Archive of SID

دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست وسوم، شمارۀ12، پاییز و زمستان 1395

تأثیر رژیم‌های تورمی مختلف بر پویایی تورم و نااطمینانی آن در ایران

کریم اسلاملوئیان[1]
استاد اقتصاد دانشگاه شیراز
زهرا خسروی[2]
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه شیراز

تاریخ دریافت: 1394/1/21 تاریخ پذیرش: 1395/12/5

چکیده

رابطه میان تورم و نااطمینانی آن می‌تواند تحت تأثیر رژیم‌های تورمی مختلف قرار گیرد. تحقیقات انجام شده در ایران، نقش این رژیم‌ها در ارتباط پویای تورم و نااطمینانی را بررسی نکرده‌اند. به‌منظور پرکردن این خلأ در ادبیات اقتصاد ایران، این مقاله به مطالعه رابطه میان تورم و نااطمینانی آن با وجود انتقال رژیم و با توجه به رفتار نامتقارن الگو می‌پردازد. برای دستیابی به این هدف از تبدیل مارکوف در چارچوب یک الگوی تعمیم یافته گارچ نامتقارن استفاده می‌گردد. به این منظور دو معادله به ترتیب برای تورم و نااطمینانی آن، برای دوره (1990:03-2013:07) برآورد می‌گردد. معادله اول تحت دو رژیم فشار تورمی فزاینده و کاهنده و معادله دوم رفتار در دو وضعیت نوسانات تورمی زیاد و کم برآورد می‌شود. برآوردها نشان می‌دهد که اثر نااطمینانی تورم بر سطح تورم در رژیم فشار تورمی فزاینده، مثبت اما در رژیم فشار تورمی کاهنده، منفی است. همچنین در وضعیت نوسانات تورمی زیاد، افزایش تورم باعث ازدیاد نااطمینانی اما در وضعیت نوسانات تورمی کم، سطح تورم بر نااطمینانی تورم تأثیری ندارد. اثرات تکانه‌های مثبت قیمتی بر نااطمینانی بیش‌تر از تکانه‌های منفی می‌باشد و احتمال ماندگاری در هر وضعیت تورمی در ایران بالا است. با توجه به نتایج، به نظر می‌رسد که اتخاذ سیاست‌های تثبیت قیمت‌ها نه‌تنها در کاهش تورم بلکه در کاهش نااطمینانی تورم نیز نقش مهمی دارند؛ بنابراین، پیشنهاد می‌گردد که دولت و به‌ویژه بانک مرکزی از اتخاذ سیاست‌های اقتصادی که به نااطمینانی تورم دامن می‌زند، اجتناب نماید. ازجمله نتایج مهم دیگر این تحقیق

---

1. Email: keslamlo@rose.shirazu.ac.ir
2. Email: Zahra.khosravi8@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

که باید مورد توجه مسئولین پولی قرار گیرد، اهمیت تشخیص درست و به‌موقع نوع رژیم تورمی کشور برای اتخاذ سیاست مناسب است.

کلیدواژه‌ها: تورم، نااطمینانی تورم، گارچ نامتقارن، انتقال رژیم، ایران.
طبقه‌بندی JEL: E31,C22

1. مقدمه

یکی از مهم‌ترین اهداف هر نظام اقتصادی، دستیابی به ثبات قیمت‌ها و رشد اقتصادی مستمر است. دستیابی به چنین هدفی، امکان بهبود استانداردهای زندگی را فراهم می‌آورد. از آثار مخرب تورم می‌توان به بدتر شدن توزیع درآمد به نفع صاحبان دارایی و به زیان مزد و حقوق‌بگیران، بی ثباتی اقتصاد کلان و درنتیجه کوتاه‌تر شدن افق زمانی تصمیم‌گیری اشاره نمود. همچنین بر وظایف پول اثر می‌گذارد، وظیفه مبادله‌ای پول را مختل می‌کند و موجب ناکارایی وظیفه ذخیره ارزش بودن پول داخلی می‌شود. بسیاری از اقتصاددانان ازجمله Golob(1994) و Friedman (1977) معتقدند که عمده‌ترین زیان‌های ناشی از تورم از طریق ایجاد نااطمینانی تورم است. نااطمینانی در مورد تورم، یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم در نظر گرفته می‌شود؛ بنابراین، ارتباط بین سطح تورم و نااطمینانی آن همواره یکی از موضوعات مورد توجه اقتصاددانان بوده و مطالعات تجربی زیادی پس از دهه هفتاد میلادی و به‌خصوص در 15 سال اخیر بر روی آن انجام شده است. برای اولین بار Okun (1971) و پس از وی چند محقق دیگر، در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که همبستگی میان تورم و واریانس تورم مثبت است. این ارتباط را می‌توان به رفتار سیاست‌گذاری دولت در دوره‌های با تورم بالا مرتبط دانست؛ اما نتایج دیگر پژوهشگران حاکی از عدم رابطه مشخص قطعی میان این دو متغیر است. برخی این ارتباط را مثبت، تعدادی دیگر منفی و گروهی آن را بی‌معنا دانسته‌اند.

بنابراین با وجود مطالعات نظری و تجربی بسیار در خصوص رابطه بین تورم و عدم اطمینان، هنوز رابطه واقعی میان آن‌ها ناشناخته است. در سال‌های اخیر در مطالعاتی مانند Evans (1993) &Wachtel و Chang & He (2010) به تأثیر ساختارها و وضعیت‌های متفاوت بر ارتباط میان تورم و نااطمینانی ناشی از آن و همچنین امکان نامتقارن بودن اثرات تکانه‌های تورمی بر نااطمینانی توجه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصاد ایران در طی سال‌های متمادی با معضل تورم مواجه بوده است و رابطه واقعی تورم و نااطمینانی تورم هنوز به‌طور کامل در این اقتصاد شناخته نشده است. بر اساس اطلاعات به دست آمده، مطالعاتی که در ایران به بررسی مسئله تورم پرداخته‌اند، تأثیر رژیم‌ها و وضعیت‌های مختلف تورمی بر پویایی میان تورم و نااطمینانی آن همراه با عدم تقارن را بررسی نکرده‌اند؛ بنابراین هدف این مقاله پر کردن این خلأ در ادبیات مربوط به اقتصاد ایران می‌باشد. نتیجه به دست آمده می‌تواند شناخت بهتری از چگونگی رفتار پویایی تورم در ایران را تحت رژیم‌های متفاوت تورمی ارائه نماید که این امر می‌تواند به نوبه خود راهگشای مسئولین پولی و سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد. در این راستا این مقاله به بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورم با وجود انتقال رژیم در اقتصاد ایران و بررسی امکان نامتقارن بودن اثرات تکانه‌های تورمی بر نااطمینانی تورمی می‌پردازد. به‌منظور دستیابی به این هدف، از روش انتقال مارکوف با وجود واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته نامتقارن (MS-AGARCH)[1] استفاده خواهد شد.

به‌طور خاص، این تحقیق تلاش می‌کند که رابطه تورم و نااطمینانی آن را در ایران با در نظر گرفتن امکان انتقال بین رژیم‌های مختلف شامل: وضعیت فشار تورمی فزاینده[2]، وضعیت فشار تورمی کاهنده[3] و همچنین وضعیت نوسانات تورمی زیاد[4] و وضعیت نوسانات تورمی کم[5] مورد بررسی قرار دهد. در نظر گرفتن این رابطه با وجود انتقال رژیم از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ چراکه در نظر گرفتن متغیرهای اقتصادی در شرایط و رژیم‌های مختلف با واقعیت‌های عینی اقتصاد سازگاری بیشتری دارد.

این مقاله در پنج قسمت تنظیم شده است. قسمت دوم به معرفی پیشینه پژوهش و برخی مطالعات مرتبط با موضوع مورد بررسی می‌پردازد. در قسمت سوم مبانی نظری ساختار الگو ارائه شده است. قسمت چهارم به ارائه نتایج الگو و تجزیه‌وتحلیل آن‌ها اختصاص دارد. درنهایت جمع-

1. Markov Switching –Asymmetric Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity in Mean
2. Increasing Inflation Pressure State
3. Decreasing Inflation Pressure State
4. High Volatility State
5. Low Volatility State

www.SID.ir

Archive of SID

بندی و نتیجه‌گیری در قسمت پنجم ارائه شده است.

2. پیشینه تحقیق

برای نخستین بار Okun (1971) به بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورم پرداخت. پس از وی مطالعات بسیاری در زمینه وجود ارتباط میان تورم و نااطمینانی تورمی، به شکل ارتباط متقابل یا یک سویه انجام شده است. ازجمله این مطالعات می‌توان به Jafee & Kleiman (1977)، Logue & Willett (1977) و Taylor (1981) اشاره کرد، که از نوسانات تورم به‌عنوان جایگزینی برای نااطمینانی تورمی استفاده کردند. مطالعات دیگر مانند Carlson (1977) و Cukierman & Wachtel (1997) از پیش‌بینی‌های تورم به‌عنوان جایگزینی نااطمینانی تورمی استفاده کردند. جدیدتر مانند Engle (1982)، Holland(1988) نااطمینانی تورم را با واریانس شرطی تورم اندازه‌گرفته‌اند. در این راستا، Grier & Grier (1998) نااطمینانی تورم را برای مکزیک به کمک الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته مورد بررسی قرار داده‌اند، و نشان می‌دهند که سطوح بالاتر تورم همراه با نااطمینانی بیشتر است. Berument et al. (2001)، نااطمینانی تورم را به کمک روش واریانس ناهمسانی شرطی برای ترکیه بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد نااطمینانی ناشی از تکانه‌های مثبت تورم بیشتر از تکانه‌های منفی بوده است.

