Archive of SID

بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدلهای GARCH و حالت - فضا
(۱۳۴۰-۱۳۸۲)

اسدالله فرزین وش[۱] - موسی عباسی[۲]

چکیده

تورم از جمله پدیده‌های مضر اقتصادی است که اثرات زیان باری بر کل اقتصاد یک کشور بر جای می‌گذارد. اما اکثر اقتصاددانان معتقدند که عمده‌ترین زیان‌های ناشی از تورم از طریق ایجاد نااطمینانی تورمی است. نااطمینانی تورمی از طریق اثرهای ex-ante و ex-post بر روی متغیرهای حقیقی تأثیر گذاشته و از این کانال زیان‌های زیادی بر کل اقتصاد بر جای می‌گذارد. بنابراین تعیین رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در یک کشور می‌تواند در اتخاذ سیاست‌های درست و جلوگیری از بوجود آمدن زیان‌های ناشی از تورم مثمر ثمر واقع شود.

در این تحقیق اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی در ایران و همچنین تعیین رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در کوتاه مدت و بلند مدت هدفهای اصلی بوده است.

نتایج نشان می‌دهند که رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران هم در کوتاه مدت رابطه مثبت بوده اما در بلند مدت هیچ رابطه‌ای با هم ندارند. همچنین در کوتاه مدت شوکهای تورمی منفی کمتر از شوکهای تورمی مثبت بر روی نااطمینانی تأثیر داشته است. یعنی حالت عدم تقارن را داشته‌ایم. نااطمینانی تورمی کوتاه مدت از طریق مدلهای GARCH و نااطمینانی بلند مدت بوسیله مدل حالت-فضا محاسبه شده است.

کلید واژه‌ها

تورم، نااطمینانی تورمی، متغیرهای حقیقی ، حالت-فضا، نامتقارن،

۱- مقدمه :

تورم از جمله پدیده های مضر اقتصادی است که اکثر کشورها در مقاطعی از تاریخ اقتصادشان با آن مواجه بوده اند. تورم در نرخهای متوسط و علی الخصوص در شکل حاد خود، هزینه های زیادی را بر جامعه تحمیل می نماید. اما اصلی ترین و مهم ترین زیان های اقتصادی تورم، ناشی از عدم اطمینان از میزان نرخ آینده آن می باشد. نا اطمینانی در مورد میزان سطح تورم آینده، بر روی تصمیمهای اقتصادی عاملین اقتصادی تاثیر گذاشته و میزان مصرف، سرمایه گذاری ، پس انداز و ... آنها

[1] - دانشیار دانشگاه تهران- دانشکده اقتصاد

[2] - کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه ریزي از دانشگاه تهران (mosa_abasi@yahoo.com)

www.SID.ir

Archive of SID

را تحت تاثیر قرار میدهد. این عدم اطمینان اثر منفی بـر روی کـارایی در تخـصیص بهینه منابع خواهد گذاشت.(فیشر[1] ۱۹۸۱، گالوب[2] ۱۹۹۳، هولاند[3] ۱۹۹۳).

فریدمن[4] (۱۹۷۷)، بیان می کند که نا اطمینانی می تواند به رابطه بین تـورم و بیکاری تاثیر بگذارد و چنین استدلال می کند که نا اطمینانی حاصـل از تـورم در آینده باعث کاهش فعالیت های اقتصادی می شود کـه در ادامـه منجـر بـه افـزایش بیکاری در اقتصاد خواهد شد.

نا اطمینانی تورمی در سطوح بالا باعث عدم تخصیص بهینه منابع خواهد شـد که در نهایت اثر منفی خودش را بر روی تولید نشان خواهد داد. توماسـی[5] (۱۹۹۴) و گرایر و پری[6] (۲۰۰۰)، در مطالعاتی که انجـام داده‌انـد اثـر منفـی نـا اطمینـانی تورمی بر روی رشد تولید را نـشان داده انـد. هـافر[7] (۱۹۸۶)، دیـویس و کانـاگو[8] (۱۹۹۶) نیز از طریق مطالعـات میـدانی (survey-based) رابطـه منفـی بـین نـا اطمینانی تورمی و فعالیت های حقیقی اقتصاد را نشان داده اند. همچنـین برونـر و هس[9] (۱۹۹۳)، لی و نـی[10] (۱۹۹۵)، از طریـق مـدلهای ARCH و GARCH همین رابطه منفی را بدست آورده اند.

مطالعات زیاد دیگری نیز با استفاده از مدلهای دیگر اقتصادی انجام شده است که تعدادی از آنها به یک رابطه منفی بین نا اطمینانی تورمی و فعالیت های حقیقی اقتصادی و تعدادی دیگر به یک رابطه مثبت بین آنها رسیده اند.

بنابر این از طریق همین رابطه ای که بین نا اطمینانی تورمی و فعالیـت هـای حقیقی اقتصادی وجود دارد می‌توان به اهمیت تحلیل نا اطمینانی تورمی و مطالعـه آن در ایران پی برد که در اینجا یکی از ضرورت های انجام این تحقیق را نشان مـی دهد.

از طرف دیگر در بررسیهایی که تا به حال انجام شده است رابطه بین تورم و نا اطمینانی تورمی همیشه مثبت نبوده است. تعدادی از مطالعـات انجـام شـده رابطـه بین آنها را مثبت و تعدادی دیگر این رابطه را یک رابطه منفی بدست آورده اند.

فریدمن (۱۹۷۷)، یک رابطه مثبت را بین تورم و نـا اطمینـانی تـورمی پـیش بینی می کند که تورم بالا منجر به نا اطمینانی بیـشتر مـی شـود. بـال[11] (۱۹۹۲)، بحث فریدمن را در قالب یک بازی اطلاعاتی نامتقارن بین مردم و سیاسـت مـداران،

---

[1] Fisher, 1981
[2] Golob, 1993
[3] Holland, 1993
[4] Friedman, 1977
[5] Tommassi , 1994
[6] Grier & Perry, 2000
[7] Hafer, 1986
[8] Davis & Kanago, 1996
[9] Brunner & Hess, 1993
[10] Lee & Ni 1995
[11] Ball, 1992

www.SID.ir

Archive of SID

فرمول بندی کرده و تحلیل می کند که اکثر مطالعات انجام شده در طول سه دهه اخیر موید پیش بینی های فریدمن و بال می‌باشد. (کونتونیکاس[1] ، ۲۰۰۴).

بعد از مقاله فریدمن (۱۹۷۷)، فوستر[2] (۱۹۷۸)، فیشر[3] (۱۹۸۱) و تیلور[4] (۱۹۸۱) شواهدی را دال بر رابطه مثبت بین تورم و نا اطمینانی تورمی ارایه کردند.

کوکرمن و واکتل[5] (۱۹۷۹)، بال وچکشتی[6] (۱۹۹۰)، ایوانس[7] (۱۹۹۱)، کاپورال و مکیرنان[8] (۱۹۹۷)، گرایر و پری[9] (۱۹۹۸) و فونتاس و همکاران[10] (۲۰۰۰) نیز موید این رابطه مثبت هستند.

در مقابل این طیف، اونگار و زیلبرفارب[11] (۱۹۹۳) ادعا می کنند که تحت یک سری شرایط، مانند تورم پایین و یا تلاش بیشتر برای پیش بینی بهتر تورم، یک رابطه منفی بین تورم و نا اطمینانی حاصل از تورم وجود دارد.

۲- نااطمینانی تورمی

نااطمینانی شرایطی است که در آن یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتد مشخص و معلوم نیست یا اینکه اگر این پیشامدها مشخص و معلوم باشد، احتمالهای مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیست و وقتی که هرکدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل می‌شود و از این رو فضای نااطمینانی بر تصمیمها حاکم می‌شود. نااطمینانی تورمی نیز فضایی است که در آن تصمیم‌گیرنده‌ها و عاملین اقتصادی نسبت به میزان تورم آینده که در پیش رو خواهند داشت نامطمئن هستند.

گالوب[12] (۱۹۹۴)، یکی از مهمترین هزینه‌های تورم را نااطمینانی تورمی می‌داند که مانند ابری بر روی تصمیم‌های مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران نسبت به آینده سایه افکنده و موجب کاهش رفاه آنها می‌شود چرا که بدون وجود چنین نااطمینانی آنها می‌توانند بهتر تصمیم بگیرند.

نااطمینانی حاصل از منابع مختلف، موجب تغییر در روش و نوع تصمیم‌های عاملین اقتصادی می‌شود که این تصمیم‌ها در نهایت بر روی فعالیت‌های حقیقی آنها تأثیر می‌گذارد. نااطمینانی تورمی به سبب اینکه در مورد نرخ تورم آینده، حالت

---

[1] Kontonikas, 2004
[2] Foster, 1978
[3] Fisher, 1981
[4] Taylor, 1981
[5] Cukierman & Wachtel, 1979
[6] Ball & Cecchetti, 1990
[7] Evans, 1991
[8] Caporal & McKiernan, 1997
[9] Grier & Perry, 1998
[10] Fountas & et al, 2000
[11] Ungar & Zilberfarb, 1993
[12] Golob, 1994

www.SID.ir

Archive of SID

نااطمینانی و بی‌ثباتی در قیمتها را بوجود مـی‌آورد از ایـن لحـاظ موجـب تغییـر در تصمیم‌ها و فعالیت‌های عاملین اقتصادی می‌شود.

