

آیا ناطمینانی تورم با سطح تورم تغییر می‌کند؟

احمد تشکینی*

تاریخ دریافت: ۸۴/۹/۱۵ تاریخ پذیرش: ۸۴/۴/۲۱

چکیده

هدف این مطالعه آزمون این فرضیه است که ناطمینانی تورم در سطوح بالاتر تورم افزایش می‌یابد. این تحلیل براساس مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته (GARCH)، که این امکان را فراهم می‌کند تا واریانس شرطی جمله خطای طول زمان تغییر کند، استوار است. از آنجایی که این واریانس به عنوان جانشینی برای ناطمینانی تورم است، ارتباط مثبت بین واریانس شرطی و تورم به عنوان شاهدی بر این که ناطمینانی تورم همراه با سطح تورم افزایش می‌یابد، تفسیر می‌شود. یافته‌ها نشان می‌دهد که تورم علت ناطمینانی تورم است (به عبارتی رابطه مثبت و معناداری بین تورم و ناطمینانی تورم وجود دارد). برطبق این نتایج، بنک مرکزی می‌تواند با اعمال سیاست‌های ضدتورمی در جهت کاهش ناطمینانی تورم گام بردارد.

.P24, E31: JEL

کلید واژه: تورم، ناطمینانی تورم، ناطمینانی رژیم، تخصیص منابع، مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته.

۱- مقدمه

نااطمینانی تورم به عنوان یکی از هزینه‌های مهم تورم بحساب می‌آید، بدان دلیل که ناطمینانی در خصوص تورم آتی منجر به انحراف تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌شود. این انحراف بدان جهت که ارزش حقیقی پرداخت‌های

* دانشجوی دکتری (D.Ph) اقتصاد دانشگاه تهران و پژوهشگر دفتر مطالعات اقتصادی
Email: Ahmadtashkini111@yahoo.com

اسمی آتی^۱ نامشخص خواهد بود، رخ می‌دهد و اثرات نامطلوبی بر کارایی تخصیص منابع^۲ و سطح فعالیت اقتصادی بر جای می‌گذارد (فیشر ۱۹۸۱، گولوب ۱۹۹۳ و هلند ۱۹۹۳).

ماهیت تصادفی شوک‌ها^۳ و دانش ناقص^۴ از ساختار بازار از جمله عواملی هستند که باعث می‌شوند ناظمینانی تورم تحت هر رژیم سیاسی باقی بماند. اگرچه ناظمینانی را نمی‌توان بهطور کامل از بین برد ولیکن این امکان وجود دارد تا ناظمینانی تورم را از طریق تطبیق یک رژیم سیاسی خاص حداقل کرد. از آنجایی که براساس مدل‌های تئوریک ناظمینانی تورم با سطح تورم افزایش می‌یابد، این امکان وجود دارد که هزینه‌های ناظمینانی تورم را از طرق تعقیب سیاست تشییت قیمت^۵ حداقل کرد. این نتیجه بسیار مهم منجر به انجام مطالعات تجربی فراوانی در خصوص بررسی ارتباط بین تورم و ناظمینانی تورم شد.

با توجه به این توضیح، هدف این مطالعه ارائه معیاری مناسب از ناظمینانی تورم و بررسی این مطلب است که آیا این معیار به‌طور سیستماتیک با سطح تورم تغییر می‌کند؟ این مطالعه براساس مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH)، که این امکان را فراهم می‌کند تا واریانس شرطی جمله خطأ در طول زمان تغییر کند، استوار است. این واریانس به عنوان جانشینی برای ناظمینانی تورم مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین ارتباط مثبت بین واریانس شرطی و تورم به عنوان گواهی بر این مدعای است که ناظمینانی تورم همراه با سطح تورم افزایش می‌یابد.

در این مطالعه به منظور یافتن جانشینی مناسب برای ناظمینانی تورم، ابتدا به تخمین مدل (1,1) GARCH پرداخته شده است. با تخمین این مدل و استخراج واریانس شرطی، جانشینی برای ناظمینانی تورم به دست آمده و در ادامه

1- Real value of future nominal payment.

2- Efficiency of resource allocation.

3- Fischer(1981), Golob(1992), Holland(1992).

4- Imperfect knowledge.

5- Policy of price stability.