Caporale & Caporale(2002) با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو آستانه‌ای[1] به بررسی اثرات نامتقارن تکانه‌های تورمی بر نااطمینانی تورم در آمریکا می‌پردازند. آن‌ها نشان می‌دهند که تکانه‌های تورمی منفی باعث نااطمینانی تورمی بیشتری نسبت به تکانه‌های مثبت می‌شود. Bhar & Hamori (2004) با استفاده از مدل انتقال مارکوف[2] به بررسی تورم و ارزیابی رابطه تورم و نااطمینانی آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت در کشورهای گروه هفت می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که رابطه بین تورم و نااطمینانی بسته به موقتی یا دائمی بودن

1. Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasitcity (TARCH)
2. Markov Switching

www.SID.ir

Archive of SID

تکانه‌ها تغییر می‌کند.

Jiranyakul & Opiela(2009) رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم را در پنج کشور آسیایی (اندونزی، مالزی، تایلند، فیلیپین و سنگاپور) با استفاده از مدل گارچ نمایی، مورد مطالعه قرار می‌دهند. نتایج بیانگر آن است که افزایش تورم باعث افزایش نااطمینانی آن و افزایش نااطمینانی تورم باعث افزایش تورم در این پنج کشور می‌شود.

Chang (2012) با استفاده از مدل گارچ در میانگین نامتقارن به بررسی تأثیر انتقال رژیم بر رابطه تورم و نااطمینانی تورم در آمریکا پرداخته و نشان می‌دهد که اثر نااطمینانی تورم بر نرخ تورم در وضعیت افزایش فشار تورمی منفی و در وضعیت کاهش فشار تورمی مثبت می‌باشد. علاوه بر این، تأثیر نرخ تورم بر نااطمینانی تورمی در وضعیت نوسانات تورمی بالا، منفی و در وضعیت نوسانات تورمی پایین، بی‌معنا است.

در ایران نیز تحقیقاتی در خصوص رابطه میان تورم و نااطمینانی صورت گرفته است. به‌طور نمونه Farzinvash & Abassi (2006) به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از مدل‌های گارچ و حالت -فضا[1] طی دوره 2003-1961 می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد رابطه بین تورم و نااطمینانی آن، در کوتاه‌مدت مثبت اما در بلندمدت رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین در کوتاه‌مدت تکانه‌های تورمی منفی کمتر از تکانه‌های تورمی مثبت بر روی نااطمینانی تأثیر داشته است.

Bashiri & Hidari (2010) به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره 2010- 1990 و مدل گارچ در میانگین[2] می‌پردازند. نتایج حاکی از یک رابطه مثبت بین تورم و نااطمینانی و تأییدکننده نظریه فریدمن- بال است.

Salmanpour & Bahloli (2011) به بررسی تورم، نااطمینانی تورم و عوامل مؤثر بر تورم ایران می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که برای 3 ماه از دوره مورد مطالعه رابطه یک سویه از تورم به نااطمینانی و برای 6 ماه از دوره مورد بررسی یک رابطه دو طرفه بین تورم و نااطمینانی

1. State-Space
2. GARCH-in-Mean(GARCH – M)

www.SID.ir

Archive of SID

است؛ اما هیچ‌گونه ارتباطی بین تورم و نااطمینانی تورم برای دوره سالیانه وجود ندارد.

Eltejaee (2012) با استفاده از یک الگوی بردار اتورگرسیو1، به مطالعه تورم، نااطمینانی تورم، پراکندگی نسبی قیمت‌ها و رشد اقتصادی در ایران می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهند که تکانه-های تورم و نااطمینانی تورمی طی چهار سال به‌شدت یکدیگر را تقویت می‌کنند و تورم و نااطمینانی تورمی تأثیر منفی بر رشد حقیقی سرمایه‌گذاری خصوصی و بدین ترتیب، بر رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) واقعی دارند. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد در تحقیقات داخلی تأثیر رژیم‌های مختلف بر رابطه میان تورم و نااطمینانی مورد بررسی قرار نگرفته است؛ بنابراین چنان‌که اشاره گردید، هدف این تحقیق بررسی این موضوع برای اقتصاد ایران می‌باشد.

3. مبانی نظری و ساختار الگو

در این قسمت ابتدا نااطمینانی تورم و منابع آن و سپس رابطه میان تورم و نااطمینانی تورم در ادبیات نظری بررسی می‌شود. در قسمت پایانی الگوی مناسب و روش برآورد ارائه می‌گردد.

3-1. نااطمینانی تورم و منابع آن

نااطمینانی شرایطی است که در آن پیشامدهای که در آینده امکان وقوع دارد مشخص نیست، و یا این که در صورت مشخص بودن این پیشامدها احتمال‌های مربوط به وقوع آن‌ها در دسترس نیست. در صورت پیشامد هرکدام یا هر دوی این موارد تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل‌تر می‌شود. ازاین‌رو فضای نااطمینانی بر تصمیمات اقتصادی حاکم خواهد شد. نااطمینانی یک متغیر نیست که دارای شاخص معینی باشد؛ بلکه یک مفهوم اقتصادی است که برای سنجش آن از شاخص‌ها و جانشین‌های مختلفی استفاده می‌کنند.

ماهیت تصادفی شوک‌ها و داشتن اطلاعات ناقص از ساختار بازار ازجمله عواملی هستند که باعث می‌شوند نااطمینانی تورم تحت هر رژیم سیاستی وجود داشته باشد. اگرچه نااطمینانی را نمی‌توان به‌طور کامل از بین برد اما این امکان وجود دارد تا نااطمینانی تورم را در یک رژیم سیاستی خاص حداقل کرد. ازآنجایی‌که بر اساس برخی مدل‌های نظری نااطمینانی تورم با سطح

1. Vector Auto-Regressiv (VAR)

www.SID.ir

Archive of SID

تورم افزایش می‌یابد، این امکان وجود دارد که هزینه‌های نااطمینانی تورم را از طریق اعمال سیاست تثبیت قیمت حداقل کرد (Crawford & Kasumovich, 1996).

دو منبع عمده باعث به وجود آمدن نااطمینانی تورمی می‌شود. این منابع به ترتیب به واریانس ناهمسانی جملات اختلال و به تغییرات ناشناخته و ناخواسته در نوع رژیم تورمی مربوط می‌شود. واریانس ناهمسانی در برگیرنده تأثیرتکانه‌های وارد بر تورم است که با واریانس شرطی اندازه-گیری می‌شوند. از منبع دوم به‌عنوان تغییر در نوع رژیم تورمی و یا تغییر ضرایب مدل رگرسیونی فرآیند تورم یاد می‌شود. این منبع، حاصل تغییرات در رفتار بخش خصوصی، سیاست‌های اقتصادی و یا رفتار نهادها و سازمان‌های دولتی است که موجب تغییرات بنیانی و تغییر در ضرایب مدل رگرسیون فرآیند تورم می‌شود. طبق فرض انتظارات عقلایی، وقتی که ساختار اقتصادی امکان تغییر داشته باشد، ضرایب موجود در مدل‌های رگرسیونی نیز در زمان متغیر خواهند بود. عوامل اقتصادی تغییرات سیاستی و الگو را یاد خواهند گرفت و بر اساس کلیه اطلاعات موجود تصمیمات خود را به صورت بهینه اتخاذ می‌کنند (Lucas, 1976).

3-2. رابطه تورم و نااطمینانی تورم

اولین بار Okun(1971) اقدام به بررسی رابطه میان تورم و نااطمینانی تورم کرده است. وی نشان داد که می‌تواند ارتباط مثبتی میان تورم و واریانس تورم وجود داشته باشد. (1977) Friedman در سخنرانی جایزه نوبل خود رابطه مثبتی را بین تورم و نااطمینانی تورمی قائل می‌شود. وی به این نکته اشاره می‌کند که رابطه مثبت مشاهده شده میان نرخ تورم و نوسان‌پذیری آن، یعنی نااطمینانی تورمی، می‌تواند به رژیم تورمی باز گردد.