گالوب (۱۹۹۴) معتقد است که نااطمینانی تورمی دو نوع اثـر اقتـصادی دارد. نخست اینکه نااطمینانی تورمی موجب می‌شود تا عاملین اقتصادی اعـم از بنگاهها، مصرف‌کنندگان و ... تصمیم‌های اقتصادی را اتخاذ کننـد کـه متفـاوت از آن چیـزی باشد که انتظار داشته‌اند. تحلیل‌گران این نوع اثرها را اثرهـای ex-ante مـی‌نامنـد. چون در این نوع تصمیم‌ها تورم پیش‌بینی شده درنظر گرفتـه مـی‌شـود. دسـتهٔ دوم اثرها در جریان بعد از اخذ تصمیم، جای می‌گیرنـد کـه بـه آنهـا اثرهـای ex-post گفته می‌شود و این موقعی اتفاق می‌افتد که تورم واقعی از آنچه که پیش‌بینی شـده بود، متفاوت باشد.[1]

۳- منابع نااطمینانی تورمی

دو منبع عمده وجود دارد که باعث بوجود آمدن نااطمینانی تـورمی مـی‌شـود. این منابع به ترتیب یکی به ناهمسانی واریانس جمـلات اخـلال و دیگـری تغییـرات ناشناخته و ناخواسته در نوع رژیم تورمی مربـوط مـی‌شـود. ناهمـسانی واریانـسهای جملات اخلال تأثیر شوکهای وارد بر مدلها و فرایندهای تورمی را در خـود دارد. بـه عبارت دیگر می‌توان گفت که نمایندهٔ شوکهای وارد بر روند تورمی است. این تأثیرها و شوک‌ها همانطور که در قسمتهای بعدی خواهیم دید با استفاده از واریانس شرطی تورمی قابل اندازه‌گیری است.

منبع دوم که از آن به عنوان تغییر در نوع رژیم تورمی، نااطمینانی بلندمـدت و یا تغییر ضرایب مدل رگرسیونی فرایند تورم نیز یاد می‌شـود حاصـل تغییـرات در رفتار بخش خصوصی، سیاستهای اقتصادی و یـا رفتـار نهادهـا و سـازمانهای دولتـی است که موجب تغییرات بنیادی و تغییر در ضـرایب مـدل رگرسـیون فراینـد تـورم می‌شود. طبق فرض انتظارات عقلایی، وقتی که ساختار اقتصادی امکان تغییر داشته باشد، ضرایب موجود در مدل‌های رگرسیوی نیز نسبت به زمان متغیر خواهنـد بـود. عاملین اقتصادی[2] در مورد تغییرات رژیم‌های سیاستی یاد خواهند گرفـت و مطـابق اطلاعات جدیدشان اگر تغییر و انتقـال در سیاسـتها وجـود داشـته باشـد رفتارهـا و تصمیمات خودشان را طبق همین اطلاعات جدید پایه‌ریزی خواهند کـرد (لوکـاس، ۱۹۷۶).

همچنین تیلور (۱۹۸۰) با مطرح کردن بحث‌های مربوط به قراردادها و شـکل قوانین سیاست پولی نسبت به متغیر بودن ضرایب مدلهای تورمی نظر خـود را بیـان کرده و تغییر رژیمهای تورمی را یکی از عاملهـای مهـم و منـابع اصـلی نااطمینـانی تورمی دانسته است.

---

[1] برای مطالعه بیشتر مراجعه کنیدبه : عباسی، ۱۳۸٤

[2] Economic Agents

www.SID.ir

Archive of SID

۴- محاسبهٔ نااطمینانی تورمی

برای اندازه‌گیری و سنجش نااطمینانی تورمی تا به حال از معیارها و متغیرهای جانشینی مختلفی استفاده شده است. اما می‌توان این معیارها و متغیرها را به دو طبقهٔ کلی تقسیم کرد. یکی شاخص‌هایی است که از طریق تحقیقات میدانی بدست می‌آید مانند شاخص **لیوینگستون**[۱] .در این روش از پیش‌بینی‌های مختلفی که افراد، شرکت‌ها و مصرف‌کنندگان مختلف در مورد تورم انجام می‌دهند برای سنجش میزان تورم و در نهایت محاسبهٔ میزان نااطمینانی تورمی استفاده می‌شود. مثلاً واکتل و کارلسون[۲] (۱۹۷۷) و همچنین کوکیرمن و واکتل[۳] (۱۹۷۹ و ۱۹۸۲) **واریانس پیش‌بینی تورم** را به عنوان معیاری برای نااطمینانی درنظر گرفته‌اند. این واریانس از مدل انتظارات تورمی که برحسب شاخص **لیوینگستون** مورد برآورد قرار گرفته به دست آمده است. (خیابانی، ۱۳۷۵، ص ۱۵).

همچنین جانسون[۴] (۲۰۰۲) از طریق انحراف معیار پیش‌بینی‌های فردی در طول یک سال، نااطمینانی را اندازه‌گیری می‌کند و رابطه مثبتی را بین تورم گذشته و نااطمینانی جاری پیدا می‌کند.

روش دوم، روشی است که در آن از طریق روشهای آماری و اقتصادسنجی سعی در محاسبهٔ متغیر جانشین برای نااطمینانی تورمی می‌کنند. در مطالعات اولیه در مورد نااطمینانی تورمی، از تغییرات غیرشرطی برای سنجش و اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی استفاده کرده‌اند. مثلاً فیشر[۵] (۱۹۸۱) از انحراف معیار متحرک تورم به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی استفاده کرده است.

اوکان[۶] (۱۹۷۱) اولین محققی بود که سعی در یافتن ارتباطی بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی کرده است. وی در مطالعات خود نوسانات تورمی را به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی درنظر گرفته است. در سالهای بعدی نیز، کلاین و لوگنی[۷] (۱۹۷۶)، لوگنی، سوونی و جفی[۸] (۱۹۷۷)، تیلور[۹] (۱۹۸۱) نیز در مدل‌های خود، نوسانات تورمی را جانشینی برای نااطمینانی تورمی انتخاب کردند. اما بعدها با انتقاداتی که به هرکدام از این روشها وارد شد توانایی این جانشینها برای توضیح هرچه بهتر نااطمینانی تورمی زیرسؤال رفت.

بالاخره در سال ۱۹۸۲ و با ارایه مدل‌های ARCH بوسیلهٔ انگل، جانشین مناسبی برای نااطمینانی تورمی بدست آمد. در این مدلها از واریانس شرطی خودرگرسیو

---

[1] Livingston
[2] Wachtel & Carlson, 1977
[3] Cukeirman & Wachtel, 1979, 1982
[4] Johnson, 2002
[5] Fischer, 1981
[6] Okun, 1971
[7] Klien & Logne,1976
[8] Logne & Sweney & Jaffe, 1977
[9] Taylor, 1981

www.SID.ir

Archive of SID

جهت جانشینی برای نااطمینانی تورمی استفاده کردند. بعد از سال ۱۹۸۲ اکثر تحقیقاتی که در زمینهٔ نااطمینانی تورمی بوده است، از واریانس شرطی اتورگرسیو به عنوان نااطمینانی تورمی استفاده کرده‌اند.

۵- روش تحقیق

روش تحقیقی که در این مقاله دنبال شده است بدین روال می‌باشد که ابتدا در بحث کوتاه مدت با استفاده از مدلهای ARCH و GARCH که اولین بار به ترتیب توسط انگل[1] (۱۹۸۲) و بولرسلف[2] (۱۹۸۶) مطرح شده است، سعی در محاسبه نااطمینانی تورمی کوتاه مدت کرده‌ایم. سپس با استفاده از مدلهای **حالت- فضا**[3]، مدلهای بلند مدت را برآورد کرده و نااطمینانی تورمی بلند مدت را بدست آورده‌ایم. بعد از بدست آوردن داده‌ها و سریهای مربوط به نااطمینانی تورمی در کوتاه مدت و بلند مدت رابطه آنها را با تورم (تورم، قدرمطلق تورم، مربع تورم) برآورد کرده‌ایم.

۶- مبانی نظری

در این قسمت اساس و پایه‌های اقتصادسنجی مربوط به مقاله مطرح می‌شود. در ابتدا مدل‌های ARCH و GARCH را مطرح کرده و سپس به انواع مدل‌های نامتقارن GARCH که در ادامه تحقیق از بعضی از آنها استفاده خواهیم کرد اشاره‌ای می‌کنیم. در ادامه نیز مدل‌های حالت – فضا را که در قسمت تحلیل‌های بلند مدت مورد استفاده قرار خواهد گرفت معرفی خواهیم کرد.