از طریق آزمون علیت گرنجر به بررسی و رابطه علیت بین تورم و ناطمینانی تورم اقدام شده است.

۲- منابع ناطمینانی تورم

منابع ناطمینانی تورم را می توان به دو دسته تقسیم بندی کرد: ۱) ناطمینانی رژیم^۱ و ۲) همارزی اطمینان^۲. ناطمینانی در خصوص تورم آتی ممکن است به دلیل ناطمینانی بنگاهها در خصوص خصوصیات رژیم سیاسی جاری باشد.^۳ هرچند حتی اگر رژیم سیاسی جاری در هر دوره قابل شناسایی بود (همارزی اطمینان)، هنوز هم ناطمینانی در خصوص ساختار فرایند تورم در داخل هر رژیم وجود خواهد داشت.^۴ این تجزیه دارای مفاهیم ضمنی جالبی است. برای یک کشور خاص، ناطمینانی تورم در طول زمان هنگامیکه بنگاهها اطلاعات جدیدی برای به روز کردن حدسیاتشان از پارامترهای ساختاری و رژیم سیاسی جاری به کار می گیرند، تغییر خواهد کرد. مفهوم مهم دیگر این تجزیه آنست که تفاوت‌های بین‌المللی در سطوح میانگین ناطمینانی می‌تواند تفاوت در رژیم‌های سیاسی پولی را منعکس کند.^۵

در مدل‌های تئوریکی که پیش‌بینی می‌کنند ناطمینانی تورم در نرخ‌های تورم بالاتر افزایش خواهد یافت، سیاست پولی غالباً نقش مهمی ایفا می‌کند. از جمله این تحلیل‌ها، تحلیل بال(۱۹۹۲)^۶ است که بر ناطمینانی در خصوص رژیم سیاسی پولی مرکز است (اوکان ۱۹۷۱^۷ و فریدمن ۱۹۹۷^۸ ایده مشابهی دارند). در مدل بال، اگر تورم جاری پایین باشد بنگاهها اعتقاد دارند که مقامات پولی

1- Regime uncertainty.

2- Certainty equivalence.

۳- ناطمینانی رژیم می‌تواند همچنین شامل ناطمینانی در خصوص رژیم سیاسی آتی نیز شود، تحت شرایطی که این احتمال وجود داشته باشد که رژیم رژیم تغییر خواهد کرد.

4- Evans, M. and P.wachtel(1993).

۵- منبع شماره ۹.

6- Ball.L(1992).

7- Okun,A(1971).

8- Friedman,M(1977).

دستیابی به نرخ‌های تورم پایین را در دستور کار خویش قرار داده‌اند بنابراین ناطمینانی تورم پایین خواهد بود. البته اگر یک شوک غیرمنتظره، نرخ تورم جاری را افزایش دهد، ناطمینانی در خصوص این‌که آیا مقامات پولی حاضرند کاهش موقتی در تولید را برای اجرای سیاست‌های ضد تورمی قبول کنند، وجود خواهد داشت. این ناطمینانی در خصوص سیاست پولی آتی موجب می‌شود ناطمینانی تورم در نرخ‌های بالاتر افزایش یابد.^۱

هلند(۱۹۹۳)^۲ برخلاف بال که بر اثرات ناطمینانی رژیم مرکز می‌شود، بیان دیگری برای ارتباط بین تورم و ناطمینانی تورم ارائه می‌کند. وی حالتی را در نظر می‌گیرد که بنگاه‌ها در خصوص سطوح قیمت ناشی از یک تغییر مشخص در حجم پول ناطمینان است (ناطمینانی در خصوص اثرات قیمتی ناشی از تغییرات حجم پول به دلیل طول دوره قراردادها و درجه شاخص‌گذاری در طول زمان تغییر می‌کند). ناطمینانی تورم در مدل وی به واریانس شوک‌های پولی و غیرپولی وابسته است. یک نتیجه این ناطمینانی پارامتر آنست که ناطمینانی تورم در نرخ‌های تورم انتظاری بالاتر افزایش می‌یابد.^۳

بسیاری از مطالعات تجربی بر معیار کوتاه‌مدت ناطمینانی تورم مرکز دارند (نوعاً، یک دوره آتی). اگرچه، بال و سچتی(۱۹۹۰)^۴ و اونس(۱۹۹۱)^۵ عنوان کردند که سطح تورم می‌تواند اثرات متفاوتی بر ناطمینانی کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته باشد.^۶ این ایده می‌تواند با توجه به یک رژیم ثبت قیمتی قابل قبول بیان شود. از آنجایی که سیاست پولی با وقفه‌های طولانی بر قیمت اثر می‌گذارد،

۱- منبع شماره ۹

2- Holland,S(1993a).

