . & 0 & 0 \\ \theta_{211} & \theta_{212} & . & \theta_{21p-1} & \theta_{21p} & \theta_{221} & \theta_{222} & . & \theta_{22p-1} & \theta_{22p} \\ 0 & 0 & . & 0 & 0 & 1 & 0 & . & 0 & 0 \\ 0 & 0 & . & 0 & 0 & 0 & 1 & . & 0 & 0 \\ . & . & . & . & . & . & . & . & . & . \\ 0 & 0 & . & 0 & 0 & 0 & 0 & . & 1 & 0 \end{bmatrix} \qquad (۲٤)$$

Θ ماتریس قرینه [۳۸] مدل VAR می‌باشد. بنابراین تخمین‌های بهینه از Y_t می‌تواند به شکل زیر باشد:

$$\hat{\Phi}_{t-k+1} \equiv \left[Y_{t-j+1} \middle| j \geq k \right] \subseteq \Phi_{t-k+1}$$

$$E\left[Y_{t+i} \middle| \hat{\Phi}_{t-k+1} \right] = \Theta^{k+i} Y_{t-k} \qquad (۲۵)$$

38. Companion matrix

Archive of SID

www.SID.ir

$\hat{\Phi}_{t-k+1}$ مجموعه اطلاعات در دسترس برای اقتصاد می‌باشد. در قسمت بعدی، آزمونهای لازم آورده خواهند شد.

۱۰ . نتایج تجربی

۱۰ـ۱ . آزمونهای ایستایی

قبل از حرکت به سمت آزمون‌های همگرایی، لازم است که درجه انباشتگی متغیرهای مورد نظر مشخص گردد. به همین منظور، آزمون‌های ایستایی دیکی ـ فولر، آزمون تابع خودهمبستگی (آماره باکس ـ پایرس و لانگ ـ باکس)، فیلیپس پرون و آزمون پرون، راه‌هایی هستند که می توان بوسیله آنها به درجه ایستایی متغیرها پی‌برد. ولی از آنجایی‌که کشور ایران شاهد انقلاب و جنگ بوده، در نتیجه احتمال تغییرات ساختاری و شکستگی در داده‌ها وجود داشته و بنا به استدلال پرون، در این حالت آماره دیکی ـ فولر و آماره‌های مشابه مناسب نمی‌باشند، لذا از آزمون پرون برای سه حالت مختلف تغییر در عرض از مبدا تابع روند، تغییر در شیب تابع روند و تغییر در عرض از مبدا و شیب تابع روند و نیز آزمون تابع خود همبستگی استفاده گردیده است. نتایج در جدول‌های (۱) و (۲) که بوسیله نرم‌افزارهای Microfit و Eviews آماده گردیده‌اند، نوشته شده است.

۱۰ـ۲. آزمون ریشه واحد پرون

آزمون پرون برای متغیری نظیر Y، با برآورد معادله زیر شروع می‌شود (Perron, 1990).

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 du_1 + \alpha_3 du + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

اگر زمان شکست ساختاری با T_B نشان داده شود، خواهیم داشت:

IF $t = T_{B+1}$ در غیر اینصورت du1=0 خواهد بود $\Longrightarrow$ du1=1

IF $t>T_B$ در غیر اینصورت du=0 خواهد بود $\Longrightarrow$ du=1

Archive of SID

www.SID.ir

در آزمون فوق، فرض H_0 (صفر) وجود ریشه واحد با شکستگی در یک زمان، در مقابل فرض پایایی و روند معین است. نتایج این آزمون در جدول (۱) آورده شده است.

جدول شماره ۱ ـ آزمون پرون (پارامتر λ برابر ۰/٤ در نظر گرفته شده است)

	آماره پرون برای حالت سطح		آماره پرون برای حالت تفاضل مرتبه اول		
وضعیت / متغیر	تورم (تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمتها)	رشد نقدینگی (تفاضل مرتبه اول لگاریتم نقدینگی)	مقادیر بحرانی پرون (٪۲/۵)	تورم	رشد نقدینگی
تغییر در شیب	-۳/۵٦	-٤	-٤/۰۱	-۵/٦٤	-۷/٦۱
تغییر در عرض از مبدا	-۳/٦۹	-۳/۵۵	-٤/۲٦	-۵/۷	۷/۹۵
تغییر در شیب و عرض از مبدأ	-۳/۵۳	-۳/۸۸	-٤/۵۳	-۵/٤۷	-۷/۷۸
نتیجه فرضیه H_0	رد نمی‌شود	رد نمی‌شود		ردمی‌شود	رد می‌شود

نتایج مندرج در جدول (۱) نشان می‌دهند که متغیرهای تورم و رشد نقدینگی (لگاریتمی)، با تفاضل مرتبه اول ایستا می‌شوند و یا به عبارت دیگر، متغیرهای مدل انباشته از مرتبه اول I(1) هستند. در عین حال، از آنجایی که تورم و رشد نقدینگی، به ترتیب، تفاضل اول قیمت‌ها و نقدینگی هستند، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای قیمت‌ها و نقدینگی، انباشته از مرتبه دوم I(2) هستند (البته به صورت لگاریتمی).