Ball(1992) با استفاده از یک بازی با اطلاعات نامتقارن نشان می‌دهد که تورم‌های بالا منجر به نااطمینانی بیشتر در خصوص تورم‌های آینده خواهد شد. بال معتقد است، زمانی که تورم در جامعه پایین است، سیاست‌گذاران سعی می‌کنند آن را در سطح پایین حفظ نمایند؛ در این صورت تورم در سطح پایین ثابت و پایدار است، ولی وقتی تورم بالا است، عده‌ای از سیاست‌گذاران تمایل دارند هزینه‌های بالای تورم را تحمل کنند، درصورتی‌که گروهی دیگر از سیاست‌گذاران سعی می‌کنند با کاهش تورم، هزینه‌های کاهش تورم از قبیل افزایش بیکاری را بپذیرند؛ بنابراین، در شرایطی که اقتصاد با تورم بالا روبه‌رو است، به دلیل تقابل هزینه‌های تورم بالا و هزینه‌های

www.SID.ir

Archive of SID

ناشی از سیاست‌های ضدتورمی توسط مقامات و سیاست‌گذاران پولی، عدم اطمینان درباره نوع سیاست‌های پولی به وجود می‌آید و لذا اقتصاد با نااطمینانی در مورد تورم آتی مواجه خواهد شد (Ball,1992: 372).

اما Pourgerami & Maskus(1987) اثر تورم بر نااطمینانی را منفی می‌دانند. زمانی که تورم اتفاق می‌افتد هزینه اطلاعات نادرست داشتن نیز بالا می‌رود. وقتی تورم افزایش می‌یابد درآمد و ثروت واقعی به علت افزایش قیمت‌ها کاهش می‌یابد. این انتظار می‌رود که افراد و عاملان اقتصادی در کشورهای با تورم بالا به‌منظور جلوگیری از کاهش ثروت، منابع و توجه بیشتری را برای پیش‌بینی دقیق‌تر تورم اختصاص دهند، خطای پیش‌بینی که معیاری از نااطمینانی است کاهش می‌یابد؛ پس تورم اثر منفی بر روی نااطمینانی دارد (Pourgerami & Maskus, 1987:287).

Ungar & Zilberfarb(1993) نشان دادند که اثر تورم بر نااطمینانی تورم بستگی به میزان تغییرات تورم دارد. نتایج تجربی آن‌ها نشان می‌دهد وقتی تغییرات تورم در سطح بالایی قرار دارد یک رابطه مثبت وجود دارد و وقتی تغییرات تورم در سطح پایینی قرار دارد این اثر ناپدید می‌شود. آن‌ها با استفاده از مدل Demetriades به بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورم پرداختند. آن‌ها معتقدند که در محیط تورمی، هزینه داشتن اطلاعات نادرست یا تصمیم غلط نیز افزایش می‌یابد درنتیجه فعالان اقتصادی باید سرمایه‌گذاری بیشتری را برای پیش‌بینی دقیق‌تر، تورم انجام دهند. در این الگو خطای پیش‌بینی (e) که معیاری از نااطمینانی تورم است تابعی از نرخ تورم و سرمایه-گذاری برای پیش‌بینی تورم (I) است. این رابطه در معادله (1) نشان داده شده است:

$$e = g(\pi . I). \qquad (1)$$

بر اساس نظر اوکان و فریدمن $\partial e/\partial \pi = g_1 > 0$ هر چه تورم بیشتر باشد نااطمینانی یا خطای پیش‌بینی افزایش می‌یابد و بر اساس نظر پورگرامی و مسکاس $\partial e/\partial I = g_2 < 0$ به علت آن که هر چه سرمایه بیشتری برای پیش‌بینی دقیق‌تر تورم اختصاص دهند خطای پیش‌بینی کمتر می‌شود. افراد به دنبال حداقل کردن تابع هزینه‌شان هستند که از دو منبع ناشی می‌شود: یکی خطای پیش‌بینی و دیگری سرمایه‌گذاری در پیش‌بینی تورم. این تابع در رابطه (2) نشان داده شده است.

$$C = f(e) + I \qquad (2)$$

که $\partial C/\partial e = f' > 0$ است. رابطه (1) را در معادله (2) جایگذاری می‌کنیم.

www.SID.ir

Archive of SID

$$C = f[g(\pi.I)] + I \qquad (3)$$

افراد با انتخاب متغیر سرمایه‌گذاری برای پیش‌بینی تورم تابع هزینه‌شان را (معادله (3)) حداقل می‌کنند. بعد از استفاده از شرط مرتبه اول بهینه سازی و مشتق‌گیری از معادله (1) نسبت به π می‌توان نشان داد:[1]

$$\frac{de}{d\pi} = \frac{f'(g_1 g_{22} - g_{12} g_2)}{\Delta} \qquad (4)$$

ازآنجایی‌که f' و Δ مثبت هستند علامت معادله شماره (4) بستگی به علامت عبارت $(g_1 g_{22} - g_{12} g_2)$ دارد. g_{22} نشان می‌دهد اگر سرمایه‌گذاری تغییر کند تولید نهایی سرمایه‌گذاری (تغییر در خطای پیش‌بینی ناشی از یک واحد سرمایه‌گذاری) چه مقدار تغییر می‌کند. آن‌ها فرض می‌کنند که $g_{22} > 0$. افزایش در سرمایه‌گذاری باعث می‌شود خطای پیش‌بینی کاهش یابد.

g_{12} نشان می‌دهد چه مقدار g_1 (تغییر در خطای پیش‌بینی ناشی از تورم) توسط سرمایه‌گذاری تحت تأثیر قرار می‌گیرد. اگر $g_{12} = 0$، باشد، دلالت بر آن دارد که هیچ اثری وجود ندارد. معادله (1) به صورت جدایی‌پذیر به شکل $e = e_1(\pi) + e_2(I)$ فرض می) فرض بر اساس این فرض که $(g_{22} > 0)$، است، $\frac{de}{d\pi}$ مثبت می‌گردد. همان‌طور که اوکان و فریدمن بحث کردند. یک فرض محتمل‌تر در مورد g_{12} آن است که $g_{12} < 0$ باشد. به نسبتی که سرمایه‌گذاری در بخش پیش‌بینی تورم می‌شود اثر تورم بر خطای پیش‌بینی کاهش می‌یابد. راه دیگر برای بررسی علامت g_{12}، آن است که یادآوری شود $g_{12} = g_{21}$. عبارت آخر اندازه می‌گیرد چه مقدار تولید نهایی سرمایه‌گذاری تحت تأثیر تورم قرار می‌گیرد. نرخ تورم بالاتر ممکن است از طریق سرمایه‌گذاری بیشتر در پیش‌بینی تورم، باعث کاهش خطای پیش‌بینی شود. این به نوبه خود دلالت بر g_{21} منفی دارد. در واقع اگر $g_{12} < 0$ و $g_{22} > 0$، همان‌طور که قبلاً بیان شد علامت $\frac{de}{d\pi}$ مبهم می‌شود. در یک حالت ممکن است همان‌طور که اوکان و فریدمن معتقدند مثبت باشد و اگر تورم بالاتر باعث سرمایه‌گذاری بیشتر در پیش‌بینی تورم شود و این سرمایه‌گذاری منجر به کاهش

1جزئیات استخراج این رابطه نزد نویسندگان موجود است.

www.SID.ir

Archive of SID

خطای پیش‌بینی و مطابق نظر پورگرامی و مسکاس منفی گردد[1] (Ungar & Zilberfarb, 1993:710).

اکنون به بررسی دیدگاه‌هایی پرداخته می‌شود که بر تأثیر نااطمینانی تورم بر سطح تورم تأکید دارد. به‌طور نمونه Cukierman & Meltzer (1986) با استفاده از روش بارو-گوردون[2] نشان می‌دهند که افزایش در نااطمینانی تورم، به این دلیل که انگیزه‌ای را برای سیاست‌گذاری ایجاد می‌کند که با یک شوک تورمی، رشد تولید را تحریک نماید نرخ بهینه تورم را افزایش خواهد داد. سیاستمداران با ایجاد تورم غافلگیرانه در یک محیط تورمی، سعی می‌کنند فعالیت‌های واقعی اقتصاد را افزایش دهند. همچنین، زمانی که نااطمینانی تورمی در سطح بالایی قرار دارد، چون تصمیمات سرمایه‌گذاران، ممکن است تحت تأثیر منفی قرار گیرد و سیاستمداران احتمال می‌دهند که حجم فعالیت‌های اقتصادی کاهش پیدا کند، سیاست‌های انبساطی اتخاذ می‌نمایند. به‌تبع سیاست‌های انبساطی، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد و لذا نااطمینانی تورمی علت تورم در جامعه خواهد بود (Cukierman & Meltzer, 1986:1102).

در مقابل Holland (1995) این اثر را با توجه به هزینه‌های اجتماعی، منفی می‌داند. نااطمینانی تورم هزینه اجتماعی را زیاد و رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد. سیاست‌گذاران برای کاهش عوارض جانبی سیاست تثبیت را پیاده می‌سازند درنتیجه آن تورم کاهش می‌یابد. بسیاری از مطالعات تجربی نتایج متفاوت داشته و اثر نااطمینانی تورم بر تورم را مثبت، منفی یا بی‌معنا یافته‌اند (Holland, 1995:828). مطالعات اخیر که توسط Holland(1995) و Bredin & Fountas (2010) انجام شده است نشان می‌دهد که این رابطه می‌تواند به مقدار زیاد به چرخه‌های تجاری بستگی داشته باشد (Balcilar et al., 2011).