۶-۱- مدلهای ARCH و GARCH

در حالت کلی فرایند مرتبهٔ Pام ARCH ، توسط معادلات زیر ارایه می‌گردد.

$$y_t|\psi_t \sim N(X_t\beta, h_t) \qquad (۱)$$
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_p\varepsilon_{t-1}^2$$
$$\varepsilon_t = y_t - X_t\beta$$

که در آن ψ_t مجموعه اطلاعات تا زمان t، X_t بردار متغیرهای درون‌زا و برون‌زای مدل و h_t واریانس شرطی مدل می‌باشد. مدل رگرسیونی ARCH که توسط انگل مطرح شده است به صورت صریح بین واریانس غیرشرطی و واریانس شرطی تفاوت قایل شده و واریانس شرطی را به عنوان تابعی از خطاهای گذشته در

[1] Engle, 1982
[2] Bollerslev, 1986
[3] State-Space Models

www.SID.ir

Archive of SID

طول زمان متغیر فرض می‌کند. حال سعی ما بر این است که میزان انعطاف‌پذیری مدل‌های ARCH در طول زمان را ارتقا دهیم.

اگر ε_t یک فرایند تصادفی با اعداد حقیقی و به صورت محدود باشد و اگر ψ_t مجموعهٔ اطلاعات موجود در طول زمان t فرض شود در این صورت مدل GARCH به صورت زیر مطرح می‌شود:

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \qquad (۲)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \qquad (۳)$$
$$= \alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t$$

به طوری که

$$p \geq 0, q > 0$$
$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0 \quad \text{و} \quad i = 1,2,...,q$$
$$\beta_i \geq 0 \quad \text{و} \quad i = 1,2,...,p$$

برای $p = 0$ فرایند تبدیل به یک فرایند ARCH(q) خواهد شد و اگر $p = q = 0$ باشد در این صورت به سادگی می‌توان دید که ε_t یک جملهٔ وایت نویز است. در فرایند ARCH(q)، واریانس شرطی تابعی خطی از واریانسهای نمونه‌ای گذشته است اما در فرایندهای GARCH(p, q)، واریانسهای شرطی وقفه‌ای نیز وارد مدل می‌شوند.

۶-۲- مدل Asymmetric GARCH (AGARCH)

همانطور که از معادلات (۱) و (۳) نیز مشخص است، در مدلهای ARCH و GARCH معمولی فرض می‌شود که اخلال‌ها و شوکهای مثبت و منفی با بزرگی یکسان، اثر یکسانی را بر روی اندازهٔ نااطمینانی خواهند داشت. اما همانطور که برونر و هس[1] (۱۹۹۳) و جویس[2] (۱۹۹۵)، اشاره کرده‌اند، شوکهای تورمی مثبت باعث بوجود آمدن نااطمینانی بیشتر در مورد سیاستهای پولی آینده خواهد شد در حالی که شوکهای منفی با بزرگی یکسان اثر کمتری بر روی نااطمینانی تورمی دارند. بنابراین برای اینکه بتوانیم اثر شوکهای منفی و مثبت را از همدیگر تفکیک سازیم از مدلهای نامتقارن مانند AGARCH و TGARCH استفاده خواهیم کرد.

در مدل نامتقارن AGARCH که توسط انگل (۱۹۹۰) مطرح شده است، یک شوک منفی، نااطمینانی تورمی را با اندازهٔ کوچکتری نسبت به یک شوک مثبت، افزایش خواهد داد.

[1] Brunner & Hess, 1993
[2] Joyce 1995

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین اگر پارامتر γ_1 در معادلهٔ زیر مثبت باشد در این صورت شوکهای مثبت نسبت به شوکهای منفی تورمی با بزرگی یکسان نااطمینانی بیشتری را بوجود خواهد آورد. مدل AGARCH به صورت زیر خواهد بود:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1(\varepsilon_{t-1} + \gamma_1)^2 + \beta_1 h_{t-1} \qquad (۴)$$

در این معادله اگر $\gamma_1 = 0$ فرض شود در این صورت مدل تبدیل به یک مدل GARCH(1,1) معمولی خواهد شد.

۶-۳- مدل Threshold GARCH (TGARCH)

مدل نامتقارن دیگر به مدل TGARCH معروف است. این مدل با اضافه شدن یک متغیر موهومی مانند D به مدل AGARCH بدست می‌آید. در این مدل نیز با فرض اینکه $\gamma_2 > 0$ باشد، شوکهای منفی تأثیر کمتری را بر روی نااطمینانی خواهد داشت. معادله کلی مدل TGARCH به صورت زیر است :

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 D \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \qquad (۵)$$

به طوری که $D = 0$ اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ و $D = 1$ خواهد بود اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد.[1]

۶-۴- مدلهای حالت فضا (State-Space)

مدل‌های حالت – فضا در ادبیات اقتصاد سنجی جهت مدل سازی متغیرهای مشاهده نشده مورد استفاده قرار می‌گیرد. متغیرهایی مانند انتظارات عقلایی، خطاهای اندازه گیری، مشاهدات فراموش شده[2] ، درآمد دایمی، اجزا غیر قابل مشاهده (سیکلها و روندها) نرخ بیکاری غیر شتابان.

دو مزیت عمده برای نشان دادن مدلهای دینامیک به صورت مدل‌های حالت – فضا وجود دارد. اولاً، این نوع مدل‌ها این امکان را بوجود می‌آورند که متغیرهای مشاهده نشده، هم در تخمین مدل مورد استفاده قرار گیرد و هم اینکه بتوان آنها را در مدل تخمین زد. ثانیاً، می‌توان این مدلها را به وسیله الگوریتم‌های بازگشتی قوی مانند کالمن فیلتر مورد تحلیل قرار داد.

اگر Y_t ماتریس متغیرهای مشاهده شده در زمان t و $(n \times 1)$ باشد. می‌توان مدلهای پویای جدیدی از Y_t بر روی متغیرهای غیرقابل مشاهدهٔ β_t مشخص کرد که این معادله در صورت نوشته شدن به بردار حالت[3] مشهور است.

معادله حالت – فضای مربوط به Y_t به صورت سیستم معادلات زیر مشخص می‌شود :

$$Y_t = A' X_t + H' \beta_t + w_t \qquad (۶)$$

---

[1] Crawford, 1996, pp, 8-12
[2] Missing Value
[3] State Vector

www.SID.ir

Archive of SID

$$\beta_{t+1} = F\beta_t + v_{t+1} \qquad (۷)$$

که در آن F، A' و H' ماتریس پارامترها و به ترتیب با ابعاد $(r\times r)$، $(n\times k)$و $(n\times r)$ می‌باشند و X_t بردار $(K\times 1)$ و شامل متغیرهای برون‌زا و از قبل تعیین شده هستند (این بردار می‌تواند متغیرها و وقفه‌های Y_t را نیز شامل شود). معادله (۶) به معادلهٔ مشاهدات[1] و معادلهٔ (۷) به معادلهٔ حالت[2] مشهور است. همچنین بردارهای $(r\times 1)$ v_t و $(n\times 1)$ w_t وایت نویز هستند :

$$E(v_t v_\tau') = \begin{cases} Q & , \ t=\tau \\ 0 & , \ t\neq\tau \end{cases} \qquad (۸)$$

$$E(w_t w_\tau') = \begin{cases} R & , \ t=\tau \\ 0 & , \ t\neq\tau \end{cases} \qquad (۹)$$

به طوری که Q و R به ترتیب ماتریسهایی با ابعاد $(r\times r)$ و $(n\times n)$ هست. همچنین فرض می‌شود که اجزاء اخلال v_t و w_t در تمامی وقفه‌هایشان باهم همبستگی ندارند.

۷- پیشینه تحقیق

نخستین مطالعات در مورد نااطمینانی تورمی به اوایل دههٔ ۱۹۷۰ بر می‌گردد. اوکان (۱۹۷۱)، اولین محققی بود که سعی در یافتن ارتباطی بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی کرده است. وی در مطالعات خود نوسانات تورمی را به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی در نظر گرفته و رابطهٔ بین نرخ تورم و نوسانات تورمی که نشان دهندهٔ نااطمینانی تورمی می‌باشد را مورد آزمون قرار داده است (خیابانی، ۱۳۷۵، ص ۱۵).

فریدمن (۱۹۷۷) در سخنرانی جایزه نوبل خود در سال ۱۹۷۷ رابطهٔ مثبتی را بین تورم و نااطمینانی تورمی قایل می‌شود و اضافه می‌کند که تورم بالا موجب نااطمینانی بیشتر و رشد تولید کمتر خواهد شد. واکتل و کارلسون (۱۹۷۷)، کوکیرمن و واکتل (۱۹۷۹و ۱۹۸۲)، تعریف دیگری از نااطمینانی تورمی ارایه می‌کنند. آنان واریانس پیش‌بینی تورمی را به عنوان معیاری برای نااطمینانی تورمی در نظر می‌گیرند. واریانس پیش‌بینی تورمی آنان از مدل انتظارات تورمی که بر حسب داده‌های شاخص لیوینگستون مورد برآورد قرار گرفته حاصل می‌گردد. در نهایت، آنها رابطهٔ مثبتی را بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی پیدا می‌کنند.