۱۰ـ۳ . آزمون ایستایی با استفاده از تابع خودهمبستگی

در این آزمون، فرضیه مخالف صفر بودن ضرایب تابع خود همبستگی وقفه‌های یک سری زمانی به‌صورت توأم با استفاده از آماره‌های باکس ـ پایرس (Q) ولجانگ ـ باکس (LB) آزمون می‌شوند . این آماره‌ها به صورت زیر می‌باشند:

$$Q = n\sum_{k=1}^{m}\rho_k^2 \approx \chi_m^2 \qquad LB = n(n+1)\sum_{k=1}^{n}\frac{\rho_k^2}{n-k} \approx \chi_m^2$$

Archive of SID

www.SID.ir

Q و LB دارای توزیع کای ـ مربع با درجه آزادی m، حجم نمونه n، تعداد وقفه k و ρ_k نیز تابع خود همبستگی با k وقفه زمانی می‌باشند. نتایج این آزمون برای متغیرهای رشد پول و تورم در جدول (۲) آورده شده‌اند.

جدول شماره ۲ ــ آزمون ایستایی تابع خودهمبستگی، باکس ـ پایرس و لجانک ـ باکس

متغیر	Q	Q	LB	LB	Q	LB
	در سطح	تفاضل اول	در سطح	تفاضل اول	تفاضل دوم	تفاضل دوم
لگاریتم قیمتها	۳۵/۳	۲۱/۷۶	۳۷/۹٤	۲۳/٤۳	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵۳
لگاریتم پول	۳۵/۷۸	۳۸/٤٦	۱٤/۲٤	۱۵/۳۳	۲/۸۷	۳/۰۹

برای داده‌های دو سری زمانی لگاریتم قیمت‌ها و لگاریتم نقدینگی، در هر دو حالت سطح و تفاضل اول داده‌ها، بالا بودن مقادیر آماره‌های Q و LB که عملاً مقادیر احتمال به دست آمده برای چنین مقادیری از کای ـ دو برابر صفر هستند، نشانگر معنی‌دار بودن آماره‌ها هستند ولی برای حالت تفاضل مرتبه دوم که همان تفاضل مرتبه اول متغیرهای تورم (لگاریتمی) و رشد نقدینگی (لگاریتمی) می‌باشند، چنین نیست. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای تورم و رشد نقدینگی (لگاریتمی)، ایستا از تفاضل مرتبه اول بوده و یا به عبارتی دیگر متغیرهای لگاریتم نقدینگی و لگاریتم سطح قیمتها (عمده‌فروشی) ایستا از تفاضل مرتبه دوم، I(۲) هستند.

۱۰ـ۴ . آزمون همگرایی یوهنسن و یوهنسن ـ جسیلیوس

از آنجایی که متغیرهای مدل ایستا از مرتبه اول هستند بنابراین می‌توان از رویه حداکثر راستنمایی یوهنسن (۱۹۸۸) و یوهنسن ـ جسیلیوس (۱۹۹۰)، به منظور بررسی همگرا بودن متغیرهای تورم و رشد پول استفاده کرد (در پیوست (۱) آورده شده است). پس از تعیین مرتبه انباشتگی متغیرها، اولین قدم در روش یوهنسن، تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR

Archive of SID

www.SID.ir

می‌باشد. لذا در این مقاله نیز بنا به رویه پیشنهادی یوهنسن که تخمین تک تک معادلات به روش OLS می‌باشد، و نیز با توجه به تعداد نسبتاً محدود مشاهدات، طول وقفه بهینه، دو انتخاب شده است.

گام بعدی، انتخاب رتبه ماتریس اثر و لزوم وارد کردن عرض از مبدا و روند در بردار بلند مدت است که طبق پیشنهاد یوهنسن، این اعمال بایستی به صورت همزمان صورت گیرد. چنانچه یوهنسن بیان کرده است، اگر تعداد متغیرهای موجود در بردار بلند مدت، برابر n باشد، حداکثر تعداد (n-1)، بردار همگرا می‌توان به دست آورد. در نتیجه، با وجود دو متغیر تنها یک بردار همگرا می‌تواند وجود داشته باشد که از طریق آزمون‌های حداکثر مقادیر ویژه و آزمون نسبت راستنمایی به دست می‌آید. در این خصوص، با توجه به جدول شماره (۵)، بردارهای زیرحاصل شده‌اند.

$3.28\pi_t - 2.97\mu_t - 0.56Dum_t + 0.48 = 0$

$1.22\pi_t + 1.02\mu_t - 0.07\ dum_t - 0.36 = 0$

بردارهای فوق پس از نرمال شدن به صورت زیر خواهند شد (جدول شماره ٦).