از آن جا که تورم یکی از متغیرهای مهم و اساسی در اقتصاد کلان می‌باشد و نااطمینانی ناشی از آن نیز به‌عنوان مهم‌ترین هزینه تورم محسوب می‌شود، شناخت نحوه رفتار، مهار آن و بررسی

---

1. علامت $\frac{de}{d\pi}$، در موردی که $g_{22} < 0$ و $g_{12} > 0$ باشد مبهم خواهد بود. اگر g_{12} و g_{22} علامت یکسانی داشته باشند، علامت $\frac{de}{d\pi}$ نیز یکسان خواهد بود. مورد جالب آن است که $\frac{de}{d\pi}$ مثبت است اگر $f'' > 0$ و g_{12} صفر یا منفی باشد. مقدار f'' مثبت دلالت بر هزینه نهایی خطای پیش‌بینی افزایشی دارد.

2. Bara-Gordon

www.SID.ir

Archive of SID

رابطه تورم و نااطمینانی تورم در تصمیم سازی‌های اقتصادی و سیاست‌گذاری‌ها از اهمیت ویـژه‌ای برخوردار است که این رابطه می‌تواند تحت تأثیر وضعیت و رژیم‌های مختلـف تغییـر نمایـد. علـل زیر برای انتخاب رژیم‌های متفاوت مطرح می‌گردد. اول، بررسی رفتار یک متغیر در وضعیت‌هـای متفاوت با واقعیت‌های بیرونی اقتصاد هماهنگی بیشتری دارد. دوم، بر اساس تحقیقات مشاهده می‌شود که میانگین و نوسانات تورم در طول زمان ممکن است متغیر باشند، لذا بایستی حـداقل تعـداد قابل‌توجهی از رژیم برایشان در نظر گرفته شوند تا رفتار واقعی اقتصاد قابـل پـیش‌بینـی یـا توضـیح باشد. سوم، وجود چرخه‌های تجاری (رکود و رونق) در اقتصاد است؛ بنابراین به نظر می‌رسـد کـه الگوسازی بدون توجه به وضعیت‌ها و رژیم‌های مختلف می‌تواند باعث توصـیه و سیاسـت‌گـذاری اشتباه گردد. لذا بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورم با وجود انتقال رژیم حائز اهمیت می‌باشد. در این مقاله، برای مطالعه این موضوع از الگوی انتقال مارکوف استفاده شده است. در قسمت بعـد بـه بررسی این الگو پرداخته می‌شود.

3-3. الگوی انتقال مارکوف

در دودهه اخیر ما شاهد رشد سریع توسعه مدل‌های سری زمـانی غیـر خطـی هسـتیم. الگوهـای اتورگرسیو آستانه‌ای[1] معرفی شده بـه‌وسـیله Tsay (1989)، الگـوی اتورگرسـیو بـا انتقـال ملایـم[2] Luukkonen et al (1988)؛ و الگوی انتقال مارکوف معرفی شده بـه‌وسـیله Hamilton(1989) از معروف‌ترین الگوهای غیر خطی هستند که در برگیرنده تغییر رژیم می‌باشند. مدل انتقال مـارکوف Hamilton (1989)، معمولاً به‌عنوان مدل انتقال رژیم شناخته می‌شود و یکی از مهم‌ترین مدل‌های سری زمانی غیر خطی در ادبیات است. مدل انتقال مـارکوف بـرای نخسـتین بـار از سـوی Quandt (1972)، Quandt & Goldfeld(1973) معرفی شده و سـپس، از سـوی همیلتـون بـرای اسـتخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. برخلاف دیگر روش‌های غیر خطی مانند STARکـه در آن‌هـا انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت تدریجی[3] صورت می‌پذیرد در مـدل انتقـال مـارکوف،

1 .Threshold Autoregressive Model(TAR)

2. Smooth Transition Autoregressive Model (STAR)

3. Gradual Switching

www.SID.ir

Archive of SID

انتقال به‌سرعت[1] انجام می‌شود. الگوهای اتورگرسیو آستانه‌ای و انتقال مارکوف، انتقال ناگهانی بین رژیم‌ها را مشخص می‌کنند درحالی‌که پویایی‌های الگوی STAR انتقال ملایم بین دو رژیم را مورد بررسی قرار می‌دهند (Kim & Bhattacharya, 2009:446).

از ویژگی‌های مدل انتقال مارکوف این است که مکانیزم انتقال توسط یک متغیر وضعیت تصادفی مشاهده نشده[2] که از زنجیره مرتبه اول مارکوف پیروی می‌کند، بیان می‌شود. در مدل انتقال مارکوف فرض می‌شود رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد، بستگی به یک فرآیند غیرقابل مشاهده (s_t) دارد و رژیم رایج s_t فقط به رژیم دوره گذشته، s_{t-1} وابسته است. در یک مدل با دو رژیم، به‌سادگی می‌توان فرض کرد که s_t، مقادیر یک و دو را اختیار می‌کند. اگر $s_t = 1$ باشد، آن گاه گفته می‌شود که در زمان t، فرآیند در رژیم یک قرار دارد و اگر $st = 2$ باشد، بیان می‌گردد که در زمان t، فرآیند در رژیم دو قرار دارد (Hamilton, 1994:678).

4-3. الگو

اکنون به معرفی الگو پرداخته می‌شود. برای نشان دادن پویایی‌های تورم در رژیم‌ها و وضعیت متفاوت باید اجازه داد که میانگین شرطی و واریانس شرطی هرکدام خصوصیات تغییر ساختاری متعلق به خودشان را داشته باشند. به پیروی از Chang (2012)، برای بررسی پویایی‌های تورم در رژیم‌ها و وضعیت متفاوت که امکان تغییر میانگین و واریانس‌ها وجود دارد، الگوی زیر شامل روابط (5) و (6) معرفی می‌گردد. رابطه (5) معادله میانگین نرخ تورم می‌باشد.

$$\pi_t = \mu(s_{1t}) + \sum_{i=1}^{m} \varphi_i (s_{1t})\pi_{t-i} + \gamma(s_{1t})h(s_{2t}) + \qquad (5)$$

به‌طوری‌که در آن π_t، نرخ تورم و $h(s_{2t})$، واریانس شرطی نرخ تورم به‌عنوان شاخص نااطمینانی تورم، s_{1t} متغیر وضعیت با دو رژیم و ε_t جمله اختلال است. فرض می‌شود متغیر وضعیت s_{1t} دو مقدار مختلف را اختیار می‌کند، وقتی این مقدار برابر یک است نظام اقتصادی در وضعیت فشار تورمی فزاینده قرار دارد؛ یعنی تورم از سطح اولیه افزایش می‌یابد. در مقابل، وقتی s_{1t}مقدار دو را اختیار می‌کند، نظام اقتصادی در وضعیت فشار تورمی کاهنده است. معادله (5)،

1. Sudden Switching
2. Unobserved Random Variable

www.SID.ir

Archive of SID

نشان دهنده یک الگوی انتقال رژیم گارچ در میانگین برای نرخ تورم است. پارامترها در معادله (5) تحت تأثیر متغیر وضعیت s_{1t} قرار می‌گیرند. $\mu(s_{1t})$و $\varphi_i(s_{1t})$ به ترتیب جمله عرض از مبدأ و ضریب اتورگرسیو هستند و $\gamma(s_{1t})$نشان دهنده ضریب جمله گارچ در میانگین و انعکاس دهنده اثر نااطمینانی تورم بر تورم در رژیم‌های مختلف است. اگر علامت آن مثبت باشد نااطمینانی تورم، تورم را افزایش اما درصورتی‌که علامت منفی باشد نااطمینانی تورم، نرخ تورم را کاهش می‌دهد.

رابطه (6)، نشان دهنده معادله واریانس شرطی وابسته به رژیم می‌باشد. این معادله به مدل انتقال مارکوف- گارچ گلستن، جاگناتان و رانکل یا (MS-GJR GARCH)[1] نیز معروف می‌باشد.

$$h(s_{2t}) = \omega(s_{2t}) + \alpha(s_{2t})\varepsilon_{t-1}^2 + \delta(s_{2t})I_{\{\varepsilon_{t-1>0}\}}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta(s_{2t})h_{t-1} \qquad (6)$$

معادله (6) نشان می‌دهد که واریانس شرطی یک گارچ نامتقارن است که به متغیر وضعیت s_{2t}که نشان‌دهنده دو وضعیت نوسان تورمی زیاد و کم می‌باشد وابسته است امّا از متغیر وضعیت s_{1t} مستقل فرض می‌شود. اگر $s_{2t}=1$، حالت نوسانات زیاد، و اگر $s_{2t}=2$، حالت نوسانات کم را نشان می‌دهد. $I_{\{\varepsilon_{t-1>0}\}}$متغیر شاخص[2] است. اگر $\varepsilon_{t-1>0}$ باشد، این شاخص برابر یک و در غیر این صورت صفر می‌باشد. اثر تورم بر نااطمینانی تورم توسط علامت ضریب $\delta(s_{2t})$ نشان داده می‌شود. یکی دیگر از ویژگی‌های این الگو آن است که نوسانات تورم می‌تواند بر روی رابطه میان تورم ونااطمینانی آن اثر گذارد.