۳- منبع شماره ۱۱.

4- Ball,L.and S.Cecchetti (1990).

5- Evans,M.(1991).

۶- اثر ناطمینانی بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است. ناطمینانی کوتاه‌مدت غالباً بر تصمیمات گذرا (Temporal Decisions) اثر می‌گذارد، اگرچه ناطمینانی در خصوص تورم بلندمدت به طور جدی تصمیمات بین دوره‌ای (Intertemporal) را متاثر می‌سازد و غالباً بخش عمدتی از هزینه‌های ناطمینانی بواسطه ناطمینانی بلندمدت است.

شوک‌های جاری بر تورم نمی‌توانند از طریق این سیاست در کوتاه‌مدت پاسخ داده شود، اگرچه سیاست پولی قادرست شوک تورم را در طول دوره زمانی بلندمدت‌تری جانشین کند. بنابراین حرکت به سمت رژیم ثبیت قیمت ممکن است منجر به کاهش بیشتری در ناطمینانی بلندمدت نسبت به ناطمینانی کوتاه‌مدت شود.^۱

این مشاهدات تئوریک برخی راهنمایی‌هایی برای ارزیابی تصریح و نتایج مدل‌های تجربی ناطمینانی تورم ارائه می‌کند. اولاً، معیار ناطمینانی تورم اگر تصریح اقتصادسنجی رژیم سیاسی جاری را به خوبی بیان نکند، ممکن است گمراه کننده باشد. به علاوه هنگامیکه ارتباط بین تورم و ناطمینانی تورم بررسی می‌شود، هر دوی ناطمینانی کوتاه‌مدت و بلندمدت تورم باید در نظر گرفته شود.

۳- مدل‌های تجربی تورم و ناطمینانی تورم

اندازه‌گیری ناطمینانی تورم به آن دلیل که قابل مشاهده نیست مشکل است. در دهه ۱۹۷۰، واریانس تورم مشاهده شده را به عنوان ناطمینانی تورم تعریف می‌کردند. یک انتقاد اساسی در خصوص این رویکرد این بود که افزایش در واریانس تورم به مفهوم یک افزایش متناسب در ناطمینانی تورم نخواهد بود اگر اطلاعات موجود این امکان را فراهم سازد تا بنگاه‌ها بخشی از بی‌ثباتی افزایش یافته را پیش‌بینی کنند. بسیاری از مطالعات اخیر ناطمینانی تورم را با استفاده از جانشین‌های به دست آمده از ارزیابی پیش‌بینی کنندگان و یا مدل‌های اقتصادسنجی تورم اندازه‌گیری کرده‌اند. در ادامه این رویکرد با شرح بیشتری بحث شده است.

۱- مطالعات براساس جانشینی برای ناطمینانی تورم

برخی مطالعات از یافته‌های لیوینگ استون برای یافتن ناطمینانی تورم استفاده می‌کنند. در این روش ابتدا نرخ انتظاری تورم توسط حدود ۵۰

.۱- منبع شماره ۱۶.

پیش‌بینی کننده ثبت می‌شود. با وجود این تخمین‌های نقطه‌ای، واریانس تورم پیش‌بینی شده را می‌توان به عنوان جانشینی برای ناطمنانی تورم در نظر گرفت. ولیکن بر این روش نیز انتقاداتی وارد است از جمله آن که در این روش هر پیش‌بینی نقطه‌ای تورم از یک پیش‌بینی کننده به دست آمده است.^۱

۳-۲- معیارهای اقتصادسنجی ناطمنانی تورم

برخی مطالعات دیگر از واریانس خطای پیش‌بینی شرطی به عنوان معیاری برای ناطمنانی تورم استفاده کرده‌اند. این شاخه از ادبیات موضوع را می‌توان بر حسب این که پارامترهای معادله تورم، ثابت هستند یا در طول زمان تغییر می‌کنند، به دو دسته تقسیم‌بندی می‌شوند.