$\pi_t = 0.90\ \mu_t + 0.17Dum - 0.148$

$\pi_t = 0.29 - 0.83\mu_t + 0.059dum$

می‌توان به تعداد متغیرها، بردار به دست آورد، ولی بنا به آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه، تنها یک بردار همگرا وجود دارد، لذا باید برداری انتخاب گردد که با نظریات اقتصادی سازگاری داشته باشد. همچنین، اگر طبق آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه، بیش از یک بردار وجود داشته باشد بایستی قیودی را برای شناسایی بردارها اعمال کرد. در اینجا، با توجه به اینکه ضریب رشد نقدینگی در بردار دوم (جدول شماره (۵) را ملاحظه کنید) خلاف نظریه می‌باشد، تمامی ضرایب بردار اول مطابق با نظریه است. پس، بردار اول را باید انخاب کرد. یعنی:

$\pi_t = 0.90\mu_t - 0.17Dum - 0.148$

Archive of SID

www.SID.ir

پس از انتخاب بردار، لازم است که معنی‌دار بودن ضرایب بررسی گردد. این کار از طریق اعمال محدودیت کاملاً مشخص بر روی بردار مورد نظر صورت می‌گیرد. نتایج حاصله، که در جدول شماره (۷) آورده شده است، نشان می‌دهند که تمامی ضرایب در سطح معنی‌دار یک درصد مخالف صفر بوده و درنتیجه از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند.

این بردار نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در نرخ رشد نقدینگی در بلندمدت، باعث افزایش تورم به میزان ۰/۹۰ درصد می‌شود. همچنین ضریب متغیر موهومی نشان می‌دهد که متوسط تورم بعد از انقلاب بیشتر شده است. در رابطه با ضریب عرض از مبدأ، باید گفت که تفسیرهای متعددی می‌تواند داشته باشد. برای مثال، می‌تواند اثرات رشد محصول ملی را نشان بدهد. در واقع رابطه معکوس مابین رشد محصول ملی و تورم را نشان می‌دهد. ولی همانطوری‌که ملاحظه می‌گردد، این ضریب تقریبا عدد کوچکی بوده و بیانگر این است که در ایران رشد محصول تاثیر زیادی روی کاهش تورم در بلندمدت نداشته است. از طرف دیگر، می‌توان اینچنین بیان کرد که با حذف اثرات تورم‌زای رشد پول و اثرات انقلاب،تورم در بلندمدت از یک روند نزولی برخوردار است. در هر حال، در اقتصاد سنجی، همواره این مشکل وجود دارد که عرض از مبدا را چگونه باید تعبیرکرد؟ چرا که‌از طرف دیگر، می‌تواند اثرات سایر متغیرها راکه ازمدل حذف شده‌اند، نشان بدهد.

در ادامه باید عنوان کرد که، از آنجایی که روش همگرایی یوهنسن بر پایه هیچ تئوری نمی‌باشد و رابطه حاصله ممکن است از لحاظ اقتصادی معنی‌دار نباشند، لازم است که برای شناسایی روابط اقتصادی محدودیتهایی را به مدل تحمیل کرد. با استفاده از معادله (۱) محدودیتی که بر این بردار تحمیل شده است، به صورت زیر می‌باشد:

$a_1 = -1, a_2 = 1$

در واقع، این محدودیت نظریه پولیون را به بوته آزمون کشیده و خنثایی پول را در بلندمدت بررسی می‌کند. بدین مفهوم که در بلندمدت یک درصد افزایش در رشد

Archive of SID

www.SID.ir

نقدینگی، باعث افزایش رشد تورم به میزان یک درصد می‌شود. یا به عبارت دیگر، کل اثرات آن در افزایش تورم خلاصه می‌گردد. صحت این فرضیه با استفاده از آماره χ^2 قابل بررسی است.

جدول شماره (۸) آزمون این محدودیت را که از طریق بسته نرم‌افزاری Microfit و به صورت محدودیت بیش از حد، تهیه گردیده است، نشان می‌دهد. با توجه به مقدار آماره χ^2 که برابر 0.3223 می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه خنثایی پول در درازمدت، حتی در سطح معنی‌دار ۵۰ درصد هم قابل ردکردن نیست. چرا که آماره χ^2 محاسبه شده در مقایسه با مقدار بحرانی در جدول، خیلی کوچک می‌باشد. در نهایت می‌توان نتیجه گرفت که بین رشد نقدینگی و تورم (رشد شاخص عمده فروشی قیمتها، PPI) رابطه بلندمدت و معنی‌داری وجود داشته و در درازمدت، تمامی اثرات حاصل از افزایش نقدینگی، در تورم ظاهر می‌گردد.