برای ساده‌سازی متغیرهای وضعیت s_1 و s_2را مستقل از هم در نظر می‌گیریم. فرض می‌شود که فرآیند از زنجیره مرتبه اول مارکوف پیروی می‌کند. تابع حداکثر درستنمایی برای الگوی گارچ در میانگین نامتقارن با دو متغیر وضعیت با توزیع نرمال توسط رابطه (7) نشان داده شده است.

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln\left[\sum_{s1t=1}^{2}\sum_{s2t=1}^{2} f(\varepsilon_t \mid s_{1t}, s_{2t}, \Omega_{t-1}) \times P(s_{1t}, s_{2t} \mid \Omega_{t-1})\right] \qquad (7)$$

$$= \sum_{t=1}^{T} \ln\left\{\sum_{s1t=1}^{2}\sum_{s2t=1}^{2} \frac{1}{\sqrt{2\pi h(s_{2t})}} \times \exp\left[\frac{-\varepsilon_t^2(s_{1t})}{2h(s_{2t})}\right] \times P(s_{1t}, s_{2t} \mid \Omega_{t-1})\right\}$$

1. Markov Switching - Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH(MS-GJR GARCH)
2. Indicator Variable

www.SID.ir

Archive of SID

اکنون امکان برآورد الگوی گارچ نامتقارن با توجه به انتقال میان رژیم‌های مختلف تورمی فراهم گردیده است. در قسمت بعد نتایج حاصل از برآورد الگو ارائه و تحلیل می‌گردد.

4. برآورد الگو و تحلیل نتایج

در این قسمت الگو برای اقتصاد ایران برآورد و نتایج به دست آمده تجزیه‌وتحلیل می‌شود. در این مطالعه برای محاسبه تورم از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده CPI ماهانه برحسب سال پایه 2004 برای بازه زمانی 1990:03 -2013:07 که در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گزارش گردیده، استفاده شده است. نرخ تورم π_t از رابطه زیر محاسبه گردیده است:

$$\pi_t = (\log(\text{cpi}_t) - \log(\text{cpi}_{t-1})) \times 100$$

همچنین برای محاسبه نااطمینانی از مدل انتقال مارکوف- گارچ گلستن، جاگناتان و رانکل (رابطه 6) استفاده شده است.

قبل از برآورد الگو ایستایی[1] متغیرها بررسی شده است. ذکر این نکته لازم است که نتایج آزمون‌های رایج ریشه واحد دیکی‌فولر، دیکی‌فولر تعمیم یافته، فیلیپس‌پرون و غیره در صورتی معتبر می‌باشند که داده‌ها دارای شکست ساختاری نباشند. عدم توجه به امکان شکست ساختاری در داده‌ها ممکن است منجر به تورش درنتیجه آزمون‌های ایستایی در جهت عدم رد فرض صفر ریشه واحد گردد. به‌عبارت‌دیگر آزمون‌هایی مانند دیکی‌فولر تعمیم یافته و فیلیپس‌پرون ممکن است به‌طور اشتباه متغیر را ناایستا گزارش نمایند، درحالی‌که متغیر مورد نظر با در نظر گرفتن شکست ساختاری در واقع ایستا باشد (Glynn et al, 2007:68).

با توجه به بروز انواع تکانه‌ها و همچنین اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مختلف مانند تک‌نرخی کردن ارز طی دوره مورد بررسی، احتمال وجود شکست ساختاری در برخی داده‌های اقتصاد ایران وجود دارد. بنابراین، جهت بررسی وجود شکست ساختاری و بررسی ایستایی متغیر تورم، آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ لی استرازیچیچ (Lee & Strazicich) استفاده شده است. محاسبات مربوط به این آزمون با استفاده از نرم افزار GAUSS انجام و در جدول (1) گزارش شده است.

1. Stationary

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه نشان می‌دهد که متغیر نرخ تورم در سطح ایستا و زمان شکست ساختاری در متغیر تورم، ماه دوم سال 1374می‌باشد.

جدول 1– آزمون شکست ساختاری ضریب لاگرانژ

متغیر	مقدار آماره در سطح داده	مقدار بحرانی آماره در سطح 5٪	زمان شکست	وضعیت ایستایی
تورم	-11/2103	-4/47	ماه دوم 1374	ایستا I(0)

مأخذ: محاسبات تحقیق

اولین گام برای تخمین الگوی انتقال مارکوف، اطمینان از غیر خطی بودن الگوی داده‌ها می‌باشد. بدین منظور از آزمون نسبت درستنمایی (LR) استفاده شده و نتایج حاصل از این آزمون در جدول (2) گزارش شده است.

جدول2- آزمون نسبت درستنمایی

آماره بحرانی χ^2 در سطح اطمینان95 درصد	آماره حداکثر درستنمایی	مقدار حداکثر درستنمایی حاصله از الگوی غیر خطی	مقدار حداکثر درستنمایی حاصله از الگوی خطی
3/94030	31/39406	-243/68766	-227/99063

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (2) نشان می‌دهد، متغیر مورد مطالعه از یک الگوی غیر خطی پیروی می‌کنند؛ بنابراین روش‌های خطی برای تخمین پارامترهای مدل مناسب نبوده و برای به دست آوردن روابط بین متغیرها باید از روش‌های غیر خطی استفاده نمود. بدین منظور در این مطالعه از روش غیرخطی انتقال مارکوف استفاده می‌شود.

برای استفاده از روش GARCH در جهت محاسبه نوسانات نااطمینانی تورم ابتدا لازم می‌باشد وقفه بهینه جهت انجام فرآیند ARMA محاسبه شود. با استفاده از معیار آکائیک (AIQ) وقفه بهینه فرآیند ARMA (2,1) می‌باشد.

جدول 3- مدل انتخابی ARMA و آزمون لجانگ باکس (Q)

نام متغیر	مدل انتخابی ARMA (p,q)	آماره لجانگ باکس	
		Q(5)	Q(10)
تورم	ARMA (2,1)	2/80	6/40

www.SID.ir

Archive of SID

مقادیر توزیع کای- دو در سطح 5٪	11/07	18/30

مأخذ: محاسبات تحقیق

برای بررسی عدم خودهمبستگی پی در پی در باقی مانده‌ها از آزمون لجانگ- باکس (Q) استفاده شده است. با توجه به نتایج جدول (3)، مقادیر آماره (5) Q و (10) Qاز (5)$\chi 2$ و (10) $\chi 2$ در سطح معناداری 5٪ کوچک‌تر است؛ بنابراین فرضیه صفر مبتنی بر عدم خودهمبستگی در باقی مانده‌ها رد نمی‌شود.

قبل از برآورد الگوی گارچ بایستی مطئمن شد اثر آرچ وجود دارد. آزمون اثر ARCH برای متغیر نرخ تورم با استفاده از ضریب لاگرانژ صورت گرفته است. نتیجه این آزمون در جدول (4) ارائه شده است.

جدول 4- نتایج حاصل از آزمون وجود ARCH

سطح معناداری	مقدار آماره	آماره محاسباتی
0/000019	18/91192	F
0/000024	17/82740	ضریب تعیین ($Obs*R^2$)

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که جدول (4) نشان می‌دهد، فرض صفر مبنی بر $\alpha_0 = \alpha_1 = \cdots = \alpha_q = 0$ رد شده و بنابراین اثر ARCH وجوددارد. به‌عبارت‌دیگر، فرضیه همسانی واریانس جملات اختلال رد می‌گردد. لذا می‌توان از الگوی GARCH برای تخمین نااطمینانی تورم استفاده نمود. به‌منظور نشان دادن اهمیت توجه به انتقال رژیم در بررسی رابطه تورم و نااطمینانی آن، ابتدا معادلات میانگین و واریانس زیر که برای حالت بدون انتقال رژیم نوشته شده، برآورد می‌گردد.

$$\pi_t = \mu + \sum_{i=1}^{m} \varphi_i \pi_{t-i} + \gamma h_t + \varepsilon_t \qquad (8)$$

$$h_t = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \delta I_{\{\varepsilon_{t-1}>0\}}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \qquad (9)$$

نتایج تخمین معادلات بالا در جدول (5) گزارش شده است. طبق نتایج، در معادله میانگین، علامت ضریب جمله‌ای که نشان‌دهنده اثر نااطمینانی تورم بر سطح تورم از سطح معناداری برخوردار نیست. در معادله واریانس، ضریب جمله‌ای که نشان دهنده اثر تورم بر نااطمینانی تورم می‌باشد (δ) منفی و معنی‌دار است؛ بنابراین، نشان می‌دهد که با افزایش تورم، نااطمینانی تورم کاهش می‌یابد. همچنین چون ضریب (δ) منفی است طبق مدل نامتقارن گارچ گلستن، جاگناتان

www.SID.ir

Archive of SID

و رانکل، اثرات شوک‌های منفی قیمتی بر نااطمینانی بیشتر از شوک‌های مثبت است. به نظر می‌رسد که نتیجه فوق می‌تواند تحت تأثیر تغییر رژیم و وضعیت‌های مختلف تغییر نماید. در این صورت، عدم توجه به تغییر رژیم در الگو می‌تواند منجر به توصیه‌های اشتباه برای سیاست‌گذاری گردد؛ بنابراین، اکنون به بررسی تأثیر رژیم‌های مختلف تورمی بر رابطه میان تورم و نااطمینانی آن در قالب الگوی گارچ در میانگین نامتقارن با دو متغیر وضعیت s_1 و s_2 می‌پردازیم. برای این کار روابط (5) و (6) با استفاده از روش حداکثر درستنمایی و با کمک نرم افزار متلب برآورد می‌گردد. نتایج به دست آمده از این برآوردها در جدول (6) گزارش شده است.