۳-۲-۱- مدل‌های GARCH با پارامترهای ثابت

مدل ARCH انگل (۱۹۸۲)^۲ از یک معادله تورم با پارامترهای ثابت که امکان تغییر واریانس خطای پیش‌بینی در طول زمان را فراهم می‌سازد، استفاده می‌کند. اگر واریانس به عنوان جانشینی برای ناطمنانی تورم در نظر گرفته شود، ناطمنانی تورم مدل‌های تکنیک ARCH به عنوان یک فرایند متغیر در طول زمان می‌باشد.

مدل ARCH، میانگین شرطی تورم $(\Pi_t | \Psi_{t-1})$ را به عنوان تابعی از بردار متغیرهای توضیحی (X_{t-1}) به گونه‌ای که واریانس خطای شرطی (h_t) تابعی از مقادیر باوقفه مجدور خطای پیش‌بینی است تصریح می‌کند. این فرموله بندی در روابط (۱) الی (۳) ارائه شده است.^۳

$$\Pi_t | \Psi_{t-1} \approx N(\delta X_{t-1}, h_t) \quad (1)$$

$$E_{t-1} \varepsilon_t^2 = h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad a_0 > 0, a_i \geq 0, i = 1, \dots, q \quad (2)$$

۱- منبع شماره ۱۴.

2- Engle, R(1982).

3- منبع شماره ۱۰.

$$\varepsilon_t = \Pi_t - \delta X_{t-1} \quad (3)$$

کاربردهای تجربی مدل ARCH اغلب فرایندهای با طول وقفه زیاد را - که نشان می دهد شوکها اثرات پایداری بر ناطمینانی تورم دارند- برای مجدور پسمندها در نظر می گیرد. بولرسلو(۱۹۸۶)^۱ رویکرد دیگری برای مدلسازی پایداری ارائه کرد. در مدل GARCH، واریانس شرطی تابعی از مقادیر باوقفه هر دوی واریانس شرطی و خطای پیش‌بینی است. مدل GARCH(q,p) خطی به صورت رابطه (۴) قابل بیان است. اثرات شوک تورمی بر ناطمینانی به طور هندسی در طول زمان از طریق عبارت واریانس شرطی باوقفه در رابطه (۴) کاهش می یابد. مطالعات تجربی دریافته‌اند که طول وقفه‌های کوتاه، نمایش مناسبی از فرایند GARCH ارائه می کند. بنابراین، نسبت به مدل ARCH، تصریح ^۲ GARCH اغلب راه باصره‌تری برای مدلسازی پایداری ناطمینانی است.

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$$

$$a_0 > 0, a_i \geq 0 \quad i = 1, \dots, q \quad (4)$$

$$\beta_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, p$$

جدول (۱) خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده در خصوص تورم با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH را ارائه می کند. این مطالعات بیان می کنند که ناطمینانی تورم کوتاه‌مدت در طول زمان تغییر می کند.

۳-۲-۳- مدل‌های پارامتر ثابت با ناطمینانی نامتقارن

از روابط (۲) و (۴) این نکته قابل استخراج است که در مدل‌های ARCH و GARCH شوک‌های مثبت و منفی با اندازه یکسان، واریانس شرطی را به یک میزان مشابهی تغییر خواهد داد. بروونر و هس(۱۹۹۳)^۳ و جویس(۱۹۹۵)^۴ بیان

1- Bollerslev,T(1986).

۲- منبع شماره ۱۰.

3- BrunneR,A. and G.Hess(1993).

4- Joyce,M(1995).

کردند که شوک‌های مثبت تورم، ناالطمینانی بیشتری را در ارتباط با سیاست پولی آتی نسبت به شوک‌های منفی ایجاد خواهد کرد. تحت این شرایط، مدل‌های ARCH و GARCH به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد.^۱ در همین ارتباط مدل‌هایی وجود دارند که امکان نامتقارن بودن در واریانس شرطی را فراهم می‌کنند. به عنوان در مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعیین یافته نامتقارن(AGARCH)،^۲ شوک منفی ناالطمینانی را بهمیزانی کمتر از بروز شوک مثبت افزایش خواهد داد، اگر $\gamma_1 < \gamma_0$ در رابطه (۵) مثبت باشد. در مدل AGARCH(1,1) که در رابطه (۵) بیان شده است، اگر $\gamma_1 = \gamma_0$ باشد، مدل به GARCH مبدل می‌شود.

