



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال هشتم، شماره‌ی ۱۵، نیمه‌ی اول ۱۳۹۲

بررسی پایداری تورم در ایران در چارچوب الگوی بازگشت کننده به میانگین

شهرام گلستانی*

بهنام شهروان**

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۶/۷

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۶/۳۰

چکیده

در این تحقیق برای بررسی امکان تبعیت نرخ تورم از مدل بازگشت کننده به میانگین و تعیین مقدار تعادلی و بلندمدت آن بر مبنای مدل نظری-ریاضی اورنستین-آلن بک، مدلی با استفاده از روش $TGARCH(1,1)$ برای اقتصاد ایران و برای دوره‌ی زمانی ۱۳۶۹م - ۱۳۸۸م تخمین زده شده است. متغیرهای به کار رفته در این مدل دو فاکتوره، نرخ‌های رشد CPI و PPI بوده است. یافته‌های این تحقیق نشان دادند که هم چون نتایج به دست آمده از مجموعه‌ی کشورهای $OECD$ ، تورم در ایران، از مدل بازگشت کننده به میانگین همراه با جهش پیروی می‌کند؛ اما به دلیل بالا بودن سطح این میانگین، ناطمینانی ناشی از بی‌ثباتی نرخ‌های تورم پایدار شده و رفاه مصرف‌کنندگان را کاهش داده است.

واژه‌های کلیدی: تورم، ناطمینانی تورم، مدل بازگشت کننده به میانگین، ثبات قیمت، پایداری تورم

طبقه بندی: $E31, E37$: GEL

* نویسنده‌ی مسئول - استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان Email: shahram_golestani@yahoo.com

** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان

۱- مقدمه

یکی از روش های مفید برای تبیین فرایند تورّم و پیش بینی آن، استفاده از مدل های بازگشت کننده به میانگین^۱ است. بسیاری از اقتصاددانان، بر این باورند که بسیاری از متغیرهای اقتصادی از جمله نرخ ارز، نرخ بازدهی اوراق در بازار سهام، نرخ بهره، قیمت نفت و هم چنین نرخ تورّم از مدل بازگشت کننده به میانگین تبعیت می کنند. مسأله ی مطرح در این مدل، بدین صورت است که بسیاری از پدیده ها در دنیا، خاصیت بازگشت به میانگین دارند؛ یعنی اگر رفتارشان را در طول زمان مورد مطالعه قرار دهیم، مشاهده می کنیم که وقتی از میانگین بلندمدت خود فاصله می گیرند تمایل دارند که دوباره به سمت این میانگین تعادلی باز گردند و لذا در بلندمدت، حول یک خط نوسان می کنند. در این مدل ها، میانگین یک تعادل با ثبات است. از این مفهوم در بازار دارایی زیاد استفاده می شود؛ به عنوان مثال، هر چه قیمت یک دارایی که از فرایند بازگشت کننده به میانگین تبعیت می کند، زیادتر یا کمتر شود، احتمال این که دوباره به میانگین قیمت های قبلی برگردد بالاتر می رود. انگار فتری به متغیر وصل است که هر چه بیش تر از میانگین خود دور می شود، بیش تر او را می کشد.

وجود بی ثباتی قیمت ها، هزینه هایی را از این طریق بر اقتصاد تحمیل می کند. بدین مفهوم که بی ثباتی و نوسانات شدید قیمت ها باعث افزایش نااطمینانی بنگاه های اقتصادی نسبت به تورّم آینده و سیاست های ضدّ تورمی دولت می شود و این مسأله، کاهش انگیزه های سرمایه گذاری و فعالیت های تولیدی اقتصادی را به همراه دارد. به طوری که منابع اقتصادی به جای وارد شدن به بخش های تولیدی، جذب بخش های غیرموّلد اقتصاد می شوند. حال اگر روند تورّم قابل پیش بینی یا با ثبات باشد، سرمایه ی گذاران به دلیل پیش بینی ای که از وضعیت های آینده ی بازار خواهند داشت، انگیزه های لازم درصد برای سرمایه گذاری در ایشان ایجاد می شود و اقتصاد رونق بیشتری خواهد یافت.

بر این اساس، هدف از این مطالعه، بررسی امکان تبعیت نرخ تورّم از مدل بازگشت کننده به میانگین است. این مقاله به دنبال بررسی این مسأله است تا دریابد آیا تورّم در ایران حول وحوش یک مقدار تعادلی نوسان می کند یا خیر. بدین منظور، از داده های

ماهانه ی دوره ی زمانی ۱۳۶۹-۱۳۸۸ استفاده شده است. به علاوه، در این مطالعه به بررسی این مسائل خواهیم پرداخت که در صورت تأیید مدل مذکور، آیا این پدیده در ایران همراه با جهش بوده است یا نه و دیگر این که تورّم در ایران در چه سطحی است؛ زیرا با دانستن روند وضعیت تورّم، دقت پیش بینی های کمی بالا می رود و به سیاست گذاران پولی در تصمیم گیری صحیح، کمک شایانی خواهد کرد. پیش بینی ها این امکان را می دهند تا بتوان میزان انحراف عملکرد مورد انتظار متغیرهای هدف از مقادیر از قبل تعیین شده برای آن ها را مورد شناسایی قرار داد. به علاوه، به منظور بررسی وضعیت بی ثباتی قیمت کالاها و خدمات و روندی که تورّم در پیش می گیرد، از مدل های اتورگرسیو واریانس ناهمسان شرطی (ARCH) استفاده شده است؛ زیرا مدل های اتورگرسیو واریانس ناهمسان شرطی می توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته ی خود توضیح دهند.

۲- مطالعات انجام شده

در سال های اخیر، مدل های بازگشت کننده به میانگین بسیاری در ارتباط با تبیین رفتار متغیرهای قیمتی مورد استفاده قرار گرفته است که از آن جمله می توان به مدل های به کار گرفته شده در بازار سرمایه، بازار ارز، بازار انرژی و تورّم اشاره کرد. از جمله مطالعاتی که به بررسی تورّم در چارچوب این مدل ها پرداخته اند، می توان موارد زیر را بر شمرد:

بایلی، چانگ و تسیلا^۱ (۱۹۹۶)، در مقاله ی خود با تحلیل ماهانه ی تورّم CPI در دوره ی بعد از جنگ جهانی دوم در ده کشور مختلف با دلایلی محکم بر وجود حافظه ی طولانی مدت با رفتار بازگشت به میانگین برای تمام کشورها، به استثنای ژاپن دست یافتند.