جدول 5- نتایج تخمین مدل گارچ در میانگین نامتقارن

پارامتر	مدل گارچ در میانگین		
	تخمین	انحراف معیار	t آماره
. رابطه (23): معادله میانگین I			
μ	*0/386668	0/0589153	6/56311688
φ	*0/428017	0/0379772	11/270367483
γ	0/00128682	0/0339451	0/037908858
رابطه (24): معادله واریانس.II			
ω	*0/241211	0/0817103	2/95202685
α	0/0572592	0/0952835	0/600935104
δ	**-0/779547	0/737798	- 1/056585948
β	*0/779547	0/161044	4/840583939
لگاریتم تابع درستنمایی			
Ln L	-227/99063		

*معنادار در سطح 5٪ و **معنادار در سطح 10٪

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج به دست آمده از برآورد معادله میانگین تورم در قسمت (I) جدول (6) نشان می‌دهد که در رژیم یک (یا وضعیت فشار تورمی فزاینده)، جمله عرض از مبدأ مثبت و معنادار، اما ضریب جمله اتورگرسیو بی‌معنی است. علاوه براین ضریب $\gamma(s_1 = 1)$ مثبت و معنادار می‌باشد به‌عبارت‌دیگر اثر نااطمینانی تورم بر تورم درحالت فشار تورمی فزاینده، مثبت و معنی‌دار است. این امر تأییدکننده نظریه کوکرمن-ملتزر می‌باشد. بر اساس این دیدگاه زمانی که نااطمینانی تورمی

www.SID.ir

Archive of SID

زیاد است، بنگاه‌ها ممکن است سرمایه‌گذاری خود را کاهش دهند و سیاست‌گذارها برای جلوگیری از کاهش حجم فعالیت‌های اقتصادی، سیاست‌های انبساطی اتخاذ نموده و درنتیجه سطح عمومی قیمت‌ها به‌طور مستمر افزایش یابد. لذا نااطمینانی تورمی باعث افزایش تورم در جامعه می‌گردد.

در رژیم 2 (یا وضعیت فشار تورمی کاهنده) تمامی ضرایب معنادار و به جز ضریب جمله $\gamma(s_1 = 2)$ بقیه ضرائب مثبت می‌باشند. در واقع در حالت فشار تورمی کاهنده یعنی زمانی که تورم از بالا به پایین حرکت می‌کند اثر نااطمینانی تورم بر تورم منفی و مطابق با دیدگاه Holland(1995) است. بر طبق این دیدگاه، نااطمینانی تورم هزینه اجتماعی را زیاد و رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد. سیاست‌گذاران برای کاهش عوارض جانبی و جلوگیری از کاهش رفاه اجتماعی سیاست تثبیت قیمت‌ها را دنبال کرده و درنتیجه آن تورم کاهش می‌یابد.

جدول 6- نتایج تخمین مدل گارچ در میانگین نامتقارن با دو متغیر وضعیت

پارامتر	مدل گارچ در میانگین با دو متغیر وضعیت		
	تخمین	انحراف معیار	آماره T
I. رابطه (17): معادله میانگین تورم			
$\mu(s_1 = 1)$	0/549599*	0/0481425	11/416087
$\mu(s_1 = 2)$	0/411879*	0/056921	7/23597617
$\varphi(s_1 = 1)$	-0/00199733	0/0132926	-0/1502587
$\varphi(s_1 = 2)$	0/44002*	0/0413726	10/63554139
$\gamma(s_1 = 1)$	0/338714*	0/0358986	9/4352983
$\gamma(s_1 = 2)$	-0/173912*	0/0985491	-1/7647243
II. رابطه (18):معادله واریانس			
$\omega(s_2 = 1)$	0/24290*	0/03471	6/9979832
$\omega(s_2 = 2)$	0/04817**	0/03423	1/40724510
$\alpha(s_2 = 1)$	0/17200*	0/05479	3/13925898
$\alpha(s_2 = 2)$	0/00000	0/04681	0/00000
$\delta(s_2 = 1)$	0/51486*	0/11825	4/3539957
$\delta(s_2 = 2)$	0/00000	0/10578	0/00000
$\beta(s_2 = 1)$	0/00000	0/07358	0/00000
$\beta(s_2 = 2)$	0/44753*	0/06424	6/96653175
لگاریتم تابع حداکثر درستنمایی			

www.SID.ir

Archive of SID

Ln L	-243/68766

* معنادار در سطح 5٪ و ** معناداری در سطح 10٪

مأخذ: محاسبات تحقیق

اکنون به بررسی نتایج حاصل از برآورد معادله واریانس که در قسمت (II) جدول (6) گزارش شده، می‌پردازیم. ملاحظه می‌گردد که در رژیم 1 (نوسانات تورمی زیاد)، تمامی ضرائب به غیر از $\beta(s_2 = 1)$ مثبت و معنادار می‌باشند. اثر تورم بر نااطمینانی تورم در حالت نوسانات تورمی زیاد مثبت و معنادار است. از طرف دیگر از آنجا که $\delta > 0$ است طبق الگوی گارچ گلستن، جاگناتان و رانکل، شوک‌های مثبت قیمتی تأثیر بیش‌تری بر نااطمینانی دارند. در واقع زمانی که نوسانات تورمی زیاد است، شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی قیمتی نااطمینانی تورم را به مراتب بیش‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهند؛ اما در رژیم 2، که نوسانات تورم کم است ضرائب $\alpha(s_2 = 2)$ و $\delta(s_2 = 2)$ بی‌معنا هستند. در این حالت تورم اثر معناداری بر نااطمینانی تورم ندارد. این با نتیجه مطالعه Ungar & Zilberfarb (1993) مطابقت دارد. نتایج تجربی آن‌ها نشان می‌دهد وقتی نوسانات تورم بالا می‌باشد، یک رابطه مثبت بین این دو وجود دارد و وقتی نوسانات تورم پایین قرار دارد این اثر ناپدید می‌شود؛ بنابراین، اثر تورم بر نااطمینانی تورم بستگی به میزان نوسانات تورم دارد. به‌طور کلی مشاهده می‌شود که توجه به نوع رژیم تورمی اهمیت ویژه‌ای برای اتخاذ سیاست مناسب توسط مسئولین پولی کشور دارد.

جدول 7- آمار توصیفی جمله اختلال

میانگین	واریانس	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی	جارک- برا
0/711294	**0/354310**	**0/119018**	**2/932591**	**(0/699751)Prob**

BDS test	آماره BDS	آماره z
5m =	0/033885	4/343575
10m =	0/015669	3/606145

مأخذ: محاسبات تحقیق

برای آزمون فرضیه نرمال بودن و یکنواختی- مستقل بودن به ترتیب از آزمون‌های جارک- برا

www.SID.ir

Archive of SID

و آزمون BDS[1] استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول شماره (7) گزارش شده است. آماره جارک- برا نشان دهنده قبولی فرضیه صفر در سطح 5٪ و نرمال بودن جمله خطا است. همچنین آزمون BDS در سطح 5٪ بیان کننده نبود رابطه خطی و غیرخطی در بین داده‌های جمله اختلال است. بنابراین، برطبق شواهد آماری ارائه شده در جدول (7)، مدل گارچ در میانگین نامتقارن با دو متغیر وضعیت با توزیع نرمال دارای خصوصیات آماری مناسب می‌باشد.

نتیجه برآورد ماتریس احتمال انتقال مربوط به معادله میانگین تورم برای متغیر وضعیت s_1، در جدول (8) گزارش شده است. نتیجه نشان می‌دهد که اگر اقتصاد در رژیم 1 (حالت فشار تورمی فزاینده) باشد، با احتمال 95 درصد در همان رژیم 1 باقی می‌ماند. احتمال انتقال از حالت 2 (فشار تورمی کاهنده) به 1(فشار تورمی فزاینده)، 11درصد و احتمال انتقال از حالت 1 (فشار تورمی فزاینده) به حالت2(فشار تورمی کاهنده)، 5 درصد می‌باشد. همچنین با احتمال 89 درصد در همان رژیم 2 (حالت فشار تورمی کاهنده) باقی می‌ماند.