پس از بدست آوردن ضرایب بلندمدت، می‌توان از مکانیسم تصحیح خطا (ECM)[۳۹] به منظور تلفیق رابطه بلندمدت و کوتاه مدت، استفاده کرد. نتایج در جدول شماره (۹) آورده شده و به صورت زیر می‌باشد.

$$\Delta\pi_t = 0.301\Delta\pi_{t-1} - 0.247\Delta\mu_{t-1} + 0.007\Delta Dum_{t-1} - 0.184ECM_{t-1}$$

t- Stat: 1.42 -1.33 0.087 -2.50

با ملاحظه مقادیر آماره t-Stat, می‌توان دریافت که در کوتاه‌مدت، بین تغییر در نرخ رشد نقدینگی و تورم رابطه چندان معنی‌داری وجود نداشته و یا به عبارت دیگر، رابطه کوتاه‌مدتی بین تورم و رشد نقدینگی وجود ندارد. ولی از آنجاییکه ضریب جزء تصحیح خطا، در سطح معنی‌دار ۵ درصد، معنی‌دار می‌باشد، می‌توان گفت که ۱۸ درصد عدم تعادل مابین تورم واقعی وتورم تعادلی (بلندمدت)، طی هر دوره در کوتاه مدت تعدیل و یاحذف می‌گردد.

39. Error Correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

به عبارت دیگر، از آنجاییکه ساز و کار تصحیح خطا یک فرایند تعدیل است، لذا مدل فوق حرکت پویای دو متغیر را با رابطه تعادلی آنها جمع زده و مقدار عدم تعادل دوره قبل از مسیر بلند مدت را توضیح می‌دهد. بنابراین در هر دوره ۱۸ درصد از اختلاف مابین تورم واقعی و تورم مورد انتظار کاسته شده و سرعت تعدیل نسبتاً کند است.

حال با عوض کرن متغیر وابسته در مدل تصحیح خطا، نتیجه جدید زیر را که از جدول (۱۰) بدست آمده است، می‌توان نوشت.

$$\Delta\mu_t = 0.02\Delta\pi_{t-1} - 0.155\Delta\mu_{t-1} + 0.168ecm_{t-1} + 0.006\Delta Dum_{t-1}$$

t- Stat: 0.113 -0.97 2.66 0.08

در اینجا نیز مانند حالت قبل، وجود هر گونه رابطه کوتاه مدت نفی گردیده ولی ضریب عامل تصحیح خطا از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و تعدیلات کوتاه مدت را برای رسیدن به تعادل نشان می‌دهد. مثبت بودن جزء تصحیح خطا به معنای آن است که عدم تعادل ناشی از رفتار بلندمدت در تورم واقعی و تورم بلندمدت، حتی با وجود نرخ رشد صفر درصدی قیمت‌ها، انگیزه افزایش در نرخ رشد نقدینگی را به میزان ۱۷ درصد در سال بعد ایجاد می‌نماید.

نتیجه مهم دیگری که از این قسمت قابل برداشت می‌باشد این است که، معنی‌دار بودن ضرایب تصحیح خطا در هر دو حالت، بیانگر رابطه علیت متقابل ما بین رشد نقدینگی و تورم است. چرا که گرنجر ثابت کرده است که در بررسی علیت هنگامی که دو متغیر همگرا باشند، استفاده از روش گرنجر و روش‌های مشابه دارای خطا بوده و از درجه اعتبار ساقط است. زیرا جمله تصحیح خطا را شامل نمی‌شود. بلکه بایستی آزمون علیت را از طریق مدل‌های تصحیح خطایی که شامل اطلاعات بلندمدت و کوتاه مدت پویاست، فرمول‌بندی کرد.

بنابراین، در روش جدید، مادامیکه ضریب تصحیح خطا معنی‌دار باشد، حتی در صورت معنی‌دار نبودن سایر ضرایب، رابطه علی وجود خواهد داشت. پس می‌توان نتیجه

Archive of SID

www.SID.ir

گرفت که رابطه علی دو طرفه مابین تورم و رشد نقدینگی در کشور ایران وجود دارد. این بر خلاف نتیجه‌ای است که درات (۱۳٦٦) در ارزیابی انتقادی خود از دادخواه (۱۳٦٤) بیان داشته است. چرا که وی برای بیان علیت، از آزمون علیت گرنجر استفاده کرده است. ولی همانطوری که قبلاً بیان شد، به عقیده گرنجر وقتی که دو متغیر همگرا باشند، استفاده از آزمون علیت گرنجر وروشهای مشابه صحیح نبوده و در این حالت تنها راه معتبر برای آزمون علیت، استفاده از روش مدل تصحیح خطا می‌باشد.

ازآنجایی که نتایج برای حالتی که از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری (CPI)، به عنوان متغیر توضیح دهنده تورم استفاده شود، تفاوت چندانی با حالت قبل نداشته، لذا از ذکر آنها خودداری می گردد.