موراننا^۲ (۲۰۰۱)، در مقاله ای با عنوان «سنجش تورّم مرکزی^۳ در منطقه ی اروپا»، با استفاده از مدل ARFIMA تعمیم یافته ی مارکوف^۴، به بررسی وقوع فرایند

1-Baillie, Chung and Tieslau

2-Morana

3-Core inflation

4-Marcove

بازگشت به میانگین با توجه به یک میانگین غیرشرطی متغیر می پردازد. در این مقاله، نویسنده با تحمیل یک محدودیت «رفت و برگشت^۱» برای رشد اسمی پول و تورم شتابنده، قادر به شناسایی سه نوع رژیم برای نرخ تورم و تعیین رابطه ای بین پویایی های بلندمدت تورم و رشد پولی شده است که از این میان رژیم تورم مرکزی با هدف ثبات قیمت ها منطبق و سازگار بوده است و پس از مقایسه با سایر مدل ها مشخص شد که بر حسب قدرت پیش بینی از سایر مدل ها بهتر است.

وایتک^۲ (۲۰۰۲) رابطه ی پویای بین تورم و نا اطمینانی آن، پراکندگی قیمت های نسبی و رشد تولید را با به کارگیری یک مدل سه متغیره GARCH بررسی کرد. وی با استفاده از داده های ماهانه ی شاخص قیمت تولیدات صنعتی کانادا نتیجه گرفت که پراکندگی قیمت های نسبی با متغیرهای روند تورم و نا اطمینانی تورم، رابطه ی مثبت دارد.

یی^۳ (۲۰۰۱) در مقاله ای با عنوان «بازگشت به میانگین در نرخ های تورم» از دو آزمون ریشه ی واحد برای بررسی مانایی داده های ترکیبی، برای بررسی مجدد ثبات نرخ های تورم در ۱۳ کشور عضو OECD استفاده کرده است. نتایج این تحقیق، وجود فرایند بازگشت کننده به میانگین در نرخ های تورم مورد مطالعه را تأیید می کند. مارکوئیس^۴ (۲۰۰۴)، به بررسی برخی از موضوعات پیرامون تعریف و سنجش ثبات تورم، در قالب روش تک متغیره می پردازد. در این مقاله تأکید می شود که هر برآوردی از ثبات، باید تحت شرایط مفروض وضع شده برای تورم در سطح بلندمدت باشد و این سطح بلندمدت از تورم (سطح میانگین)، در طول زمان متفاوت است. دوّم، در این مقاله، آن سنجش از ثبات مدنظر است که رابطه میان ثبات و بازگشت به میانگین را بررسی می کند؛ سوم تورم موجود در ایالات متّحده و منطقه ی اروپا، به میانگین بازگشت بستگی دارد. در این مقاله، وجود میانگین ثابت در ایالات متّحده تأیید شده است.

1-Coswitching

2-Whytak

3-Yi

4-Marques, Carlos Robalo

بک و وبر^۱ (۲۰۰۵)، با استفاده از داده های مربوط به نرخ تورم به بررسی گسترش و پویایی پراکندگی تورم، در کشورهای عمده ی اتحادیه پولی اروپا در قبل و پس از شکل گیری اتحادیه ی اروپا پرداخته اند. نتایج این تحقیق، حاکی از آن است در هر یک از دوره های مورد بررسی فرایند بازگشت به سمت یک میانگین مرکزی در نرخ های تورم اتفاق افتاده است. بررسی پویایی های پراکندگی تورم در حالت کلی، وجود ثبات و پایداری قابل توجهی در نرخ های تورم اروپایی را نشان می دهد.

بک و وبر (۲۰۰۵) با استفاده از یک مجموعه از نرخ های تورم، به بررسی پویایی پراکنش تورم در سه منطقه ی ایالات متّحده ی آمریکا، ژاپن و مجموعه ی ایالات متّحده و کانادا پرداخته اند. نتایج این تحقیق نشان داد که پراکندگی نرخ تورم در هر سه مورد در طی دوره ی مورد بررسی، به طور معنی داری بالا بوده است و هم چنین شواهدی دال بر تأیید معنی داری فرایند بازگشت به میانگین در نرخ های تورم تمامی نمونه های بررسی شده یافت شد.

بینته و مارتل^۲ (۲۰۰۵) رابطه میان جنبه های مختلف تورم و پراکندگی نسبی قیمت در کانادا را با استفاده از مدل سویچینگ مارکف^۳ مورد بررسی قرار داده اند. یافته های این مقاله نشان می دهد که تورم مورد انتظار، جنبه ای از تورم است که با پراکندگی قیمت های نسبی رابطه ی بسیار نزدیکی دارد. هم چنین در این مقاله، به عدم تقارن بزرگی پی بردند که مربوط به تأثیر شوک های مثبت و منفی بر پراکندگی نسبی قیمت با توجه به «تورم کل» می شود. این مقاله، نتیجه گرفته است که این عدم تقارن، عمدتاً به دلیل وجود مؤلفه هایی است که نوعاً مربوط به شوک های عرضه هستند و ارتباطی به از میان رفتن ثبات تورم ندارد.

لی، چیانگ و چانگ^۴ (۲۰۰۷)، از آزمون ریشه ی واحد LM برای داده های ترکیبی ای که دارای شکست ساختاری ناهمگن هستند استفاده کرده اند تا وجود فرایند بازگشت به میانگین را به طور مجدد در نرخ های تورم ۱۹ کشور عضو OECD

1-Beck, Guenter W. and Axel A. Weber

2-Binette and Martel

3-Markov switching model

4-Lee, Chien-Chiang and Chun-Ping Chang

(در دوره ی زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۴) بررسی کنند. یافته های تجربی این تحقیق، با ثابت بودن نرخ های تورّم در این کشورها سازگار بود.

باس، کاپمن و اومس^۱ (۲۰۰۷) سری زمانی مربوط به تورّم آمریکا را در دوره ی پس از جنگ دوّم جهانی، در چارچوب یک مدل بازگشت کننده به میانگین مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده، وجود میانگین بلند مدت را تأیید کرد. به علاوه نشان داده شد که در طی دوره ی مورد بررسی، تغییرات قابل ملاحظه ای در واریانس تورّم، در درجه ی انباشتگی، خصوصیات حافظه ی کوتاه مدت و نیز بی ثباتی تورّم به وجود آمده است.

آویلا و یوسابیگا^۲ (۲۰۰۹) با استفاده از مدل بازگشت کننده به میانگین، وجود ریشه ی واحد را در تورّم ۱۳ کشور عضو OECD در طی دوره ی زمانی ۱۹۵۷-۲۰۰۵ مورد آزمون قرار داده اند. نتایج به دست آمده، با این که قویاً وجود ریشه ی واحد را ردّ می کند، بیان کننده ی پویایی های مشترکی در تورّم همه ی کشورهای است که بیان کننده ی چند جهش در مدل است. این جهش ها به ترتیب، در دهه های ۶۰، ۷۰، ۸۰ و ۹۰ قابل مشاهده اند.