---

[1] Observation Equation
[2] State Equation

www.SID.ir

Archive of SID

انگل (۱۹۸۲) با ارایه مدل ARCH امکان اندازه‌گیری دقیق‌تری را از نااطمینانی تورمی بدست می‌دهد. وی با فرآیند ARCH، واریانس شرطی معادلهٔ رگرسیونی را در طول زمان متغیر فرض کرده و آن را با روشهای تحلیل عددی مورد برآورد قرار داده است. انگل در سال۱۹۸۳ نشان داد که در آمریکا بین واریانس شرطی تورم و نرخ تورم نمی‌تواند رابطه مثبتی برقرار باشد. (خیابانی، ۱۳۷۵، ص ۱۶).

البته قبل از تحقیق مذکور در مطالعهٔ دیگری که انگل همزمان با ارایه مدلهای ARCH در سال ۱۹۸۲ در مورد داده‌های کشور انگلستان انجام داده است، وی با استفاده از شاخص CPI این کشور و برای دوره ۱۹۷۷ $Q۲$ – ۱۹۵۸ $Q۲$ و با استفاده از مدل‌های ARCH اولاً به اثرهای معنی‌دار مدل ARCH دست یافته و ثانیاً نشان داده است که نااطمینانی تورمی در خلال سالهای ۱۹۷۷ – ۱۹۷۴ نسبت به اواخر دههٔ ۱۹۶۰ خیلی بالا بوده است.

گالوب (۱۹۹۴)، با استفاده از شاخص ضمنی GNP و برای کشور ایالات متحده در خلال سالهای ۱۹۹۳$Q۴$ – ۱۹۵۷ $Q۱$ و با استفاده از مدلهای GARCH به این نتیجه رسیده است که نااطمینانی تورمی به صورت مثبت با تورم رابطه دارد.

در ادامه تحقیقات در این مورد، جویس در سال ۱۹۹۵ با استفاده از مدل‌های TGARCH, EGARCH, AGARCH, GARCH و با استفاده از شاخص قیمتهای خرده فروشی انگلستان در طی سالهای ۱۹۹۴ $Q۱$ – ۱۹۵۰ $Q۱$ به این نتیجه رسیده است که عدم تقارن در شوکهای مثبت و منفی تورمی کاملاً وجود دارد و قابل مشاهده است، یعنی شوکهای مثبت و منفی با بزرگی یکسان تأثیر یکسانی را بر روی نااطمینانی تورمی ندارند، بلکه این تأثیرها متفاوت است، همچنین نااطمینانی تورمی به صورت مستقیم با تورم رابطه دارد.

در مورد رابطه‌های کوتاه مدت و بلندمدت تورم و نااطمینانی تورمی نیز کارها و تحقیقات متنوعی انجام شده است. در اکثر این تحقیقات برای تفکیک و تجزیه نااطمینانی‌های کوتاه مدت و بلند مدت و نشان دادن روند این دو شاخص، از پارامترهای متغیر در طول زمان استفاده کرده‌اند. یعنی فرض شده است که در بلند مدت ضرایب مربوط به مدلهای موجود متغیر هستند. برای محاسبهٔ این ضرایب نیز از دو روش مدل‌های مارکوف– سوئیچینگ و یا مدل‌های حالت– فضا استفاده کرده‌اند.

ایوانس و واکتل (۱۹۹۳)، با استفاده از مدلهای مارکوف – سوئیچینگ و با استفاده از مدلهای AR و عبارت گام تصادفی و همچنین استفاده از داده‌های فصلی شاخص CPI ایالات متحده (۱۹۹۱$Q۴$ – ۱۹۵۵ $Q۱$)، به این نتیجه رسیده‌اند که نااطمینانی تورمی در تمامی افقهای پیش‌بینی در سال ۱۹۶۸ افزایش یافته است و تا سال ۱۹۸۴ به سطح موجود در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۶۰ نرسیده است.

در نهایت کونتونیکاس (۲۰۰۴)، با استفاده از داده‌های ماهانه و فصلی CPI کشور انگلستان و برای دورهٔ ۲۰۰۲ – ۱۹۷۲ و با استفاده از تکنیکهای مختلف

www.SID.ir

Archive of SID

مدل‌های GARCH اثرات بلندمدت و کوتاه مدت نااطمینانی تورمی را مورد بررسی قرار داده است. وی در این کار تحقیقی، با استفاده از مدل‌های Component GARCH، اثرات را به دوبخش موقت و دایم تجزیه کرده است تا با این کار، اثرات بلند مدت نااطمینانی تورمی را هر چه بیشتر مورد مطالعه قرار دهد. همچنین وی برای بحث متقارن و نامتقارن نیز از مدل‌های TGARCH استفاده کرده است. در نهایت نتیجه‌ای که وی از کار تحقیقی خودش گرفته است به صورت زیر است : «نتایج حاصل از مدلهای متقارن، نامتقارن و بخشی GARCH، یک رابطهٔ مثبتی را بین تورم گذشته و نااطمینانی آینده نشان می‌دهند و در راستای علیت فریدمن – بال می‌باشد».

در ایران نیز خیابانی (۱۳۷۵)، در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود، با تحلیل رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران برای دوره ۱۳۴۷:۱۲- ۱۳۴۰:۱ به یک رابطه مثبت بین تورم و نااطمینانی تورمی رسیده است.

۸- نااطمینانی تورمی در ایران

شروع دورهٔ تورمی در ایران به دههٔ ۱۳۵۰ برمی‌گردد، در این دهه وجود شوکهای نفتی (افزایش قیمت نفت) از جمله دلایل اساسی افزایش تورم در ایران بوده است به طوری که در دههٔ ۴۰ میانگین نرخ تورم ۲ درصد و انحراف معیار آن ۵٪ بوده، در حالی که در دههٔ ۵۰ میانگین نرخ تورم به ۱۱/۳ درصد و انحراف معیار آن به ۹٪ رسیده است. وقوع انقلاب اسلامی در ۱۳۵۷ و تحولات سیاسی و اجتماعی ایران در سالهای بعد از ۱۳۵۸، جنگ هشت ساله، فشارهای بودجه‌ای، افزایش نقدینگی برای تأمین کسری بودجهٔ دولتی، محدودیتهای طرف عرضه، افزایش جمعیت، فشار تقاضا و شکل گیری انتظارات تورمی از عوامل مهم در افزایش تورم در دهه‌های ۱۳۶۰ و ۷۰ در ایران بوده است به طوریکه در دهه ۶۰، میانگین تورم ۱۵ درصد و انحراف معیار آن برابر ۵٪ بوده و در نیمه اول دهه ۷۰ میانگین تورم ۳۱٪ و انحراف معیار آن ۱۱٪ می‌باشد.

بنابراین استنباط بر آن است که وجود نرخهای رو به رشد تورم و همچنین بی‌ثباتی قیمتها، هزینه‌هایی را از طریق نااطمینانی تورمی بر اقتصاد تحمیل کرده باشد. بدین مفهوم که بی‌ثباتی و نوسانات شدید قیمتها باعث افزایش نااطمینانی بنگاههای اقتصادی نسبت به تورم آینده و سیاستهای ضد تورمی دولت شده باشد، و این مسأله کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و فعالیتهای تولیدی اقتصادی را به همراه داشته باشد به طوری که منابع اقتصادی به جای وارد شدن به بخشهای تولیدی، جذب بخشهای غیرمولد اقتصاد گردند.

برای اثبات فرضیه فوق بایستی بتوانیم نااطمینانی را در ایران اندازه‌گیری نموده و ارتباط آن را با تورم مورد آزمون قرار دهیم. اما نقطه بسیار حایز اهمیت امکان اثرات متفاوت تورم بر نااطمینانی تورمی در کوتاه مدت و بلند مدت می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

به طوری که کلاین (۱۹۷۷)، در مطالعهٔ خود توضیح می‌دهد که نااطمینانی تورمی می‌تواند رفتارهای متفاوتی را در کوتاه مدت و بلند مدت از خود نشان دهد. لذا ممکن است نااطمینانی تورمی در کوتاه مدت و بلند مدت اثر متفاوتی را بر تصمیمات افراد داشته باشد. در این راستا مطالعه حاضر برای اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی از مدلهای TGARCH و حالت – فضا جهت اندازه گیری پارامترهای متغیر در طول زمان استفاده کرده‌است.