جمع‌بندی و ملاحظات

نتایج آماری، نشان می‌دهند که تورم و رشد پول همگرا بوده و در بلندمدت یک درصد افزایش در رشد پول منجر به افزایش تورم به میزان ۰/۹۰ درصد می گردد. همچنین، فرضیه وجود رابطه یک به یک ما بین متغیرهای مورد نظر، در سطح معنی‌دار یک درصد، قابل رد نبوده و بر اعتبار فرضیه‌های پولگرایان می‌افزاید. نتیجه مهمی که از این قسمت قابل استخراج است، این است که همگرایی تورم و رشد پول، وجود هر گونه حبابهای عقلایی را از بین می‌برد یا به عبارت دیگر، انتظارات در مورد روند رشد پول، عقلایی است. بنابراین، ضروری است که مقامات پولی در هنگام سیاستگذاری، به این امر دقت کامل نموده و نقش انتظارات را نادیده نگیرند. همچنین سازگاری مدل‌های پولی، وجود ابهام در انتخاب مدل و همچنین نقش پول در پیشرفت و توسعه اقتصادی را از بین می‌برد.

نتیجه دیگر اینکه با حذف اثرات تورم زای رشد پول (نقدینگی) و ثبات نرخ رشد محصول، تورم در بلند مدت از یک روند نزولی برخوردار می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

در اینجا ذکر این نکته لازم است که در ایران به منظور تبیین رفتار تورم و شناسایی علل آن، مطالعات زیادی صورت گرفته و تقریباً نتایج حاصله مؤید نقش برجسته عوامل پولی در شکل‌گیری تورم می‌باشد. در این میان بسیاری از مطالعات بر نقش شکاف تولید (بیکاری) و انتظارات تورمی در تبیین تورم تاکید داشته‌اند. در هر حال سؤال اساسی این است که آیا سیاست پولی می‌بایست کنترل تورم را به عنوان تنها هدف خود (هدف برتر) قرار دهد؟ و اینکه در این راه تا چه حد موفق خواهد بود؟ تقریباً هیچ یک از مطالعات جواب روشن و واضحی برای این پرسش نداشتند. ولی در مجموع، بیشتر مطالعات بر این امر توافق دارند که تنها در سایه تورم پایین و با ثبات می‌توان به رشد بالا و با ثبات دست یافت و معضل بیکاری را حل نمود. بطوریکه ملاحظه گردید، رشد پولی به دلیل پیش‌بینی آن از طرف کارگزاران اقتصادی حتی درکوتاه‌مدت هم اگر بتواند موجب انحراف محصول واقعی از سطح طبیعی‌اش گردد، در بلندمدت اثری خنثی داشته و تنها موجب پدیدار شدن تورم می‌گردد. از آنجایی که آثار منفی تورم بر رشد اقتصادی اجتناب ناپذیر است، لذا بر این اساس جهت دست‌یابی به رشد اقتصادی بیشتر(کاهش بیکاری) چاره‌ای جز اولویت قرار دادن هدف کاهش تورم نیست.برای این کار لازم است که هدف کاهش تورم در یک افق بلند مدت و سازگار با رشد اقتصادی دنبال گردد و دولت نیز در تثبیت وضع مالی خود و تجدید ساختار مخارج و فعالیت‌های اقتصادی خود، متناسب با سطح با ثبات درآمدها، اقدام جدی به عمل آورده و از تحمیل کسری مالی خود به بانک مرکزی پرهیز نماید. همچنین بازار مالی از عمق لازم جهت جذب بدهی‌های دولت برخوردار باشد تا استقلال بانک مرکزی حفظ گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون‌های آماری نشان می‌دهند که حجم پایه پول به طور معنی‌داری متاثر از کسری بودجه می‌باشد[۴۰] از آنجایی که منبع کسری بودجه که همان مخارج دولت می‌باشد، خارج از حیطه مقامات پولی (بانک مرکزی) است، لذا کنترل بانک مرکزی بر روی پایه پولی (حجم پول) به عنوان یکی از اهداف عملکردی محدود بوده و نیاز به همکاری و همگامی با سیاست‌های مالی دارد.

از طرف دیگر، بازار سرمایه داخلی کم اختلال‌ترین منبع تامین کسری مالی است و این بازار به بانک مرکزی اجازه می‌دهد که سیاست پولی را از طریق غیر مستقیم و به طریق کارا انجام دهد که مستلزم هماهنگی بین سیاست پولی و مالی است از اینرو هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی، لازمه توسعه پایدار ضد تورمی است. در هر حال، مشکل اساسی این است که این سیاستها توسط نهادهای متفاوت اجرا می‌گردد و هر کدام از آنها، اهداف و انگیزه‌های خاص خود را دارا می‌باشند. در نهایت می‌توان نتیجه گرفت که هماهنگی این سیاست‌ها، مستلزم هماهنگی مقامات مربوطه می‌باشد.

در پایان، پیشنهاد می‌گردد که با توجه به مبانی مستحکم فرضیه انتظارات عقلایی و قبولی همگانی آن در محافل اقتصادی ـ علمی، بایستی در هنگام اتخاذ سیاستهای اقتصادی در ایران، به آن توجه کافی شود. و اینکه بانک مرکزی در موقع اتخاذ سیاستهای پولی و مخصوصاً تعیین حجم پایه پولی، باید استقلال داشته باشد. و سیاستهای مالی و پولی طوری هماهنگ شوند که استقلال بانک مرکزی همچنان حفظ گردد.