$$h_t = a_0 + a_1(\varepsilon_{t-1} + \gamma_1)^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (5)$$

تصریح نامتقارن دیگر، مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو آستانه (TGARCH) است، که متغیر موهومی به فرایند GARCH اضافه می‌کند. در این مدل شوک‌های منفی اثرات کوچک‌تری بر ناالطمینانی دارند، اگر $\gamma_1 > \gamma_0$ باشد.^۳ از سوئی $D=0$ است اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ و $D=1$ است اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد.

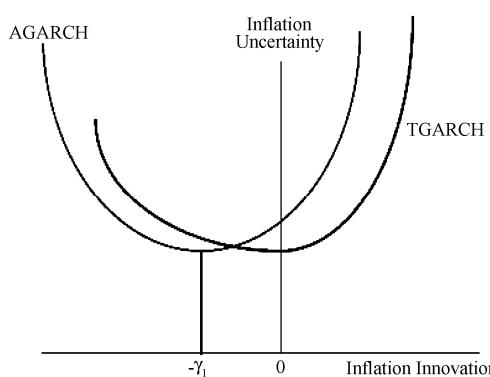
$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 D \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (6)$$

شکل (۱) نشان می‌دهد چگونه ناالطمینانی تورم از طریق خطای پیش‌بینی در مدل‌های نامتقارن تحت تأثیر قرار می‌گیرد. یکی از ضعف‌های مدل AGARCH همان‌طور که مشاهده می‌شود آنست که ناالطمینانی زمانیکه خطای پیش‌بینی صفر است مینیمم نمی‌شود، ولی در مدل TGARCH ناالطمینانی در خطای پیش‌بینی صفر مینیمم می‌شود.

.۱- منبع شماره ۱۲.

2- Asymmetric GARCH.

.۳- منبع شماره ۸.



شکل ۱- ناطمینانی نامتقارن در مدل های AGARCH و TGARCH

جدول ۱- مدل های با پارامتر ثابت ARCH و GARCH

نتایج	متغیرهای میانگین شرطی	مدل	دوره	متغیر	
(۱) اثرات ARCH وجود دارد. (۲) ناطمینانی تورم در دوره دستمزدهای حقیقی ۱۹۷۴-۷۷ نسبت به اواخر دوره ۱۹۶۰ بالاتر است.	تورم باوقفه و دستمزدهای حقیقی	ARCH	۱۹۵۸(۲)-۱۹۷۷(۲)	شاخص قیمت	انگل ایسلند (۱۹۸۲)
(۱) اثرات ARCH وجود دارد. (۲) ناطمینانی تورم در دهه ۷۰ که تورم بالایی دارد (که نسبت به اواخر دهه ۶۰ تورم ملایمی دارد) بیشتر است.	تورم باوقفه، رشد دستمزد اسمی باوقفه، حجم پول و قیمت واردات	ARCH	۱۹۴۷(۴)-۱۹۷۹(۴)	شاخص قیمت، شاخص ضمنی تولید ناخالص ملی و شاخص قیمت تولید کننده آمریکا	انگل (۱۹۸۳)
مشابه بالا	تورم باوقفه	ARCH	۱۹۴۸(۲)-۱۹۸۰(۳)	شاخص ضمنی تولید ناخالص ملی آمریکا	انگل و کرافت (۱۹۸۳)
مشابه بالا	تورم باوقفه	GARCH	۱۹۴۸(۲)-۱۹۸۳(۴)	شاخص ضمنی تولید ناخالص ملی آمریکا	بوارسلو (۱۹۸۶)
ناطمینانی تورم با تورم مرتبط است.	تورم باوقفه	GARCH	۱۹۵۷(۱)-۱۹۹۳(۴)	شاخص ضمنی تولید ناخالص ملی آمریکا	گلوب (۱۹۹۴)

مدل های بحث شده فوق، تورم را در مدل واریانس شرطی وارد نمی کند. بنابراین فرضی های که ناطمینانی با نرخ تورم افزایش می یابد، از طریق آزمونی