آندریاس رشریتر^۳ (۲۰۱۰) ارتباط میان تورّم و نرخ بهره ی کوتاه مدت را در چارچوب یک فرایند بازگشت کننده به میانگین، در کشور انگلستان مورد مطالعه قرار داده است. وی دریافت که همراه با تغییر دوره ی زمانی، میانگین تعادلی نرخ بهره ی کوتاه مدت اسمی نیز تغییر می کند، لیکن میانگین تعادلی نرخ بهره ی کوتاه مدت واقعی، در طول زمان ثابت است.

مورالس-آریاس و مورا^۴ (۲۰۱۰) با لحاظ کردن ناهمسانی واریانس شرطی در یک مدل بازگشت کننده به میانگین و با استفاده از روش حداکثر درست نمایی، تورّم کشورهای گروه هفت (G7) را در طی دوره ی زمانی ۱۹۶۰:۱ تا ۲۰۰۹:۴ مورد بررسی قرار داده اند. نتایج نشان می دهند که فرایند بازگشت به میانگین برای تورّم، در

1-Charles S. Bos ,Siem J.Koopman,Marius Ooms

2-Diego Romero-Avila, Carlos Usabiaga

3-Andreas Reschreiter

4-Leonardo Morales-Arias ,Guilherme V. Moura

کشورهای فرانسه و کانادا در مقایسه با سایر کشورها سریع تر و در آمریکا و ایتالیا کند تر عمل می کنند.

باب نوپای، ایوان پایا و دیوید پیل^۱ (۲۰۱۰) پدیده ی تورّم را در کشور آمریکا در طی یک دوره ی ۶۰ ساله مورد بررسی قرار داده اند. نتایج به دست آمده دربردارنده ی چند نکته ی کلیدی است؛ از قبیل این که تورّم جهانی از یک فرایند ساکن تبعیت می کند؛ در حالی که تورّم داخلی امریکا، دارای ریشه ی واحد است. به علاوه، پایداری تورّم در این کشور در دوره ی قبل از سال ۱۹۸۳، به مراتب بیش از پایداری دوره ی پس از این سال است.

۳- مبانی نظری

۳-۱- مدل های بازگشت کننده به میانگین

در بازارهای مالی، این شعار وجود دارد که « قیمت دارایی ها همواره پس از رسیدن به یک نقطه ی بیشینه کاهش می یابد». این جمله در حقیقت، بیان ساده ی فرایند بازگشت به میانگین است. در چند دهه ی گذشته، بسیاری از تئوری های مالی بر مبنای مدل های گام تصادفی قیمت دارایی ها، بازده و سود بنا نهاده شده اند؛ اما باید توجه داشت که گام تصادفی، خود یک حالت خاص از یک کلاس گسترده تر از مدل هاست که مدل های بازگشت کننده به میانگین یا مدل های دورشونده از میانگین^۲ نامیده می شوند. برای این که به یک مدل بازگشت کننده برسیم، ابتدا بهتر است که با معرفی یک مدل براونی هندسی^۳ شروع کنیم. مدل زیر، یک مدل GBM است:

$$dP = \eta P dt + \sigma P dz \quad dP/P = \eta dt + \sigma dz \quad (1)$$

که در آن P متغیری است که در طول زمان حرکت می کند؛ η جمله ی رانش (drift term) و σ مبین بی ثباتی (Volatility) در P است. dz ، بیان کننده ی تصاعد واینری است که از رابطه ی $dz = \varepsilon dt^{1/2}$ تبعیت می کند و ε ، دارای توزیع نرمال

1-Bob Nobay ,Ivan Paya , David A .Peel

2-Mean aversion models

3-Geometric Brownian Motion-GBM

استاندارد است. در این معادله به اولین جمله ی سمت راست ($\eta P dt$)، جمله ی روند یا انتظار، و به جمله ی دوم ($\sigma P dz$) جمله ی تغییر گفته می شود (به آن جمله ی انحراف از هدف و عدم اطمینان نیز گفته می شود) اگر مدل بالا با اضافه کردن μ به مدل، به صورت معادله ی زیر نوشته شود، یک مدل بازگشت کننده به میانگین حاصل می شود. این مدل از یک فرایند بازگشت کننده به میانگین هندسی، به صورت زیر تبعیت می کند:

$$dP = \eta P(\mu - P) dt + \sigma P dz \rightarrow \underbrace{\frac{dP}{P}}_{\text{تورم}} = \underbrace{\eta (\mu - P) dt}_{\text{جزء نشان دهنده بازگشت به میانگین}} + \underbrace{\sigma dz}_{\text{جزء دارای جهش}}$$

(2)

که μ ، سطح تعادل بلندمدت (یا میانگین بلندمدت تورم که قیمت ها تمایل به بازگشت به سمت آن دارند) و η ، سرعت بازگشت است. سایر اجزا، مفهوم مشابهی با حرکت براونی هندسی دارند. از این به بعد، $dP/P = \pi$ خواهد بود.

۲-۲- مدل بازگشت کننده به میانگین چند فاکتوره

در مدل های چند فاکتوره، چند متغیر دارای گام تصادفی که هر کدام به تنهایی حرکت براونی هندسی دارند، در کنار یک دیگر قرار می گیرند و بدین دلیل که هر کدام از این متغیرهای با گام تصادفی، برای خودشان یک جزء تصادفی دارند، در مقایسه با مدل های تک فاکتوره پیچیده ترند.

$$dP = (\mu - \delta) P dt + P \sigma_p dz_p \quad (3)$$

$$DP/P = \pi = (\mu - \delta) dt + \sigma_p dz_p \quad (4)$$

$$d\delta = \eta (\Delta - \delta) dt + \sigma_\delta dz_\delta \quad (5)$$

در رابطه ی بالا، Δ میانگین بلندمدت ارزش عملکرد،^۱ η سرعت هم گرایی و سایر اجزا، همان مفهوم قبل را دارند. این فرایندهای تصادفی با یک دیگر هم بستگی دارند. معادله ی ارتباط آن ها را می توان به صورت زیر نوشت:

$$dz_{\delta} dz_p = \rho dt \quad (6)$$

در این معادله، ρ عامل همبستگی این فرایند ها ست و مقداری بین ۱- و ۱- دارد. به عنوان مثال شوارتز (۱۹۹۷) دریافت که در ارتباط با قیمت نفت این رقم بسیار نزدیک به یک (۰/۹۱۵) است.