جدول 8- نتایج ماتریس احتمال انتقال متغیر وضعیت s_1

	رژیم1	رژیم2
رژیم1	0/95	0/11
رژیم2	0/05	0/89

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج ماتریس احتمال انتقال مربوط به معادله واریانس، برای متغیر وضعیت s_2 (نوسانات تورمی) در جدول (9) گزارش شده است. بر اساس نتایج، اگر اقتصاد در وضعیت 1(نوسانات تورمی زیاد) باشد احتمال این که در همان وضعیت باقی بماند بسیار بالا معادل 98 درصد می‌باشد. فقط با احتمال 2 درصد از رژیم 1(نوسانات تورمی زیاد) به 2 (نوسانات تورمی کم) و با احتمال 4 درصد از حالت 2 (نوسانات تورمی کم) به 1(نوسانات تورمی زیاد) منتقل می‌شویم. همچنین با احتمال96 درصد اگر در رژیم 2 (نوسانات تورمی کم) قرار داشته باشیم در همان وضعیت باقی

1.Brock, Dechert and Scheinkman

www.SID.ir

Archive of SID

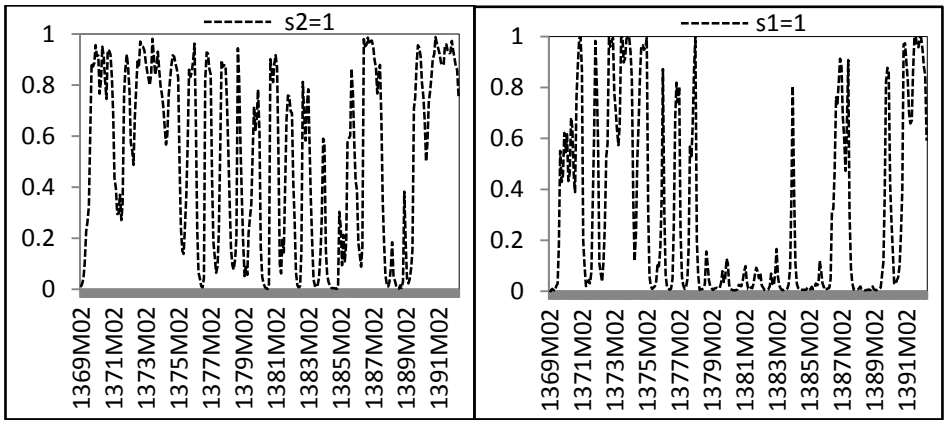
می‌مانیم.

جدول 9- نتایج ماتریس احتمال انتقال متغیر وضعیت s_2

	رژیم 1	رژیم 2
رژیم 1	0/98	0/04
رژیم2	0/02	0/96

مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودارهای (1) الی (4) احتمالات هموارشده متغیر وضعیت‌های s_1 و s_2 را نشان می‌دهند که اقتصاد در وضعیت‌هایمختلف قرار دارد. هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن نرخ تورم در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است.

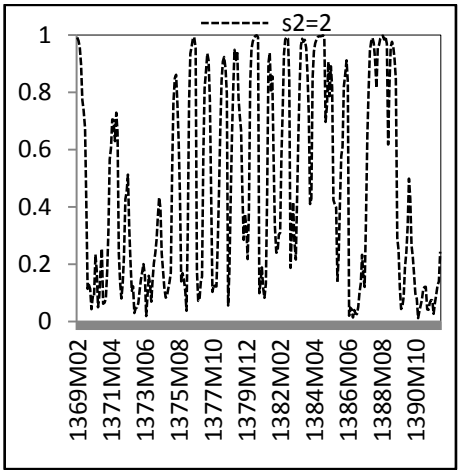


نمودار1 – وضعیت فشار تورمی فزاینده

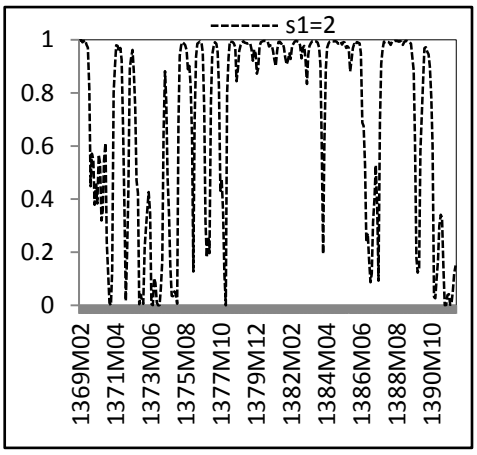
نمودار 2– وضعیت نوسانات تورمی زیاد

www.SID.ir

Archive of SID

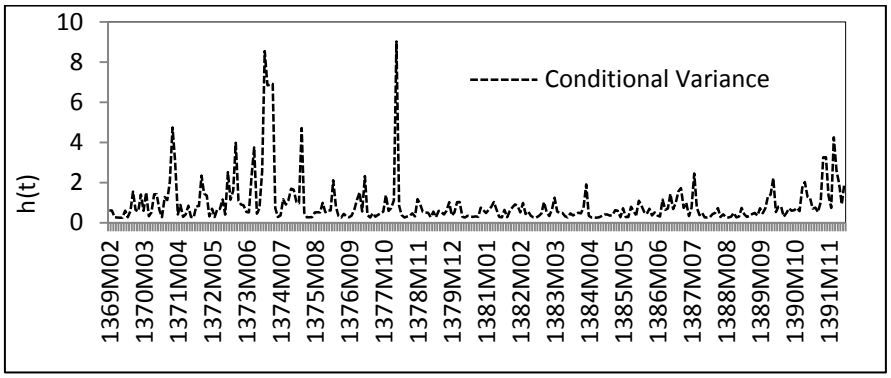


نمودار4 – وضعیت نوسانات تورمی کم



نمودار 3– وضعیت فشار تورمی کاهنده

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار5– واریانس شرطی

مأخذ: محاسبات تحقیق

واریانس شرطی در نمودار (5) نشان داده شده است. ملاحظه می‌گردد که واریانس شرطی در طی سال‌های 1369 تا 1392 نوسانات یکنواختی نداشته است. بیش‌ترین دوره نوسانات مربوط به دوره 1371 تا 1374 می‌باشد. در طی سال‌های 1377 نااطمینانی به‌طور چشم‌گیری افزایش پیدا کرده است. بقیه سال‌ها نوسانات تقریباً مشابه است و ممکن است در برخی سال‌ها افزایش یا کاهش یافته باشد تا دوره 1392– 1390 که باز نااطمینانی افزایش پیدا کرده است. از اوایل نیمه دوم سال 1373 در اثر سیاست یکسان سازی نرخ ارز، گسترش سیاست‌های انبساطی مالی دولت

www.SID.ir

Archive of SID

بخاطر بازسازی و همچنین سیاست‌های انبساطی پولی تورم رو به افزایش نهـاد و انتظـارات تـورمی شدت گرفت. با ورود به سال 1374 این روند ادامه یافت به‌طوری‌که در اواخر اردیبهشت ماه ایـن سال التهاب در بازارهای ارز و کالا بشدت بالا رفت و به اوج خود رسید. این عوامل باعث افزایش نااطمینانی نسبت به سطح تورم آینده شد (Economic Developments Outline, 1995).

همچنین رکود اقتصادی جهان و وخیم شدن شرایط بازار نفت در سـال 1377 ازجملـه عوامـل عمده برون‌زا در کاهش درآمدهای نفتی بود. کاهش درآمد دولت و منفی شدن پس انـداز دولـت در این سال یکی از عوامل کاهش فعالیت‌های اقتصادی بود. کاهش منابع خارجی ناشی از کـاهش قیمت نفت و بحران جنوب شرق آسیا، تأمین منابع خارجی برای کشور را با مشکلات فراوانی روبه رو کرد. از مهم‌ترین علل افزایش تورم در این سال علاوه بر کاهش تولید، افزایش تقاضـا درنتیجـه افزایش نرخ رشد نقدینگی از 15/2 درصد در سال 1376 به 27/1 درصـد در سـال 1377 مـی-باشـد. ایـن عوامـل مـی‌تواننـد از مهـم‌تـرین علـل تشـدید نااطمینـانی تـورمی در ایـن دوره باشـد (Economic Report and Balance Sheet, 1998). همچنـین در دوره 1390-1392 سیاسـت هدفمندی یارانه‌ها همراه با تغییرات شدید نرخ ارز و شـرایط روانـی ایجـاد شـده، موجـب افـزایش نااطمینانی تورم گردیده است.

5. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مطالعه رابطه میان تورم و نااطمینانی آن را در رژیم‌های تورمی مختلف با توجه بـه امکـان نامتقارن بودن اثرات تکانه‌های تورمی بررسی می‌نماید. برای دستیابی به این مهم، از الگوی انتقال مارکوف در چارچوب یک مدل گارچ نامتقارن استفاده شده است. به ایـن منظـور دو معادلـه بـه ترتیب برای میانگین تـورم و نااطمینـانی تـورم، بـا اسـتفاده از داده‌هـای ماهانـه بـرای دوره زمـانی (1990:03-2013:07) برآورد گردیده است. معادله اول برای دو رژیم فشار تورمی فزاینـده و فشار کاهنده و معادله دوم برای دو وضعیت نوسانات تورمی زیاد و نوسانات کم تخمین زده شده است.