۴۰. رگرسیون ذیل رابطه بین حجم پایه پولی (MB) و کسر بودجه (B) را نشان می‌دهد (جلالی نائینی و رضا شیوا، ۱۳۷۹).

$$MB_t = 0.8046\ B_t + 1.03 MB_{t-1} + 5.1T$$
$$\textbf{(8.97)} \quad \textbf{(72.9)} \quad \textbf{(-1.6)}$$
$$R^2 = 0.998 \quad F = 7698 \quad D.W = 2.09$$

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست ۱

در این روش، ابتدا یک الگوی رگرسیون برداری به صورت زیر در نظرگرفته می‌شود:

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \pi_2 X_{t-2} + \ldots\ldots + \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

بردار X_t شامل متغیرهای $(X_{1t}, \ldots\ldots, X_{nt})$ و π_i ماتریس‌های $n \times n$ می‌باشند. در ادامه یوهنسن دستگاه فوق را به یک مدل برداری تصحیح خطا (VECM) تبدیل کرده که به شکل زیر می‌باشد.

$$\Delta X_t = \psi_1 \Delta X_{t-1} + \psi_2 \Delta X_{t-2} + \ldots\ldots + \psi_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \psi_{t-k} X_{t-k} + \tau_t$$

که در اینجا $\psi_i = -I + \pi_1 + \pi_2 + \ldots + \pi_i$

در این چارچوب ماتریس بلندمدت (همگرا) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\pi = I - \pi_1 - \pi_2 - \ldots\ldots - \pi_k$$

در صورتیکه رتبه ماتریس π که معمولاً با r نشان داده می‌شود کوچکتر از n باشد، می‌توان π را به صورت حاصلضرب دو ماتریس با ابعاد $n \times r$ نوشت یعنی $\pi = \alpha \beta'$.

به طور خلاصه فرایند پیشنهادی یوهنسن، در ابتدا با رگرس کردن ΔX_t روی تفاضل‌های وقفه‌دار ΔX_t که در پسمانده‌های R_{0t} را نتیجه می‌دهدو سپس، رگرس کردن X_{t-k} روی تفاضل‌های وقفه‌دار ΔX_{t-j} که پسماندهای R_{kt} را نتیجه می‌دهد، شروع می‌شود. تابع راستنمایی متناظر با پارامترهای α, β, Θ به صورت زیر خواهد بود:

$$L(\alpha, \beta, \Theta) = |\Theta|^{(-T/2)} . EXP\left[(-1/2) \sum_{t=1}^{T} (R_{0t} + \alpha\beta' R_{kt})' \Theta^{-1} (R_{0t} + \alpha\beta' R_{kt}) \right]$$

اگر β ثابت باشد می‌توان α, Θ را با رگرس کردن R_{0t} روی $-\beta' R_{kt}$ به دست آورد.

$$\alpha(\beta) = - S_{ok}\ \beta(\beta' S_{kk}\ \beta)' \quad , \quad \Theta(\beta) = S_{00} - S_{ok}\ \beta\ (\beta'\ S_{kk}\beta)^{-1}\beta'\ S_{ko}$$

$$S_{ij} = T^{-1} \sum R_{it}\ R'_{jt} \qquad I, j = 0, k$$

Archive of SID

www.SID.ir

در نهایت حداکثرسازی تابع راستنمایی منجر به حداقل سازی عبارت

$|S_{00} - S_{ok}\ \beta(\beta' S_{kk}\beta)^{-1}\beta'\ S_{k0}|$ خواهد شد . و بالاخره می‌توان نشان داد که عبارت فوق معادل با حداقل‌سازی عبارت زیر نسبت به β است.

$$|\beta' S_{kk}\beta - \beta' S_{k0} SS_{00}^{-1} S_{ok}\beta| \ / \ |\beta' S_{kk}\beta|$$

حال یک ماتریس قطری D که شامل مقادیر ویژه $\lambda_1 > \lambda_2 > \ldots > \lambda_n$ است به صورت زیر تعریف می‌شود

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0}\ S_{00}^{-1}\ S_{0k}|$$

در ادامه، ماتریس حداکثر مقادیر ویژه E طوری تعریف می‌شود که برابری زیر حاصل گردد:

$$S_{kk}\ ED = S_{ko}\ S_{00}^{-1}\ S_{0k}\ E$$

ماتریس E را طوری تعریف می‌کنیم که $E'\ S_{kk}\ E = I$ باشد. و بالاخره اینکه، تخمین حداکثر راستنمایی از β، بوسیله اولین سطر از E، مشخص می‌گردد. یوهنسن برای آزمون تعداد بردارهای همگرا، از دو آزمون حداکثر مقادیر ویژه و ماتریس اثر که هر دو از یک توزیع مجانبی برخوردارند استفاده می‌کند، که این آماره‌ها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