۲-۳- مدل بازگشت کننده به میانگین همراه با جهش

در بسیاری از موارد که متغیر مورد مطالعه همراه با نوسانات شدید (جهش) باشد، استفاده از مدل های بازگشت کننده به میانگین همراه با جهش، منطق بیشتری پیدا می کند. در این مدل ها از فرایند پواسن^۲ استفاده می شود. این مدل در حالت کلی به صورت زیر تصریح می شود:

$$dP = \eta P (M - P) dt + \sigma P dz + P dq \quad (7)$$

$$dP/P = \eta (M - P) dt + \sigma dz + dq \quad (8)$$

در معادله ی فوق، dq جمله ی جهش^۳ است که از توزیع پواسن تبعیت می کند. جمله ی جهش در اکثر موارد صفر است؛ اما با فراوانی λ با توجه به شوک (جهش) به وجود آمده، مقداری غیر صفر می گیرد.

$$dq = 0 \quad \text{با احتمال} \quad 1 - \lambda dt$$

$$dq = \Phi - 1 \quad \text{با احتمال} \quad \lambda dt$$

1-Convenience yield

2-Poisson process

3-jump term

در این مدل ها، فرض بر این است که فرایندهای واینر (dz) و پواسن (dq) با یک دیگر همبسته نیستند. اندازه و جهت جهش نیز کاملاً تصادفی است که در معادله ی فوق Φ ، بیان کننده ی توزیع احتمال اندازه ی جهش است.

۴-مدل سازی تورّم بر اساس فرایند بازگشت کننده به میانگین

برنارد و دیگران^۱ (۲۰۰۶) ، برای متغیرهایی مانند قیمت ها که از نوع گام تصادفی اند و دارای واریانس ناهمسانی شرطی و جهش هستند و اثر آرچ برای آن ها تأیید شده است، π_t و معادلات مرتبط به روش گارچ را بدین صورت بیان کرده اند:

توضیح مدل GARCH(1,1):

$$\pi_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \quad \text{تورم}$$

(9)

$$\pi_t = \mu + (z_t h_t)^{1/2} \quad (10)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 (\pi_{t-1} - \mu)^2 + \phi h_{t-1} \quad (11)$$

در این جا، π_t سطح عادی تورّم است و z_t می تواند دارای توزیع نرمال و یا t - student باشد. این مدل در زمان پیوسته و در لگاریتم سطح قیمت ها با فروضی بدین صورت می تواند نوشته شود: (12)

$$\ln(\pi_t) = X_t + \varepsilon_t$$

فرایندی که از حرکت براونی تبعیت می کند؛

$$dX_t = -\kappa X_t dt + \sigma_X dz_X$$

متغیرهای گام تصادفی شامل یک جزء در بر گیرنده ی زمان و یک جزء

تصادفی؛

$$d\varepsilon_t = \mu_\varepsilon dz_\varepsilon$$

$$dz_X dz_\varepsilon = \rho_{X\varepsilon} dt$$

جایی که ε_t لگاریتم قیمت تعادلی تولیدکننده در زمان t ، X_t انحراف لگاریتم قیمت مصرف کننده در زمان t از قیمت تعادلی $(\mu - \pi)$ است و dz_ε و dz_X جهش های حرکت براونی هستند که هم بسته اند. در این جا ضریب بازگشت به میانگین k نرخ سرعتی را که قیمت ها به سمت تعادل باز می گردند، نشان می دهد (نرخه ی که در کوتاه

مدّت، انحرافی را نشان نمی دهد؛ μ_ε ، میانگین قیمت تعادلی و σ_x و σ_ε ، بی ثباتی کوتاه مدّت فرایند را نشان می دهد. برای فروض تخمین فوق، چنین می توان توضیح داد:

$$(13)$$

$$\begin{aligned} \ln(\pi_t) &= X_t + \varepsilon_t \\ X_t &= e^{-k} X_{t-1} + \xi_t^X \\ \varepsilon_t \mu &= \varepsilon_{t-1} + \xi_t^\varepsilon \end{aligned}$$

شیانگ و دیگران (۲۰۰۷) معادله ای مشابه مدل فوق را به صورت زیر برای بررسی بازگشت به میانگین نرخ های تورّم در ۱۹ کشور OECD برآورد کرده و به روش GARCH(1,1) تخمین زده اند:

$$(14)$$

$$\begin{aligned} \pi_{it} &= \gamma_i' X_{it} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \phi_{it-1} + e_{it} \end{aligned}$$

در این جا X_{it} ، بردار متغیرهای برون زا و درون زای تأخیری است؛ γ_i بردار پارامترهای متناظر است؛ ε_{it} جزء اخلاخل است؛ e_{it} ، یک جزء اخلاخل با میانگین صفر برای واریانس های شرطی ناهمگن در میان داده های مقطع زمانی است و فرض به این صورت است که هم بستگی مقطعی وجود ندارد. ϕ_i ، واریانس جمله ی اخلاخل و نشان دهنده ی پایداری ناهمگن است.

در مدل فوق، متغیر P_{it} دارای دو شکست ساختاری است و D_{it} ، DT_{it}^* (۲)، $= 1$ (۱) متغیرهای دامی مجازی هستند که یک انتقال را در میانگین و یک انتقال را در روند زمانی نشان می دهند. جنبه ی مهم این مدل، این است که اجازه می دهد شکست های ساختاری را تحت فرض صفر و فرض مقابل دید؛ بنابراین خواهیم داشت :

$$\begin{aligned} \pi_{it} &= \gamma_{1i} + \gamma_{2i} t + \gamma_{3i} D_{it} + \gamma_{4i} DT_{it}^* + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \varepsilon_{it-1} + e_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

به طوری که برای e_{it} ، فروض کلاسیک برقرار است و دارای ریشه ی واحد است. سپس با استفاده از یک تغییر فرم متفاوت، این معادله برای ε_{it} بدین صورت حل شده است :

$$\begin{aligned} \Delta \varepsilon_{it} &= \pi_{it} - \pi_{it-1} - \gamma_{2i} - \gamma_{3i}(D_{it} - D_{it-1}) - \gamma_{4i}(DT^*_{it} - DT^*_{it-1}) & (16) \\ \Delta \varepsilon_{it} &= \Delta \pi_{it} - \Delta D_{it} - \Delta DT^*_{it} \\ d\varepsilon_{it} &= d\pi_{it} - dD_{it} - dDT^*_{it} \end{aligned}$$

مقاله ی شیانگ یکی از مقالاتی است که در آن به بررسی مدل های بازگشت کننده به میانگین برای نرخ های تورم پرداخته شده است در این مقاله بردار X که در برگیرنده ی جزء بازگشت کننده به میانگین و سایر متغیرهای توضیحی است، باز نشده است.