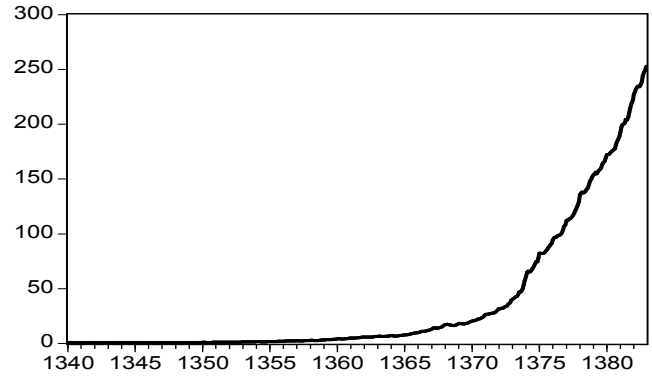
۸- تحلیل داده‌ها

در این مقاله از داده‌های تعدیل شده فصلی شاخص قیمتی مصرف کننده CPI به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ جهت محاسبهٔ نرخ تورم استفاده شده است. همچن نرخ تورم از فرمول زیر محاسبه شده است.

$$\pi_t = (\ln cpi_t - \ln cpi_{t-1}) \times 100 \qquad (۱۰)$$

که در آن π_t نرخ تورم و CPI_t شاخص قیمتی مصرف کننده در زمان t می‌باشد. نرخ تورم به صورت ماهانه برای دورهٔ ۱۳۸۲ M12 – ۱۳۴۰M1 محاسبه شده است. نمودار ۱ و ۲ در قسمت پیوست مقاله حاضر، به ترتیب روند سری زمانی CPI و π_t را نشان می‌دهد.

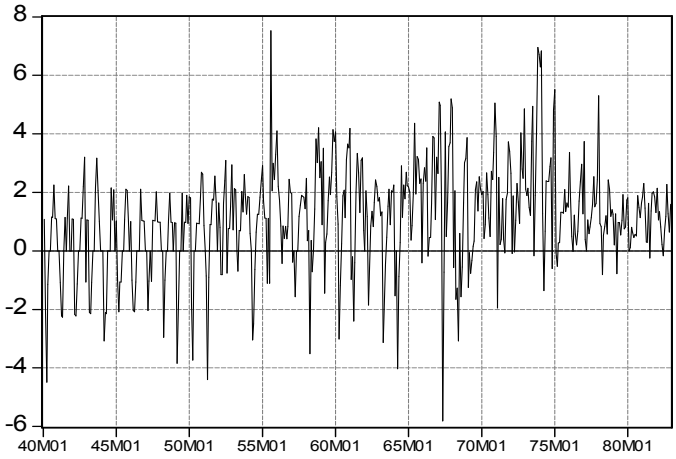
نمودار ۱ : سری زمانی شاخص قیمتی مصرف کننده (CPI) به قیمت ثابت سال۷۶ ۱۳



www.SID.ir

Archive of SID

نمودار۲ : نمودار سری زمانی نرخ تورم



۹- آزمون ریشه واحد

جهت انجام آزمون ریشه واحد و تعیین مانایی و عدم مانایی متغیرهای مورد استفاده در این مقاله (نرخ تورم)، از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته[1] (ADF) و فیلیپس پرون[2] (PP) استفاده می‌کنیم. نتایج حاصل از آزمون ADF درجدول ۱ آورده شده است. همانطور که از جدول هم مشخص است سری زمانی داده‌های تورمی π_t در سطح معنی‌داری ۱۰٪ ریشه واحد ندارد و فرضیهٔ H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد برای سری زمانی به نفع فرضیه H_1، عدم وجود ریشه واحد، رد می‌شود.

جدول ۱ : نتایج حاصل از آزمون ریشهٔ واحد ADF و PP

آزمون	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.70990	0.07300
Phillips-Perron test statistic	-12.33937	0.0000

امّا به دلیل اینکه احتمال همبستگی سریالی در سری زمانی تورم وجود دارد و چون آزمون ADF در این مورد نارسایی دارد بنابراین برای آزمون ریشه واحد از آزمون فیلیپس – پرون استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمون نیز در جدول یک آمده است.

[1] Augmented Dickey-Fuller (ADF)
[2] Phillips-Perron (PP)

www.SID.ir

Archive of SID

داده‌های بدست آمده از آزمون PP نشان دهندهٔ عدم وجود ریشه واحد در سری زمانی π_t و بیانگر مانایی این داده‌های تورمی است. آمارهٔ آزمون بدست آمده برابر ۱۲/۳۳۹۳۷- می‌باشد که به طور بارز و معنی‌داری متفاوت از مقادیر بحرانی موجود در جدول می‌باشد.

۱۰- برآورد و تعیین مدل کوتاه مدت به روش باکس - جنکینز[1] (مدل با ضرایب ثابت)

جهت برآورد و تصریح مدل با استفاده از نمودار Correlogram تعدادی از معادلات را تخمین زدیم و براساس معیار آکایک – شوارتز[2] و با توجه به سایر معیارها از جمله R^2 و R^2 تعدیل شده و انحراف معیار خطاها، دست به انتخاب مدل زدیم.

در نهایت مدل انتخاب شده به صورت زیر می‌باشد:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_{10} \pi_{t-10} + \beta_{12} \pi_{t-12} + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

در آزمونهای تجربی انجام شده مدل (۱۱) نسبت به بقیه مدل‌ها، دارای بیشترین R^2 و $\overline{R}^2$ تعدیل شده است. همچنین مقادیر آکاییک، شوارتز و انحراف معیار خطاهای این معادله از بقیه مدل‌ها کوچکتر است.

لازم به ذکر است که در ادامهٔ تصریح مدل سعی کردیم متغیر روند را نیز به آن اضافه کنیم که در نهایت به این نتیجه رسیدیم که این متغیر درمدل معنی‌دار نیست، به همین جهت در تصریح مدل، این متغیر را وارد نکردیم.

۱۱- آزمون نیکویی برازش

در ادامه مقاله آزمون وجود ویا عدم وجود همبستگی سریالی با استفاده از آزمون‌های آمارهٔ Ljung – Box Q و آزمون ضریب لاگرانژ[3] بروش-گودفری[4] را انجام دادیم. هر دو آزمون مؤید این موضوع بودند که بین باقی مانده‌های حاصل از مدل و نرخ تورم، به ترتیب، همبستگی و همبستگی سریالی وجود ندارد.

همچنین آزمون ضریب لاگرانژ بروش – گودفری برای همبستگی سریالی نشان دهندهٔ عدم وجود همبستگی سریالی بین پسماندهای حاصل از مدل و نرخ تورم می‌باشد.

همچنین به دلیل اینکه اقتصاد ایران در طول دوره مورد بررسی دارای نوسانات ساختاری متعددی بوده است و چون بررسی شکست ساختاری به صورت

---

[1] Box – Jenkins
[2] Akaike – Schwarz
[3] Lagrange Multiplier
[4] Breusch - Godfrey

www.SID.ir

Archive of SID

نقطه‌ای نتایج درستی را به دست نمی‌دهد. بنابراین از آزمون CUSUM جهت تعیین وجود و یا عدم وجود شکست ساختاری استفاده کردیم. نتایج نشان می‌دهد معادله کوتاه مدت (۱۱) در سطح معنی داری ۰،۰۵ هیچ شکست ساختاری در طول دوره مورد بررسی نداشته است.

۱۲- آزمون ناهمسانی واریانس و تشخیص مدل ARCH و GARCH

حال بعد از انجام آزمونهای اولیه بر روی مدل کوتاه مدت به تعیین و تخمین مدل ARCH و GARCH می‌پردازیم. ابتدا با انجام آزمون ناهمسانی واریانس LM طبق پیشنهاد انگل (۱۹۸۲)، رتبه مدل ARCH و GARCH مناسب را تعیین می‌کنیم.

با انجام این آزمون و با توجه به معیار آکاییک – شوارتز به مدل GARCH(1,1) رسیدیم. بنابراین مدل کوتاه مدت به صورت زیر می‌باشد

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_{10} \pi_{t-10} + \beta_{12} \pi_{t-12} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

$h_t = d + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}$ که در آن h_t همان واریانس شرطی کوتاه مدت میباشد.

همچنین برای اینکه بتوانیم اثر شوکهای تورمی منفی و مثبت با بزرگی یکسان را بر روی نااطمینانی تورمی بسنجیم لازم است تا از مدلهای asymmetric استفاده کنیم. بنابراین در صدد تخمین مدل TGARCH خواهیم بود. نتایج حاصل از تخمین مدل TGARCH(1,1) در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲: نتایج حاصل از تخمین مدل TGARCH(1,1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
β_0	0.14984	0.06372	2.35164	0.01870
π_{t-1}	0.27312	0.03424	7.97762	0.00000
π_{t-10}	0.16688	0.02831	5.89505	0.00000
π_{t-12}	0.41909	0.03073	13.63788	0.00000
Variance Equation				
d	0.10332	0.03003	3.44066	0.00060
α_1	0.27022	0.04595	5.88019	0.00000
λ	-0.29280	0.04604	-6.36006	0.00000
α_2	0.83900	0.02875	29.18536	0.00000

www.SID.ir

Archive of SID

تمامی ضرایب تخمین زده شده در مدل، به صورت خیلی بالایی معنی دار هستند. در نهایت می‌توان معادله میانگین و واریانس مدل TGARCH(1,1) را به صورت زیر نوشت:

$$\pi_t = 0.14984 + 0.27312\ \pi_{t-1} + 0.16688\ \pi_{t-10} + 0.41909\ \pi_{t-12} + \varepsilon_t$$

$$h_t = 0.10332 + 0.27022\varepsilon_{t-1}^2 - 0.29280 * D * \varepsilon_{t-1}^2 + 0.83900 h_{t-1}$$

به طوری که در معادله واریانس، $D = 0$ اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ و $D = 1$ خواهد بود اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$.