آزمون اثر
$$-2LnQ = -n\sum_{i=r+1}^{k} Ln(1-\hat{\lambda}_i)$$

آزمون حداکثر مقادیر ویژه (MVE)
$$-2LnQ = -nLn(1-\hat{\lambda}_i)$$

یوهنسن (۱۹۸۸)مقادیر ویژه بحرانی برای آزمون حداکثر راستنمایی را برای حالتی که $m \le 5$، باشد را محاسبه کرده است که در اینجا m=p-r و p برابر تعداد متغیرهای مورد نظرو r نیز حداکثر بردارهای همگرا است.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست ۲

جدول شماره ۳ ـ نتایج آزمون همگرایی یوهنسن: آزمون ماتریس اثر

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون اثر	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	مقدار بحرانی ۹۰ درصد
r =0	$r \geq 1$	34.27	25.3	22.7
$r \leq 1$	r = 2	9.46	12.45	10.5

جدول شماره ٤ ـ نتایج آزمون همگرایی یوهنسن: آزمون حداکثر مقادیر ویژه

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره حداکثر مقدار ویژه	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	مقدار بحرانی ۹۰ درصد
r =0	r = 1	24.81	18.88	16.74
$r \leq 1$	r = 2	9.46	12.45	10.5

جدول شماره ۵ ـ تخمین حداکثر راستنمایی یوهنسن از بردارهای بلندمدت

متغیر	DLppi	DLm2	Dum	Intercept
بردار اول	3.28	-2.97	-.56	.48
بردار دوم	1.22	1.02	-.07	-.36

جدول شماره ٦ ـ تخمین حداکثر راستنمایی یوهنسن از بردارهای بلندمدت (نرمال شده)

متغیر	DLppi	DLm2	Dum	Intercept
بردار اول	-1	.90	.17	-.15
بردار دوم	-1	-.83	.06	.30

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره ۷ ـ تخمین حداکثر راستنمایی یوهنسن از بردار همگرا

متغیر	Dippi	Dim2	Dum	Intercept
بردار همگرا	-1	.90	.17	-.15
(t-stat)	(none)	(5.8)	(9.4)	(-3.9)

جدول شماره ۸ ـ آزمون حداکثر راستنمایی یوهنسن برای محدودیت بیش از حد مشخص

محدویت: a1 =- 1 , a2 = -1

متغیر	DLppi	DLm2	Dum	Intercept	آماره $\chi^2_{(1)}$
بردار همگرا (t-stat)	-1 (none)	1 (none)	.17 (9.5)	-.17 (13)	.322 [.57]

جدول شماره ۹ ـ مدل تصحیح خطا برای متغیر تورم

متغیرهای توضیحی	ضرایب	آماره T - stat
Ddlppi (-1)	.3012	1.41
Ddlm2(-1)	-.247	-1.33
Ddum(-1)	.0073	.871
Ecm(-1)	-.184	-2.50

Ecm (-1) = 3.2814* DLPPI -2.9730* DLM2 -.55924* DUM + .48663

جدول شماره ۱۰ ـ مدل تصحیح خطا برای متغیر رشد نقدینگی

متغیرهای توضیحی	ضرایب	آماره T - stat
Ddlppi (-1)	.026	.113
Ddlm2(-1)	-.155	.976
Ddum(-1)	.006	.086

Archive of SID

www.SID.ir

Ecm(-1)	.168	2.66

Ecm (-1) = 3.2814* DLPPI -2.9730* DLM2 -.55924* DUM + .48663

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

۱. ابریشمی، حمید و محسن مهرآرا، **تورم سیاست‌های جبرانی پولی و ارزی در اقتصادی ایران** فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی ، شماره ۷ تابستان ۷۷، صص ۷۲-٤۷.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی، **حساب‌های ملی ایران**، اداره حساب‌های اقتصادی، سالهای مختلف

۳. جلالی نائینی، احمد رضا و رضا شیوا، **سیاستهای پولی، انتظارات عقلایی تولید و تورم** مجموعه سیاستهای پولی (۲)، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، پژوهشکده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. بهار ۷۹. صص ۲٦۸-۲۳۵.

٤. ختائی، محمود و معصومه دانه کار، **آثار رشد پولی قابل انتظار و غیر قابل انتظار، مطالعه موردی: اقتصاد ایران طی سالهای ۱۳٦۹-۱۳۵۰**، مجموعه سیاستهای پولی (۲)، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، پژوهشکده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. بهار ۷۹، صص ۲۲۰-۱۹۵.

۵. ختائی، محمود و ناصر قدیمی‌نیا، **کارایی سیاست‌های پولی براساس فرضیه انتظارات عقلایی مطالعه تطبیقی کشورهای صادرکننده نفت و آسیای شرقی** مجموعه سیاستهای پولی (۲)، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، پژوهشکده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. بهار ۷۹، صص ۸۰-٦۰.