در مقاله ی مانک و سورنسن^۱ (۲۰۰۳) که مدل بازگشت کننده به میانگین را برای بازار دارایی مورد بررسی قرار داده است، مدل بازگشت کننده به میانگین تورم، به صورت زیر مورد استفاده قرار گرفته است:

$$d\pi_t = \beta(\bar{\pi} - \pi_t)dt + \sigma_\pi d\varepsilon_\pi \longrightarrow \pi_t = \beta(\bar{\pi} - \pi_t) + \varepsilon_\pi \quad (17)$$

همان گونه که در بالا دیده می شود تورم از یک جزء متأثر از زمان و از جزء دومی که گام تصادفی است و فرایند واینر نامیده می شود و بی ثباتی های تورم را نشان می دهد، تشکیل شده است. در معادلات مقاله ی فوق، دقیقاً معادله ی ریاضی به کاربرده شده از سوی اورنستین اولن بک، برای جزء بازگشت کننده به میانگین تورم، به کار برده شده است. در این تخمین، ضریب β نشان دهنده ی نرخ بازگشت به میانگین است و ضریب جزء اخلاص، به نوعی بی ثباتی تورم را نشان می دهد.

۴-۱- ارائه ی مدل

در این تحقیق، با ترکیب معادلات موجود در مقالات شیانگ (۲۰۰۷) و مانک و سورنسن (۲۰۰۳)، مدل دو فاکتوره ی زیر برای ایران تصریح شده است که در بخش بعدی به روش $TGARCH(1,1)$ تخمین خورده است:

$$\pi_t = \eta(\bar{\pi} - \pi_{t-1}) + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-12} + \beta_3 \pi_t' + \beta_4 D_{73} + \varepsilon_t \quad (18)$$

در این

بررسی پایداری تورّم در ایران در چارچوب الگوی بازگشت کننده..... ۱۲۱

تصریح π ، تورّم در بخش مصرف (PCPI)، $\bar{\pi}$ ، میانگین سالانه ی تورّم در بلندمدت و η ، سرعت بازگشت تورّم به میانگین تعادلی بلندمدت اش است و π' ، تورّم در بخش تولید (PPPI) است و D_{73} ، متغیّر مجازی نشان دهنده ی سیاست یکسان سازی نرخ ارز است. عنوان دو فاکتوره به این علت به مدل اطلاق شده است که تورّم در بخش مصرف، بر روی متغیّره‌های مربوط به خودش (فاکتور اول) و بر روی تورّم در بخش تولید (فاکتور دوّم) رگرس شده است. در این مقاله از داده های ماهانه ی شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) و شاخص قیمت تولید کننده (PPI) به قیمت ثابت سال پایه ی ۱۳۸۳، برای محاسبه ی نرخ تورّم در بخش تولید و مصرف استفاده شده است. هم چنین نرخ تورّم از فرمول زیر محاسبه شده است:

$$\pi_t = \left(\frac{cpi_t - cpi_{t-1}}{cpi_{t-1}} \right) \times 100 \quad (19)$$

$\bar{\pi}$ متغیّری کلیدی در تعیین نتایج این تحقیق است؛ به گونه ای که اشتباه در اندازه گیری آن می تواند نتایج تخمین را به کلی تحت تأثیر قرار دهد. بررسی ها نشان داد که برای اندازه گیری میانگین تعادلی بلند مدت، باید میانگین داده های سالانه را در نظر گرفت و استفاده از میانگین داده های ماهانه تخمین را دچار مشکل می کند. در جدول شماره ی یک، خصوصیات آماری داده های تحقیق مشاهده می شود.

جدول شماره ی یک- بررسی خصوصیات آماری داده ها (به قیمت سال

پایه ی ۸۳)

شرح	شاخص قیمتی مصرف کننده	شاخص قیمتی تولید کننده	تورم در بخش مصرف	تورم در بخش تولید
میانگین ماهانه	69,6	66,76	1,47	1,46
میانگین سالانه	69,6	66,8	19,89	19,73
میانه	55,65	55,5	1,29	1,17
بیشینه	211,9	189	7,73	8,25
کمینه	۶.۵۰	6	-۲.۰۴	-1,64

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۲- آزمون ریشه ی واحد

برای بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده، از آزمون فیلیپس پرون استفاده شده است. از آنجایی که در متغیرهای مورد استفاده، هم بستگی سریالی وجود دارد، استفاده از آزمون ADF خالی از ایراد نیست. نتایج به دست آمده نشان می دهد که متغیرهای CPI, PPI نامانا و انباشته از درجه ی یک هستند و بر همین اساس، تفاضل وتورم حاصل از آن ها مانا ست (جدول شماره ی دو).

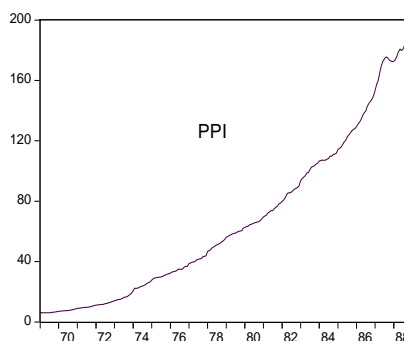
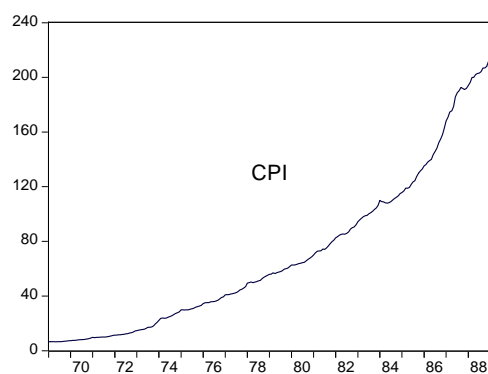
جدول شماره ی دو - آزمون ریشه ی واحد برای بررسی مانایی متغیرها

p-ptest	Adj.t-Stat	1%level	5%level	10%level	Prob
CPI	7,01	-3,46	-2,87	-2,57	۱
PPI	5,84	-3,46	-2,87	-2,57	۱
π	-9,89	-3,46	-2,87	-2,57	۰
π^e	-11,55	-3,46	-2,87	-2,57	۰

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار دو، روند سری زمانی داده های شاخص قیمت مصرف کننده و تولید کننده را نشان می دهد. همان طور که در نمودارهای زیر دیده می شود، شاخص های قیمت تولید کننده و مصرف کننده هر دو روندی فزاینده دارند. به علاوه، هر دو هم انباشته از درجه ی یک هستند.