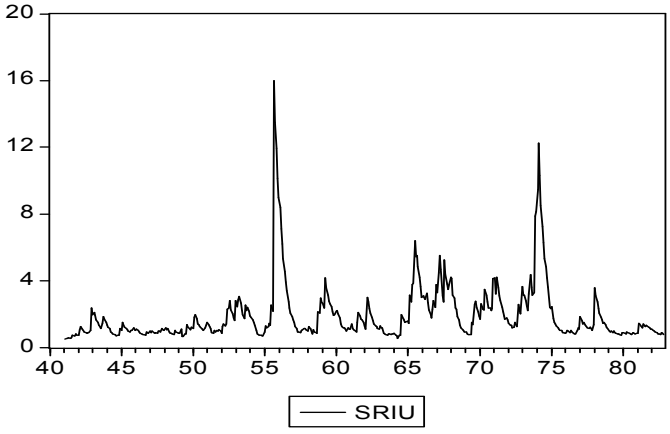
در قسمت ۶-۱ گفتیم که h_t همان واریانس شرطی مدل و در نتیجه جانشینی برای نااطمینانی تورمی خواهد بود. همچنین در بحث مدلهای TGARCH مطرح شد که اگر λ (ضریب D) منفی باشد نشان دهنده این موضوع خواهد بود که شوکهای تورمی منفی و مثبت با بزرگی یکسان اثرات متفاوتی را بر روی نااطمینانی تورمی خواهد گذاشت و لذا بحث عدم تقارن صحیح خواهد بود. یعنی در روند کوتاه مدت شوکهای تورمی مثبت بیشتر از شوکهای تورمی منفی بر روی نااطمینانی تورمی تاثیر می‌گذارد.

۱۲-۱- محاسبه نااطمینانی تورمی برای مدل کوتاه مدت (مدل با ضرایب ثابت)

دیدیم که مدل کوتاه مدت (مدل با ضرایب ثابت) از مدلهای GARCH تبعیت می‌کند بنابراین واریانس شرطی حاصل از مدل یعنی h_t، همان نااطمینانی تورمی خواهد بود.

اگر سری زمانی مربوط به h_t را محاسبه کنیم نااطمینانی تورمی کوتاه مدت به دست می‌آید که این سری را SRIU می‌نامیم. این سری زمانی در نمودار ۳ نشان داده شده است.

نمودار ۳: نمودار سری زمانی نااطمینانی تورمی کوتاه مدت (SRIU)



www.SID.ir

Archive of SID

همانطور که از نمودار سری زمانی نااطمینانی تورمی کوتاه مدت نیز مشخص است نوسانات شدید در نمودار، مربوط به دوره‌هایی می‌شود که یا در این دوران شرایط حاد سیاسی بر کشور حاکم و یا اینکه اقتصاد کشور شاهد شرایط بد اقتصادی بوده‌است. مثلاً در سال ۱۳۵۳ و حول و حوش آن شاهد نوسانات شدید نااطمینانی تورمی هستیم که نشان از سالهای تورمی شدید در این دوران می‌باشد و یا در سالهای آغازین انقلاب اسلامی شاهد نوسانات زودرس و شدید در نااطمینانی تورمی هستیم که این نوسانات در سالهای ۱۳۵۶ و ۵۷ به اوج خود رسیده است. همچنین در سال ۱۳۵۹ با شروع جنگ ایران و عراق دوباره شاهد نوسان شدید نااطمینانی تورمی کوتاه مدت هستیم. در سالهای بعد از جنگ و طی سالهای تعدیلات اقتصادی نبز این نوسانات کاملا به چشم می‌خورد.

۱۳- تخمین مدل بلند مدت (مدل با ضرایب متغیر در طول زمان)

حال با استفاده از مدلهای حالت – فضا به تخمین مدل بلند مدت می‌پردازیم. در تخمین بلند مدت (مدل با ضرایب متغیر) نوع مدل و تصریح مدل، همان مدلی است که برای حالت کوتاه مدت استفاده کردیم. یعنی همان مدل و معادله ۱۲، فقط تنها تفاوتی که در اینجا وجود دارد این است که ضرایب مدل در حالت بلندمدت در طول زمان متغیر هستند و ضرایب خودشان تابعی خطی از ضرایب گذشته خواهند بود. یعنی حالت کلی مدل به صورت زیر خواهد بود

$$\pi_t = \beta_{0t} + \beta_{1t}\pi_{t-1} + \beta_{10\,t}\pi_{t-10} + \beta_{12\,t}\pi_{t-12} + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

که در آن ضرایب $\beta_{0t,}\beta_{1t},\beta_{10t},\beta_{12t}$ در طول زمان متغیر بوده و تابعی از وقفه‌های گذشتهٔ خودشان هستند. که این ضرایب به صورت گام تصادفی(Random Walk) تخمین زده می‌شود. معادلات مربوط به این ضرایب به صورت زیر است:

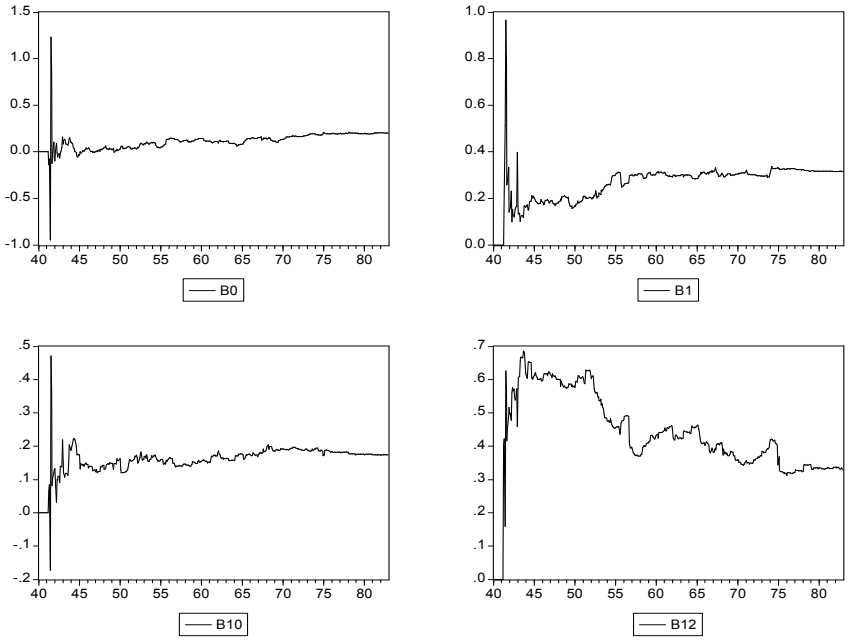
$$\begin{aligned}
\beta_{0t} &= \beta_{0t-1} + \varepsilon_{0t} \\
\beta_{1t} &= \beta_{1t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (۱۴) \\
\beta_{10t} &= \beta_{10t-1} + \varepsilon_{10t} \\
\beta_{12t} &= \beta_{12t-1} + \varepsilon_{12t}
\end{aligned}$$

این معادلات به وسیله نرم‌افزار eviews 4.1 تخمین زده شدند. و در نهایت سری زمانی مربوط به β ها به دست آمد. نمودار سری زمانی ضرایب تخمین زده شده در نمودار ۴ مشاهده می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۴ : سری زمانی ضرایب مدل بلند مدت



همانطورکه نمودار ۴ نیز نشان می‌دهد ضریب β_0 به غیر از سالهای اول در بقیه سالهای دوره مورد مطالعه نوسانات خیلی کمی داشته است. بطوری که حتی می‌توان گفت که این روند بعد از مدتی تقریبا تبدیل به یک روند خطی می‌شود.

ضریب β_1 در سالهای قبل از سال ۱۳۵۵ دچار نوسانات شدید غیر منظم است. اما در خلال دوره ۱۳۶۰-۱۳۵۰ به صورت فزاینده روند رو به بالایی را داشته است. این روند بعد از دهه ۶۰، تبدیل به یک روند ثابت خطی می‌شود. ضریب β_{10} نیز کم و بیش شبیه روند β_1 می‌باشد.