نتایج تخمین معادله گارچ در میانگین نامتقارن با دو متغیر وضـعیت بـرای تـورم (معادلـه اول) نشان می‌دهد که در رژیم 1 هنگامی‌که اقتصاد در فشار تورمی فزاینده است، با افزایش نااطمینانی

www.SID.ir

Archive of SID

تورم، سطح تورم نیز افزایش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر، در این رژیم نظریه Cukierman & (1986) Meltzer تأیید می‌شود. در رژیم2، یعنی زمانی که اقتصاد در حالت فشار تورمی کاهنده قرار دارد، ضریب به دست آمده منفی و معنادار است. این امر نشان‌دهنده اثر معکوس نااطمینانی تورم بر سطح تورم بوده و منطبق با نظریه Holland (1995) می‌باشد. نتایج تخمین معادله دوم (نااطمینانی تورم)، نشان می‌دهد که در رژیم 1، یعنی زمانی که نوسانات تورمی زیاد است، سطح تورم اثر مثبت و معناداری بر میزان نااطمینانی تورم دارد. همچنین در این حالت، اثرات تکانه‌های مثبت قیمت بر نااطمینانی بیشتر از تکانه‌های منفی است. در رژیم 2، یعنی زمانی که نوسانات تورمی کم است، اثر تورم بر سطح نااطمینانی تورم معنادار نیست؛ بنابراین نتایج به دست آمده تأییدکننده نظریه Ungar & Zilberfarb(1993) مبتنی بر اثر مثبت تورم بر نااطمینانی در شرایط نوسانات تورمی زیاد می‌باشد.

نتایج ماتریس احتمال انتقال برای متغیر وضعیت فشار تورمی بیانگر این است اگر اقتصاد در رژیم فشار تورمی فزاینده یا کاهنده باشد با احتمال زیادی (حدود 90 درصد) در همان وضعیت قبلی باقی خواهد ماند. همچنین احتمال این که در ایران از حالت فشار تورمی کم به فشار تورمی زیاد منتقل شویم بیش‌تر از حالت عکس آن است. علاوه بر این، نتایج ماتریس انتقال مربوط به معادله نااطمینانی تورم نشان می‌دهد که اگر اقتصاد دچار نوسانات تورمی باشد احتمال باقی ماندن آن در همان وضعیت در دوره بعد نیز بیش از 90 درصد می‌باشد. توجه به نتایج فوق می‌تواند برای مسئولین پولی و سیاست‌گذاران اقتصادی در اتخاذ سیاست‌های ضد تورمی دارای اهمیت باشد. با توجه به این که در حالت نوسانات تورمی زیاد، افزایش تورم منجر به افزایش نااطمینانی تورم می‌گردد به نظر می‌رسد که اتخاذ سیاست‌های تثبیت قیمت‌ها نه‌تنها در کاهش تورم بلکه در کاهش نااطمینانی تورم نیز نقش مهمی دارند؛ بنابراین، پیشنهاد می‌گردد که دولت و به‌ویژه بانک مرکزی برای ثبات قیمت‌ها از اتخاذ سیاست‌های اقتصادی که به نااطمینانی تورم دامن می‌زند، اجتناب نماید. همچنین نتایج به دست آمده از این تحقیق نشان دهنده اهمیت تشخیص درست و به‌موقع نوع رژیم تورمی توسط مسئولین پولی کشور برای اتخاذ سیاست مناسب می‌باشد.

References

[1] Ball, L. (1992). "Why Does Higher Inflation Raise Inflation Uncertainty?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, pp. 371-378.

www.SID.ir

Archive of SID

[2] Balcilar, M., Ozdemir, Z. and E. Cacan. (2011)."On the Nonlinear Causality between Inflation and Inflation Uncertainty in the G3 Countries", *Journal of Applied Economics*, Vol. XIV, No. 2, pp. 269-296.
[3] Berument, H., Metin-Ozcan, K. and B. Neyapti. (2001). "Modelling Inflation Uncertainty Using EGARCH: An Application in Turkey", Bilken University, Ankara, Turkey.
[4] Bhar, R. and S. Hamori. (2004). "The link between Inflation and Inflation Uncertainty Evidence from G7 Countries", *Empirical Economics*, No. 29, pp. 825-853.
[5] Bredin, D. and S. Fountas. (2010). "US Inflation and Inflation Uncertainty in a Historical Perspective: The Impact of Recessions". UCD Geary Institute, Working Paper, No. 201053.
[6] Caporale, B. and T. Caporale. (2002). "Asymmetric Effects of Inflation Shocks on Inflation Uncertainty", *Atlantic Economic Journal (AEJ)*, Vol. 30, No. 4, pp. 384-387.
[7] Chang, K. L. (2012). "The Impact of Regime-Switching Structures and Fat-Tailed Characteristics on the Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 34, pp. 523-536.
[8] Chang, K. L. and C. W. He. (2010). "Does the Magnitude of the Effect of Inflation Uncertainty on Output Growth Depend on the level of Inflation?", *Manchester School*, Vol,78, No, 2. pp. 126–148.
[9] Crawford, A. and M. Kasumovich. (1996). "Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?", Bank of Canada, Ottawa Ontario Canada K1A 0G9.
[10] Cukierman, A. and A. Meltzer. (1986). "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information", *Econometrica*, Vol. 54, pp.1099-1128.
[11] Economic Developments Outline. (1995). " Economic Development of Iran ", *Economic Journal*, No. 74, pp. 5. [in Persian]
[12] Economic Report and Balance Sheet. (1998). "Economic Development of Iran", *Economic Journal*, No. 77, pp.13-17. [in Persian]
[13] Eltejaee, E. (2012). "Inflation Uncertainty, Relative Price Dispersion and Economic Growth in Iran", *Applied Economics Studies*, Vol. 1, pp. 81-118. [in Persian]
[14] Engle, R. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of
[15] UK Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, pp. 987–1007.
[16] Evans, M. and P. Wachtel. (1993)."Inflation Regimes and Sources of Inflation Uncertainty", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No. 3, pp. 475–511.
[17] Farzinvash, A. and M. Abassi. (2006). "Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in Iran Using GARCH and State-Space Model", *Journal of Economic Research*, No. 74, pp. 25-55. [in Persian]

www.SID.ir

Archive of SID

[18] Friedman, M. (1977). "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, Vol. 85, pp.451–472.
[19] Glynn, J., Perera, N. and R. Verma. (2007). "Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications", *Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration*, Vol. 3, pp.63-79.
[20] Goldfeld, S. M and R. E. Quandt. (1973). "A Markov Model for Switching Regressions", *Journal of Econometrics*, No. 1, pp. 3–16.
[21] Golob, J. (1994). "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Vol. 79, pp. 27-38.
[22] Grier, K. B. and R. Grier. (1998). "Inflation and Inflation Uncertainty in Mexico: 1960-1997", *Trimester Economica*, pp. 407-426.
[23] Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econmetrica*, Vol.57, No. 2, pp. 357-384.
[24] Hamilton, J. D. (1994). "Time Series Analysis", *Princeton*: Princeton University Press.
[25] Heidari, H. and S. Bashiri. (2010). "Inflation and Inflation Uncertainty in Iran: An Application of GARCH-in-mean Model with FIML Method of Estimation", *International Journal of Business and Development Studies*, Vol .2, No. 1, pp.131-146.
[26] Holland, S. A. (1995)."Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering", *Journal of Money Credit and Banking*, Vol.27, No. 3, pp. 827-837.
[27] Jiranyakul, K.and T. P. Opiela. (2009). "Inflation and Inflation Uncertainty in the Asean-5 Economies", *Journal of Asian Economics*, Vol. 21, pp. 105-112.
[28] Kim, S. and R. Bhattacharya. (2009). "Regional Housing Prices in the USA: An Empirical Investigation of Nonlinearity", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 38, No. 4, pp. 443-460.
[29] Lucas, J. R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique. Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy 1", pp. 19–46.
[30] Okun, A. (1971). "The Mirage of Steady Inflation", Brookings *Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp. 485-498.
[31] Perlin, M. (2012). "MS Regress - The MATLAB Package for Markov Regime Switching Models", *Social Science Research Network*, working papers series, pp.1-38.
[32] Pourgerami, A. and K. Maskus. (1987)."The Effects of Inflation on the Predictability of Price Changes in Latin America: Some Estimates and Policy Implications", *World Development*, Vol.15, No. 1, pp. 287-290.
[33] Quandt, R. E. (1972). "A New Approach to Estimating Switching Regressions", *Journal of the American Statistical Association*, No. 67, pp. 306–310.
[34] Salmanpour, A. and P. Bahloli. (2011). "Inflation, Inflation Uncertainty and Factors Affecting Inflation in Iran ", *World Applied Sciences Journal*, Vol.

www.SID.ir

Archive of SID

14, No. 8, pp. 1225-1239.

[35] Tashkini, A. (2006). "Does Inflation UncertaintyVary with the Level of Inflation", *Journal of Economic Research*, No. 73, pp. 193-210. [in Persian]

[36] Ungar, M. and B. Zilberfarb. (1993). "Inflation and Its Unpredictability: Theory and Empirical Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No. 4, pp.709-720.

www.SID.ir