٦. طیب نیا، علی، **تئوریهای تورم با نگاهی به فرایند تورم در ایران**، انتشارات جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران، چاپ اول. پاییز۷۹.

۷. کمیجانی اکبر و محمدرضا منجذب، **آزمون توهم پولی بر اساس نظریه انتظارات عقلایی در اقتصادی ایران**، مجموعه سیاستهای پولی (۲)، مؤسسه تحقیقات پولی

Archive of SID

www.SID.ir

و بانکی، پژوهشکده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. بهار ۷۹، صص ۱۵۵-۱۸۰

۸ مجموعه اطلاعاتی، **سری زمانی آمار حسابهای ملی**، تهران، سازمان برنامه و بودجه، معاونت امور اقتصادی دفتر کلان. ۷۸

9. Amitabha. De and B. Santanu., (1996)**, Inflation theory policy**, MacMillan India limited.
10. Barro, R. J., (1977), **Unanticipated money growth and unemployment in the United States,** Jounal of Political Economy 67.
11. _____, (1978), **Unanticipated money out put and price in the U.S,** Journal of Political Economy 86.
12. Cagan, P., (1956), **The monetary dynamics of hyperinflation,** M. Friedman, ed, Studies in the quantity theory of money, (University of Chicage Press, Chicago).
13. Campbell, J. Y. and R. F. Shiller., (1988), **Interpreting cointegrated models,** Jounal of Economics Dynamics and Control 12.
14. Dadkhah, K., (1985), **The inflationary process of the Iranian Economy,** International Journal of Middle East Study 17.
15. Diba, B.T and H. L. Grossman., (1988a), **Explosive rational bubbles in stock-prices?,** American Economic Review 79.
16. _____,(1988b), **Rational inflationary bubbles,** Journal of Monetary Economics 21.
17. Dickey, D. A and W. A. Fuller., (1979), **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root**, Jounal of the American Statistical Association 74.
18. _____, (1981), **Likelihood ratio statistics for auto- regressive time series with a unit root,** Econometrica, 55.
19. Engle, R. F and C. W. J. Granger., (1987), **Cointegration and error correction**, Oxford University Press, New york.

Archive of SID

www.SID.ir

20. _____, (1991), **Long-run econometric relationship.** Oxford University Press, New york.
21. Fischer Douglas and J. I. Brenstein, (1978), **Monetary theory and demand for money,** Martin Robertson & Co. Ltd.
22. Frisch H, . (1983), **Theory of inflation**, Cambridge University Press.
23. Granger, C. W. J., (1983), **Cointegrated variables and error correction models,** UCSD Discussion Paper.
24. _____ (1988), **Some Resent development in a concept of causality,** Journal of Econometrica 59.
25. Granger C. W. J and P. Newbold, (1986), **Forecasting economic times series,** Academic Press, Now York.
26. Hamilton J. D. and C. H. Whiteman, (1985), **The observable implication of self fulfilling expectations,** Jounal of Monetary Economics 16, 353-73.
27. Ikani, Azizollah., (1983), **The dynamics of inflation in Iran,** Netherland: Tiburg University Press.
28. Imad A. Mossa., (1997), **Testing the long-run neutrality of money in a developing economy, the case of India,** Journal of Development Economics 53.
29. Johansen, S and K. Juselius., (1990), **Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money,** Oxf. Bull. Econ. State 52.
30. Johansen. S., (2000), **Modeling of cointegration in the vector autoregressive models,** Economic Modeling 17.
31. _____ (1988), **Statistical analysis of the cointegration vector,** Journa of Economic Dynamics and Control 12.
32. (1992), **Determination of cointegration rank in the presence of a liner trend,** Oxf. Bull, Econ. State 54.
33. Lucas, R.E.(1972a),**Expectations and the neutrality of money,** JET,4.

Archive of SID

www.SID.ir

34. _____ (1973), **Some international evidence on out put inflation trade off,** American Economic Review 84.
35. Mishkin, F. S., (1982), **Does anticipated monetary policy matter? An econometric investigation,** Journal of Political Economy 90.
36. Muth,J.F, (1961), **Rational Expectations and the theory of price movements,** Econometrica 29.
37. Perron P., (1990), **Testing for a unit root in a time series with a change mean,** Journal of Business and Econometrics 33.
38. Pesaran. M. H and B. pesaran., (1997), **Working with microfit 4: an interactive introduction to econometrics,** Oxf. Uni. Press.
39. Price Simon and Nasim Anjum., (1999), **Modeling inflation and demand for money in Pakistan, cointegration and the causal structure,** Econ. Modeling 16.
40. Sargent, T. J and N. Wallace., 1973, **Rational Expectations and the dynamics of hyper inflation,** I E R 14.
41. _____ (1975), **Rational expectations, the optimal monetary instrument the optimal money supply rule,** J P E 83, 241-54.

Archive of SID

www.SID.ir