اما در بین این ضرایب تخمین زده شده، ضریب β_{12} دارای نوسانات خیلی شدید می‌باشد. اما این نوسانات در مراحل اولیه فزاینده و در مراحل بعدی کاهنده است که در نهایت این روند به سمت خطی شدن در اواخر دوره پیش می‌رود.

۱۴- محاسبهٔ نااطمینانی تورمی برای مدل بلندمدت (مدل با ضرایب متغیر)

همانند مدل کوتاه مدت، حال بعد از اینکه معادله بلند مدت را بدست آوردیم در این قسمت واریانس شرطی مدل بلند مدت را محاسبه می‌کنیم تا به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی بلند مدت مورد استفاده قرار گیرد.

همانطور که در قسمت معادلات حالت فضا اشاره کردیم واریانس شرطی معادله به صورت زیر خواهد بود.

$$VAR(y_t \left| \Psi_{t-1}) = VAR(\varepsilon_{t|t-1}) = F_{t|t-1}\right.$$

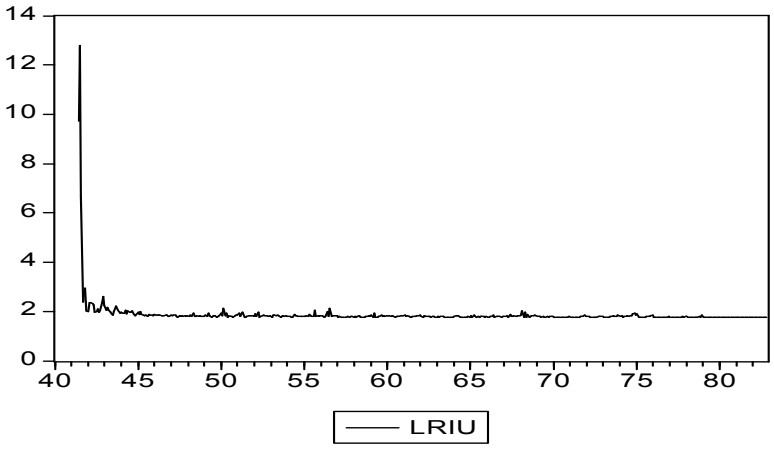
www.SID.ir

Archive of SID

$$F_{t|t-1} = VAR(\varepsilon_{t|t-1}) = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t$$

بنابراین با توجه به این معادلات و مدل بلند مدت تخمین زده شده، نااطمینانی تورمی بلند مدت را محاسبه کرده و آن را LRIU [1] می‌نامیم. روند سری زمانی نااطمینانی تورمی بلند مدت در نمودار ۵ نشان داده شده است. همانطور که این نمودار نیز نشان می‌دهد، نااطمینانی تورمی بلند مدت به غیر از چند سال اول دوره، در بقیه طول دوره مورد بررسی، تقریبا عدد ثابتی بوده است. یعنی اینکه با توجه به مدل تخمینی بلند مدت، اقتصاد ایران در بلند مدت دچار نوسانات نااطمینانی تورمی بلند مدت نبوده است. به عبارت دیگر عاملین اقتصادی در تصمیم گیریهایشان زیاد به روند بلند مدت حساس نبوده‌اند.

نمودار ۵ : نمودار سری زمانی نااطمینانی تورمی بلند مدت (LRIU)



۱۵- تعیین رابطهٔ بین تورم و نااطمینانی تورمی

۱۵-۱- رابطهٔ بین تورم و نااطمینانی تورمی کوتاه مدت

حال می‌خواهیم با استفاده از مدل سادهٔ OLS رابطهٔ این متغیر به عنوان متغیر وابسته و نرخ تورم با وقفهٔ یکساله (π_{t-1}) به عنوان متغیر مستقل را بدست آوریم. بنابراین حالت کلی مدلی که می‌خواهیم تخمین بزنیم به صورت زیر خواهد بود.

$$SRIU_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \qquad (۱۵)$$

دقت داشته باشید که نرخ تورم به کار رفته در این مدل به صورت وقفه‌ای از نرخ تورم می‌باشد. یعنی وقفهٔ یکساله به آن داده‌ایم، دلیل این امر هم کاملاً روشن و واضح است، چون ما می‌خواهیم درسال t میزان تأثیر π_t بر روی نااطمینانی حاصل ازآن که هنوز مشاهده نشده است را در سال t + ۱ مشخص کنیم، بنابراین لازم است که وقفه‌ای به نرخ تورم بدهیم.

1-Long Run Inflation Uncertainty

www.SID.ir

Archive of SID

همچنین باید اضافه شود که در اکثر مطالعات انجام یافته قبلی از سه حالت و شکل نرخ تورم استفاده شده است. **نرخ تورم معمولی، قدر مطلق نرخ تورم و مربع نرخ تورم**. دلیل این امر هم به همان بحث تقارن و عدم تقارنی برمی‌گردد که در قسمتهای قبلی توضیح دادیم.

حال برای بررسی این سه حالت در کوتاه مدت سه مدل OLS معمولی را تخمین می‌زنیم.

مدل و روابط کوتاه مدت		
ضرایب بدست آمده برای متغیر مستقل تورم (β_1)	**مدل تخمین زده شده**	**متغیر مستقل**
0.229452	$SRIU_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 SRIU_{t-1} + \varepsilon_t$	π_{t-1}
0.245847	$SRIU_t = \beta_0 + \beta_1 \lvert\pi_{t-1}\rvert + \beta_2 SRIU_{t-1} + \varepsilon_t$	$\lvert\pi_{t-1}\rvert$
0.062911	$SRIU_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1}^2 + \beta_2 SRIU_{t-1} + \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1}$	π_{t-1}^2

بعد از تخمین مدل اول، ضریب بدست آمده برای π_{t-1}، برابر 0.2294 می‌باشد. این عدد به این معنی است که اگر در سال $t-1$، مقدار نرخ تورم به میزان یک واحد تغییر کند در سال t، میزان نااطمینانی تورمی به اندازه 0.23 واحد افزایش خواهد یافت و همچنین این تغییر به صورت مستقیم با تغییرات نرخ تورم ارتباط دارد و در یک کلام رابطه بین این دو متغیر در کوتاه مدت مثبت است.

در مدل دوم و سوم مقدار نرخ تورم، به ترتیب، به صورت قدرمطلق و مربع نرخ تورم وارد شده است دلیل این امر نیز به بحث تاثیر متفاوت نرخهای منفی و مثبت تورمی برمی‌گردد. در این حالت ما فقط به بزرگی تغییرات نرخ تورم توجه داریم نه به علامت تغییرات آن. همانطور که نتایج بدست آمده از مدلهای تخمینی نیز نشان می‌دهد رابطه بدست آمده بین دو متغیر تورم و نااطمینانی تورمی کوتاه مدت، جدای از علامت آن، یک رابطه مثبت است. مثلا اگر نرخ تورم به اندازه یک واحد افزایش و یا کاهش پیدا کند نرخ تورم کوتاه مدت به اندازه 0.25 افزایش خواهد یافت.

۱۵-۲- رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در بلند مدت

در نمودار چهارم دیدیم که نااطمینانی تورمی بلند مدت به غیر از چند سال اول در بقیه طول دوره یک روند ثابت و بدون تغییر دارد. مقدار آن نیز تقریبا برابر ۲ می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی بلند مدت رابطه معنی داری وجود ندارد. یعنی اگر عاملین اقتصادی در بلند مدت بخواهند یک تصمیم اقتصادی را

www.SID.ir

Archive of SID

برنامه‌ریزی بکنند این تصمیم با نااطمینانی همراه نخواهد بود و آنها خواهند توانست نوسانات تورم آینده را با توجه به اطلاعات در دسترس پیش بینی کرده و سپس تصمیم گیری کنند. این نتیجه در راستای نظریات انتظارات عقلایی و تطبیقی می‌باشد.

۱۶- پیشنهادهای سیاستی و پژوهشی

در این قسمت طبق نتایج ویافته‌های مقاله حاضر سعی در ارائه پیشنهادهای سیاستی و پژوهشی داریم که می تواند برای کارهای سیاستی و پژوهشی افراد دیگر مورد استفاده قرار گیرد.

۱- در این مقاله، در روند کوتاه مدت به این نتیجه رسیدیم که بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی یک رابطه مثبت وجود دارد بنابراین هر متغییری که موجب افزایش نرخ تورم در ایران شود به تبع این رابطه مثبت، موجب افزایش نااطمینانی تورمی و در نتیجه افزایش هزینه‌های عاملین اقتصادی وکاهش رفاه جامعه نیز خواهد شد. بنابراین سیاست های هدف تورمی[1] می‌تواند در کاهش این هزینه ها و رفاه جامعه کاملا مفید واقع شود.