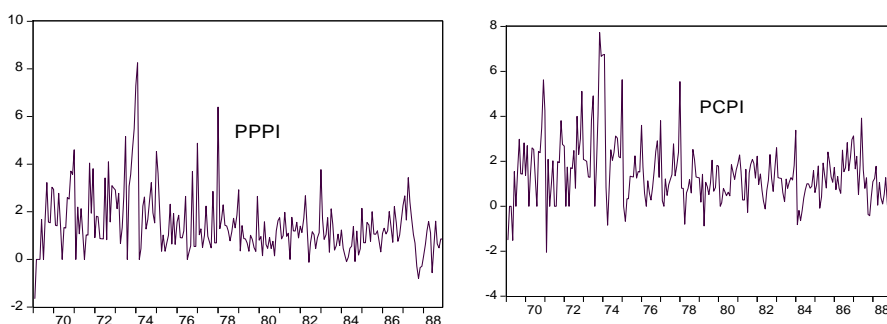
نمودار شماره ی یک- سری زمانی ماهانه ی شاخص قیمتی مصرف کننده (CPI) و تولید کننده (PPI)



روند شاخص CPI, PPI

نمودار سه، بیان کننده ی روند سری زمانی تورّم در بخش های مصرف و تولید است. از آن جایی که این دو متغیر نرخ رشد متغیرهای شاخص قیمت هستند، هر دوی این متغیرها مانا هستند (جدول شماره ی یک). در نمودار شماره ی سه، به خوبی قابل مشاهده است که نرخ تورّم در هر دو بخش تولید و مصرف علی رغم نوسانات و جهش های متعددی که دارند، حول و حوش یک میانگین خاص نوسان می کنند.

نمودار شماره ی دو- سری زمانی ماهانه ی نرخ تورّم در بخش مصرف و در بخش تولید



منبع: محاسبات تحقیق

در توضیح مدل های بازگشت کننده به میانگین، این نکته قابل ذکر است که در این مدل ها بیش تر بررسی امکان بازگشت به میانگین تعادلی بلندمدت فرایندی با گام تصادفی مدّ نظر است و این که آیا این میانگین دارای روندی ثابت، فزاینده و یا کاهنده است و در پژوهش هایی که تا کنون و بدین منظور صورت گرفته است، یک فرایند دارای گام تصادفی غالباً بر روی خودش و حداکثر و به ندرت بر روی دو یا سه فاکتور، رگرس شده است.

۵- برآورد مدل

به منظور تخمین مدل ارائه شده از داده های ماهانه ی دوره ی ۱:۱۳۶۹-۱۳۸۸:۱۲ استفاده شده است. بر این اساس در این قسمت، روابط کوتاه مدّت بین متغیرها با استفاده از این داده ها تخمین زده می شود و نتایج به دست آمده، مورد

بررسی پایداری تورّم در ایران در چارچوب الگوی بازگشت کننده..... ۱۲۵

بررسی قرار می گیرد. برای بررسی وجود و عدم وجود خود هم بستگی بین اجزای اخلاص، از آزمون Q باکس و جنکینز استفاده شده است. نتایج آزمون Q، حاکی از عدم وجود خودهم بستگی بین اجزای اخلاص است. هم چنین از آزمون LM^۱ برای بررسی وجود هم بستگی سریالی در مدل استفاده شده است.

بعد از انجام آزمون های اولیه بر روی مدل کوتاه مدت، به تعیین و تخمین مدل ARCH و GARCH پرداخته می شود. ابتدا با انجام آزمون بروش-پاگان-گودفری، وجود ناهمسانی واریانس شرطی مورد بررسی قرار گرفته است. همان گونه که در جدول شماره ی سه نشان داده شده است بر اساس هر دو آماره ی F و R-^{*}Obs squered، وجود ناهمسانی تأیید شده است.

جدول شماره ی سه- نتایج آزمون بروش-پاگان-گودفری برای بررسی وجود واریانس ناهمسانی در مدل

ARCH Test:			
F-statistic	6,42	Probability	۰.۰۰01
Obs* R-squared	23,67	Probability	۰.۰۰۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

سپس با توجه به معیار آکاییک - شوارتز مدل GARCH(1,1)، به عنوان مناسب ترین مدل برگزیده شد. تصریح این مدل به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \eta (\bar{\pi} - \pi_{t-1}) + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2} + \beta_3 \pi' + \beta_4 D_{73} + \varepsilon_t \\ h_t &= d + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} \end{aligned} \quad (20)$$

هم چنین برای این که بتوان اثر شوک های تورّمی مثبت و منفی با بزرگی یکسان را بر تورّم دید، از تخمین مدل نامتقارن TGARCH استفاده شده است. در این مدل معادله ی مربوط به واریانس، به صورت زیر در می آید:

$$\begin{aligned} h_t &= d + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \alpha_2 h_{t-1} \\ I_t &= 1 \quad \text{اگر} \quad \varepsilon_{t-1}^2 < 0 \end{aligned}$$

1-Lagrange multiplier (LM)

نتایج تخمین، در جدول شماره ی چهار آمده است. در این تخمین ها واریانس جزء اخلاص (h_t)، شاخصی برای نشان دادن بی ثباتی تورم است و ضریب λ به بررسی اثر شوک های مثبت و منفی می پردازد.

همان گونه که در جدول شماره ی چهار مشاهده می شود، تمامی ضرایب به دست آمده در معادله ی اول برای تمامی متغیرها، از نظر آماری (در سطح ۹۹ درصد) معنا دارند. از آن جایی که انحراف از میانگین، به صورت $(\pi_t - \pi_{t-1})$ تعریف شده است، علامت آن بیان کننده ی آن است که تورم دوره ی $t-1$ از تورم بلندمدت و تعادلی بالاتر یا پایین تر بوده است. در صورتی که این مقدار مثبت باشد، بیان کننده ی آن است که تورم دوره ی قبل از میانگین تعادلی و بلندمدت کم تر بوده است و بالعکس. بر این اساس، علامت و مقدار ضریب η نشان می دهد که تورم در دوره ی t ، چگونه به این عدم تعادل واکنش نشان می دهد. مثبت بودن ضریب η بیان کننده ی آن است که مدل از یک فرایند بازگشت کننده به میانگین تبعیت می کند؛ به گونه ای که اگر نرخ تورم در دوره ی t ، کوچک تر از تورم بلندمدت و تعادلی باشد، تورم دوره ی $t+1$ تمایل به بازگشت به میانگین بلندمدت و تعادلی دارد. به گونه ای که اگر $\pi_t < \pi_{t-1}$ باشد، آن گاه $\pi_{t+1} > \pi_t$ خواهد بود و بالعکس. اگر نرخ تورم در دوره ی t ، بزرگ تر از تورم بلند مدت و تعادلی باشد، تورم در دوره ی $t+1$ کاهش می یابد؛ به گونه ای که $\pi_{t+1} < \pi_t$ خواهد بود. کمیت این ضریب، بیان کننده ی سرعت تعدیل و بازگشت به میانگین در هر دوره به حساب می آید. مقدار این ضریب، بیان کننده ی آن است که در صورت اختلاف تورم از مقدار تعادلی و بلند مدت در هر دوره ۲۵ درصد از این اختلاف در جهت رسیدن به مقدار تعادلی تعدیل می شود.