۲- طبق یافته های تحقیق حاضر، در کوتاه مدت رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی شدیدتر از حالت بلند مدت می باشد. بنابراین با لحاظ این موضوع در اتخاذ تصمیم‌های سیاستی می توان بطور بارزی از کاهش رفاه جامعه جلو گیری کرد. برای مثال یک سری سیاستها وجود دارد که خیلی سریع و درخیلی کوتاه مدت تاثیرات خود را بر روی اقتصاد می‌گذارد و در عوض سیاستهایی وجود دارند که تاثیر آنها سریع و کوتاه مدت نیست. بنابراین سیاستهای نوع اول می تواند ابزار مناسبی برای کنترل بحث های مربوط به تورم در کوتاه مدت باشد که بتواند تاثیر کمتر خود را بر روی نااطمینانی بر جای گذارد.

۳- در قسمت‌های قبلی در مورد تاثیر نااطمینانی تورمی بر روی فعالیت‌های حقیقی عاملین اقتصادی بحث کردیم. بنابراین پیشنهاد می شود افرادی که به دنبال کار تحقیقاتی جدید در ایران هستند، می توانند تاثیر متغیر نااطمینانی تورمی بر روی یکی از متغیرهای حقیقی اقتصادی را مورد برآورد و تحلیل قرار دهند. مثلا می توانند اثر نااطمینانی تورمی را بر روی سرمایه گذاری تحلیل کنند.

۴- در بحث بلند مدت علاوه بر روش حاضر که در این تحقیق استفاده شده است(مدل های حالت – فضا) در تحقیقات مختلفی که در سطح دنیا انجام شده است، از روش های دیگری مانند روش مارکوف – سوئیچینگ، روش ARDL و .... نیز استفاده شده است که محققین بعدی می توانندبا استفاده از این مدل‌ها نیز کارهای مفید و جدید دیگری انجام دهند.

[1] Inflation Targeting

www.SID.ir

Archive of SID

۱۷- فهرست منابع

۱- خیابانی، ناصر، ۱۳۷۵، **بررسی رابطه بین نااطمینانی تورمی و تورم در ایران**، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

۲- عباسی، موسی، ۱۳۸۴، **بررسی رابطه بین نااطمینانی تورمی و تورم در ایران با استفاده از مدلهای GARCH و حالت-فضا**، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

3- Apergis, Nicholas, 2004*, Inflation, Output Growth, Volatility and Causality: Evidence from Panel Data and the G7 Countries,* Economics Letters 83, 185–191.

4- Ball, L., 1992. *Why does Higher Inflation Raise Inflation Uncertainty?* J. Monetary Econ. 29, 371–378.

5- Ball, L., Cecchetti, S., 1990. *Inflation Uncertainty at Short and Long Horizons*. Brooking Pap. Econ. Activity 1, 215–245.

6- Bollerslev, T., 1986. *Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*. J. Eonometrics 31, 307–327.

7- Brunner, A., Hess, G., 1993. *Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State-Dependent Conditional Heteroskedasticity Aproach.* J. Bus. Econ. Statistics 11, 187–197.

8- Caporale, T., McKiernan, B., 1997, *High and Variable Inflation: Further Evidence on the Friedman Hypothesis,* Economics Letters 54, 65–68.

9- Cecchetti, S. 1993, *Comment on 'Inflation Uncertainty, Relative Price Uncertainty, and Investment in U.S. Manufacturing,* Journal of Money, Credit, and Banking 25 (3, Part 2): 550–54.

10- Coletti, D., O'Reilly, B., 1998, *Lower Inflation: Benefits and Costs*, Bank of Canada Review Autumn

11- Crawford, A., Kasumovich, M., 1996, *Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?* , Bank of Canada, Ottawa Ontario Canada K1A 0G9

12- Cukierman, A., Wachtel, P., 1979, *Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation,* American Economic Review, 595–609.

13- Davis, G.K., Kanago B.E., 1996, *on Measuring the Effect of Inflation Uncertainty on Real GNP Growth,* Oxford Economic Papers 48, 163-175.

14- Enders, Walter, 1995, *Applied Econometric Time Series,* First ed, John Wiley and Sons Press, USA.

15- Engle, R. 1990. *"Discussion."* Review of Financial Studies 3: 103-106.

16- Engle, R. and D. Kraft. 1983, *Multiperiod Forecast Error Variances of Inflation Estimated From ARCH Models***.**" In A.

www.SID.ir

Archive of SID

Zellner (ed.), Applied Time Series Analysis of Economic Data, 293-302.

17- Engle, R., 1982. *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation.* Econometrica, 50, 987–1007.

18- Evans, M. and P. Wachtel. 1993*, Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty,* Journal of Money, Credit and Banking 25: 475-511.

19- Evans, M., 1991. *Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty*, J. Money Credit Banking 23, 169–184.

20- *Eviews 4 User's Guide*, www.eviews.com .

21- Fischer, S., 1981. *Towards an Understanding of the Costs of Inflation:* II. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 15, 5–41.

22- Foster, E., 1978, *The Variability of Inflation*, Review of Economics and Statistics 60, 346–350.

23- Fountas, S., Karanasos, M., Karanasou, M., 2000, *A GARCH Model of Inflation and Inflation Uncertainty with Simultaneous Feedback,* University of York Discussion Paper 2000y24.

24- Fountas, Stilianos, 2001, *The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in the UK: 1885–1998,* Economics Letters 74 (2001) 77–83.

25- Friedman, M., 1977, *Nobel Lecture: Inflation and Unemployment*. J, Polit. Econ. 85, 451–472.

26- Golob, J. 1993, *Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Variability: A Survey,* Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper 93-15.

27- Golob, J. 1994, *Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?*, Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review 79: 27-38.

28- Grier, K., Perry, M., 1998, *On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries,* Journal of International Money and Finance 17, 671–689.

29- Grier, K.B., Perry, M.J., 2000, *The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M evidence,* Journal of Applied Econometrics 15 (January– February), 45–58

30- Hafer, R.W., 1986, *Inflation uncertainty and a Test of the Friedman Hypothesis,* Journal of Macroeconomics 8 (summer), 365–372.

31- Hamilton, J., 1994, *Time Series Analysis.* Princeton University Press.

www.SID.ir

Archive of SID

32- Holland, S. 1993, *Comment on Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty*, Journal of Money, Credit and Banking 25: 514-520.
33- Johnson, D., 2002, *The Effect of Inflation Targeting on the Behavior of Expected Inflation: Evidence from an 11 Country Panel,* J. Monetary Econ. 49, 1521–1538.
34- Joyce, M., 1995. *Modelling UK Inflation Uncertainty: the Impact of News and the Relationship with Inflation,* Bank of England Working Paper 30.
35- Kontonikas, A., 2004, *Inflation and Inflation Uncertainty in the United Kingdom, Evidence from GARCH Modeling,* Economic Modeling 21 (2004) 525–543.
36- Lee, K., Ni¸ S., 1995, *Inflation Uncertainty and Real Economic Activities,* Applied Economics Letters 2 (November), 460–462.
37- Lucas Jr., R., 1976. *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy 1, 19–46
38- Okun, A. 1971, *The Mirage of Steady Inflation,* Brookings Papers on Economic Activity 2: 485-498.
39- Ricketts, N. and D. Rose 1995*, Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in the G7 Economies."* Bank of Canada Working Paper 95-6.
40- Taylor, J., 1981*, On the Relation between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate,* Carnegie Rochester Conferences Series on Public Policy , 5, 57–86.
41- Taylor, J.B., 1980. *Aggregate Dynamics and Staggered Contracts.* Journal of Political Economy, 88, (February) , 1–23.
42- Tommassi, M., 1994, *The Consequences of Price Instability on Search Markets: Toward Understanding the Effects of inflation,* American Economic Review 84, 1385–1396.
43- Ungar, M., Zilberfarb, B., 1993, *Inflation and its Unpredictability — Theory and Empirical Evidence,* Journal of Money, Credit¸ and Banking 25, 709–720.
44- Vitek, Francis, 2002*, An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationships Among Inflation, Inflation Uncertainty,* Relative Price Dispersion, and Output Growth.
45- Wu, J., Chen, S., Lee, H., 2003, *Sources of Inflation Uncertainty and Real Economic Activity,* Journal of Macroeconomics 25,

www.SID.ir

Archive of SID

The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in Iran, Evidence from GARCH and State-Space Modeling (1961 2003)

Abstract

Many economists believe that the main channel that inflation makes its harmful impacts on economy is the inflation uncertainty. Inflation uncertainty by its ex-ante and ex-post effects influences the economic agent's real activities and hence causes serious costs on economy.

Thus, determining the relationship between inflation and inflation uncertainty can help the policy makers to make appropriate decisions and prevent economy from bearing such costs.

In this study our main goals were: first, measuring the inflation uncertainty, second determining the relationship between inflation and inflation uncertainty both in short and long run.

The results show that the relationship between these variables in short run is positive. But in the long run there is no relationship. Also in the short run, negative inflation shocks have less effect on inflation uncertainty, comparing with positive ones.

Keywords:

Inflation, Inflation Uncertainly, Asymmetry ARCH, ،GARCH ،STATE-SPACE

www.SID.ir