جدول شماره ی چهار- نتایج تخمین مدل TGARCH(1,1)

Mean Equation				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob
$\pi^{\circ} - \pi_{t-1}$	۰.۲۵	۰.۰۰۶	۴.۲	۰.۰۰۰
π_{t-1}	۰.۳۶	۰.۰۵۷	۶.۲۷	۰.۰۰۰
π_{t-12}	۰.۱۹	۰.۰۰۴	۴.۶	۰.۰۰۰
π^{\prime}	۰.۴۱	۰.۰۵۷	۷.۰۹	۰.۰۰۰
D73	۲.۲۳	۰.۸۶	۲.۷	۰.۰۰۷
Variance Equation				
c	۰.۰۲۷	۰.۰۰۶	۴.۶۵	۰.۰۰۰
α_1	۰.۰۲	۰.۰۳۷	۰.۵۴	۰.۵۸
λ	-۰.۱۱	۰.۰۴۴	-۲.۷۲	۰.۰۰۶
α_2	۱	۰.۰۲	۴۸.۵۶	۰.۰۰۰
DW=۱.۹۲	AIC=۲.۵۸	S.C=۲.۷۲		

* میانگین ماهانه ی تورم سالانه در دوره ی مورد بررسی

منبع: محاسبات تحقیق

ضرایب وقفه های تورم β_1 و β_2 . بیان کننده ی آن هستند که تورم هر دوره با تورم دوره ی قبل و ماه مشابه سال قبل ارتباط دارد. مقادیر این ضرایب به ترتیب ۰.۳۶ و ۰.۱۹، به دست آمده است که بیان کننده ی آن است یک درصد افزایش تورم، در یک دوره، موجب افزایش ۰.۳۶ درصدی تورم در دوره ی بعد می شود. ضریب β_3 نیز، بیان کننده ی تأثیر تغییر تورم در بخش تولید بر تورم در بخش مصرف است. این ضریب نشان می دهد که یک درصد افزایش در تورم در بخش تولید، تورم در بخش مصرف را به میزان ۰.۴۱ درصد افزایش می دهد. ضریب متغیر D_{73} ، اثر سیاست یکسان سازی نرخ ارز را بر تورم به صورت یک متغیر مجازی نشان می دهد و بیان کننده ی آن است که اجرای این سیاست، تأثیری مثبت و معنا دار بر تورم داشته است.

با توجه به این که مدل گارچ به کار گرفته شده از درجه ی یک است، بنابراین آماره ی دوربین واتسون قابل استناد خواهد بود و عدم وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال مدل را نشان می دهد. در مدل TGARCH به کار گرفته شده، فرض بر آن

است که اخبار خوب و بد^۱، تأثیری متفاوت بر واریانس شرطی دارند. اخبار بد (شوک های تورمی) تأثیری به اندازه ی α_1 بر واریانس شرطی دارد و تأثیر اخبار خوب به اندازه ی $\alpha_1 + \lambda$ است. ضریب α_1 اگرچه مقداری مثبت است؛ کمیت آن، نزدیک به صفر است و از نظر آماری نیز معنادار نیست. این بدان معناست که وقوع شوک های تورمی (اخبار بد)، تورم را افزایش می دهد؛ اما بر واریانس شرطی تأثیر معناداری ندارد. ضریب α_2 نشان می دهد که واریانس تورم در هر دوره به طور مثبت و معنا داری با مقدار آن در دوره ی قبل ارتباط دارد. از آن جایی که $\lambda \neq 0$ است و از نظر آماری نیز معنا دار است، بیان کننده ی آن است که اطلاعات خوب بر واریانس شرطی تورم تأثیری معنا دار دارند. با توجه به این که کمیت این ضریب، کوچک تر از صفر (۰.۱۱-) است، بیان کننده ی آن است که کاهش تورم، واریانس شرطی (بی ثباتی) کوچک تری را به همراه خواهد داشت. این امر، بیان کننده ی وجود عدم تقارن در واریانس شرطی تورم است؛ به گونه ای که اخبار خوب که موجب کاهش تورم می شوند، واریانس شرطی را نیز کاهش می دهند.

۶- جمع بندی و نتیجه گیری

۱- تورم در ایران، از مدل بازگشت کننده به میانگین پیروی می کند و این میانگین، در طول زمان مقداری ثابت دارد. هرچه میزان انحراف تورم از میانگین تعادلی بلندمدت خودش بیش تر باشد، اقتصاد نرخ های تورم بالاتری را می تواند در پیش رو داشته باشد و با کاهش این انحراف، نرخ تورم به مقدار میانگین تعادلی بلندمدت خود نزدیک تر خواهد شد.

۲- معناداری ضریب متغیر موهومی D_{73} ، جهش دار بودن روند تورم در ایران را در نتیجه ی اجرای سیاست های یکسان سازی نرخ ارز در فصل های پایانی سال ۱۳۷۳ نشان می دهد. به علاوه تورم در بخش تولید، تورم در بخش مصرف را به طور مثبت و معنا داری افزایش می دهد. نتایج، هم چنین نشان می دهند که تورم از نوسانات فصلی نیز، به طور معنا داری تأثیر می پذیرد.

۳- مثبت بودن رابطه میان واریانس شرطی در هر دوره و دوره ی قبل، حاکی از آن است که در اقتصاد ایران، بی ثباتی یا ناطمینانی شکل گرفته از دوره های تورمی گذشته، باعث تشدید فرایندهای تورمی در دوره های آتی می شود. به عبارتی در اقتصاد

ایران، تغییرپذیری و یا ناپایداری در سیاست های اقتصادی در طی سال های مختلف با ایجاد شوک های تورّمی، اثری مثبت بر روی واریانس تورّم داشته است. نتایج، هم چنین نشان دادند که اثر شوک های تورّمی منفی بر کاهش بی ثباتی و ناطمینانی تورّم، بیش از اثر شوک های مثبت با بزرگی یکسان است.

۴- از بعد مصرف، بالا بودن سطح میانگین تعادلی تورّم، هزینه های رفاهی زیادی را به مصرف کنندگان تحمیل می کند و مصرف کنندگان در ناطمینانی زیادی نسبت به قدرت خرید خود و رفاه سال های آتی عمرشان به سر می برند. از این بعد، بازگشت به میانگین در صورتی شرایط ایده آلی به حساب می آید که سطح این میانگین تعادلی (برای کشور ما)، زیر مقدار ده درصد باشد که در این صورت با افزایش مصرف و تقاضا، شاهد رونق و پویایی بیش تری در اقتصاد خواهیم بود.

۷- ارائه ی راهکارهای سیاستی

۱- نتایج به دست آمده نشان می دهد پدیده ی تورّم در ایران، بلندمدت و تقریباً برابر با ۲۰ درصد است؛ به عبارت دیگر تورّم، تابعی از شوک های کوتاه مدت نیست. بر همین اساس، فرآیند تورّم را نمی توان با استفاده از سیاست های کوتاه مدت تعدیل کرد و باید سیاست های کنترل تورّم را به سمت سیاست های بلندمدت و ساختاری، از قبیل تعدیل در کسری بودجه ی دولت و باثبات کردن درآمدهای صادراتی و غیره هدایت کرد.

۲- نگاهی به داده های حجم نقدینگی در کشور نشان می دهد که این متغیر کلان به طور مداوم روندی رو به افزایش داشته است که تأثیر آن بر رشد تقاضا و تورّم به خوبی قابل مشاهده است. بر این اساس کنترل حجم نقدینگی و ممانعت از افزایش بی رویه و بی برنامه ی آن در دستور کار قرار گیرد و حجم نقدینگی و رشد آن متناسب با اقتصاد کشور قاعده مند شود.

۳- سیاست های انقباضی مالی، مانند افزایش مالیات ها و کاهش مخارج دولت و بهینه کردن آن برای کاهش کسری بودجه ی دولت.

۴- از نتایج به دست آمده ی این تحقیق، برای امر سیاست گذاری می توان به این نکته اشاره کرد که برای کنترل تورّم در ایران، صرفاً نمی توان بر سیاست های پولی تکیه کرد و در بلندمدت باید متغیرهای کلیدی بخش واقعی اقتصاد را نیز مد نظر قرار داد.

یادداشت ها:

۱- در بازار مالی به اخباری که باعث افزایش قیمت یک دارایی مانند سهام شود اخبار خوب و به اخباری که موجب کاهش قیمت آن دارایی گردد اخبار بد گفته می شود. در این مطالعه جای اخبار خوب و بد عوض شده است؛ به گونه ای که منظور از اخبار بد شوک هایی است که به افزایش تورم منجر می شوند و اخبار خوب اتفاقی را شامل می شود که تورم را کاهش می دهند.

منابع:

- Abrishami, Hamid ,Mohsen Mehrara and Yasamin Ariyana (2007) «Performance evaluation models to predict volatility in oil prices» , *Tahghiate Eghtesadi* , No 87 pp 1-21.
- Teshkini , Ahmad , and Zohre Ghavam Masudi,(2005) «Empirical analysis of inflation in iran economy (1338-1381) » , *Iranian Journal of Trade Studies IJTS*),no (36), pp 75-105.
- Teshkini , Ahmad (2006)«Whether inflation uncertainty vary with the level of inflation?», *Tahghiate Eghtesadi*, No 73,pp 193-210.
- Jafar Samimi ,Ahmad and Vahid Taghinejad Omran (2005)«Relationship between inflation and welfare (the empirical studies in Iran economy)», *Iranian economic research*,No 14,pp 59-87 .
- Samadi ,Saeed ,Bahar Hafezi and Mostafa Emadzade (2006)«The study of monetary and non monetary factors affecting inflation in iran,(1338-1382)», *Journal of Humanities & Social Science*, No 19, pp 33-52 .
- Nasre Esfahani, Reza and Kazem Yavari (2003)« Nominal and real factors affecting inflation in iran,VAR research», *Iranian economic research*,No 16,pp 69-99.
- Farzinvash ,Asadollah and Mosa Abbasi (2006)« The study of relation between inflation and uncertaintyin iran using garchand spatial models(1340-1382)», *Tahghiate Eghtesadi* ,No 74, pp 25-55 .

- Avila, Diego Romero, Carlos Usabiaga, (2009) «The hypothesis of a unit root in OECD inflation revisited», *Journal of Economics and Business*. No.61, pp153–161.
- Baillie, Richard T., Ching-Fan Chung and Margie A. Tieslau (1996) «Analyzing inflation by the fractionally integrated ARFIMA-GARCH model», *Journal of Applied Econometrics*, Vol 11, No 1, pp. 23-40, www.ideas.repec.org
- Beck, Guenter W. and Axel A. Weber (2005a) «Price Stability, Inflation Convergence and Diversity in EMU: Does One Size Fit All?», No. 2005/30, <http://www.ifk-cfs.de>
- Beck, Guenter W. and Axel A. Weber, (2005b) «Inflation Rate Dispersion and Convergence in Monetary and Economic Unions: Lessons for the ECB» No. 2005/31, <http://www.ifk-cfs.de>
- Bernard, Jean Thomas ,Lynda Khalaf,Maral Kichian, and S. McMahon (2006) «Forecasting Commodity Prices: GARCH, Jumps, and Mean Reversion», www.bankofcanada.ca
- Bos, Charles S., Siem Jan Koopman and Marius Ooms (2007) «Long memory modelling of inflation with stochastic variance and structural breaks», Tinbergen Institute Discussion Paper, TI2007-099/4, <http://www.tinbergen.nl>.

- Guimaraes Dias, Marco Antonio (2009) «Stochastic Process», www.puc-rio.br/marco.ind/
- Lee, Chien-Chiang and Chun-Ping Chang, (2007), «Mean Reversion of Inflation Rates in 19 OECD Countries: Evidence from Panel Lm Unit Root Tests with Structural Breaks», *Economics Bulletin*, Vol.3, No.23, p. 1-15, economicsbulletin.vanderbilt.edu
- Marques, Carlos Robalo (2004) «Inflation Persistence: Facts or Artifacts?», *European central bank*, No.371, ssrn.com
- Morales-Arias, Leonardo, and Guilherme V. Moura (2010) *A Conditionally Heteroskedastic Global Inflation Model* , Kiel Working Paper, No.1666.
- Morana, Claudio (2001) «Measuring Core Inflation in the Euro Area», European Central Bank, www.ecb.int.

- Munk, Claus and Carsten Sorensen (2004) «Dynamic asset allocation under mean-reverting returns, stochastic interest rates and inflation uncertainty - Are popular recommendations consistent with rational behavior?», *International Review of Economics and Finance*, Vol.13, No.2. pp.141-166.
- Nobay, Bob , Ivan Paya , David A .Peel (2010) « Inflation Dynamics in the U.S. :Global but Not Local Mean Reversion», *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.42, No.1.
- Reschreiter , Andreas (2010) «Inflation and the mean-reverting level of the short rate», *The Manchester School*, Vol 78, No 1, pp76–91.
- Yi, Chia (2003) «Mean Reversion of Inflation Rates: Evidence from 13 OECD Countries», *Journal of Macroeconomics*, Louisiana State University Press, Vol 23, No 3, pp 477-487.
- Francis Vitek (2002) *An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationships Among Inflation, Inflation Uncertainty, Relative Price Dispersion, and Output Growth*, Bank of Canada Working Paper 2002-39