برای ارتباط مثبت بین واریانس شرطی تخمین زده شده و تورم مورد آزمون قرار می‌گیرد. ولیکن مدل‌های برونر و هس(۱۹۹۳) به‌طور مستقیم به‌آزمون این فرضیه از طریق اضافه کردن مقادیر باوقفه تورم به‌فرایند AGARCH می‌پردازد:

$$h_t = a_0 + a_1(\varepsilon_{t-1} + \gamma_1)^2 + \beta_1 h_{t-1} + \varphi(\Pi_{t-1} + \gamma_2)^2 \quad (7)$$

اگر پارامتر γ_2 در رابطه (7) غیرصفر باشد، رابطه‌ای U شکل بین سطح تورم و ناالطمینانی تورم وجود دارد،^۱ همچنین ناالطمینانی در نرخ تورم γ_2 - مینیمم می‌شود. مطالعات انجام شده با پارامترهای ثابت و ناالطمینانی نامتقارن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲- مدل‌های با پارامتر ثابت و ناالطمینانی نامتقارن

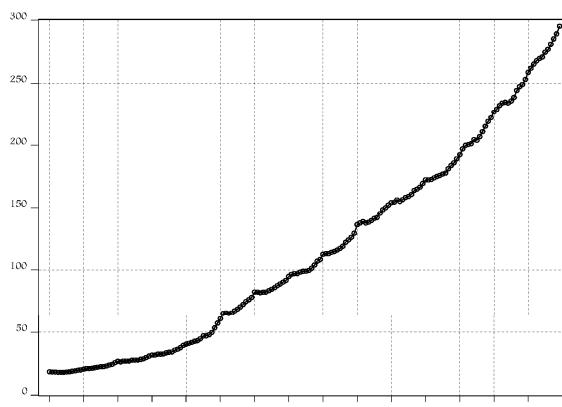
نتایج	متغیرهای میانگین شرطی	مدل	دوره	متغیر	
(۱) رد وجود اثرات GARCH متقاضی (۲) یافتن ارتباط بین سطح تورم و ناالطمینانی تورم در کوتاه‌مدت.	تورم باوقفه و خطای پیش‌بینی باوقفه	EARCH	۱۹۴۷(۱)-۱۹۹۲(۴)	شاخص قیمت انگلیس	برونر و هس (۱۹۹۳)
(۱) رد وجود اثرات .GARCH متقاضی به عبارتی شوک‌های مشیت اثر بیشتری بر ناالطمینانی نسبت به شوک‌های منفی دارد. (۲) ناالطمینانی تورم به طور مشتی به‌مقادیر باوقفه آن مرتبط است.	تورم باوقفه	GARCH AGARCH EGARCH TGARCH	۱۹۵۰(۱)-۱۹۹۴(۱)	قیمت‌های خردهفروشی در انگلیس	جویس (۱۹۹۵)

۴- بررسی خصوصیات آماری متغیرها

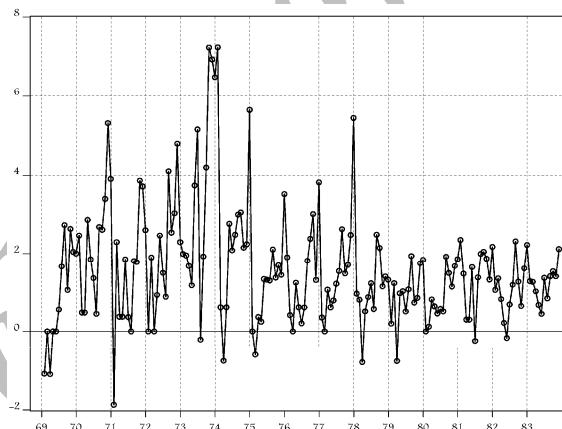
این قسمت به بررسی خصوصیات آماری متغیر شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی(CPI) می‌پردازد. نمودارهای (۳) و (۴) به ترتیب شاخص قیمت کالاها و

۱- منبع شماره ۸.

خدمات مصرفی و نرخ رشد آن را برای دوره زمانی ۱۳۶۹(۱۲)-۸۳(۱) نشان می دهند. همان طور که از نمودار (۳) مشخص است، شاخص قیمت کالاهای خدمات تقریبا در تمامی ماهها از یک روند افزایشی برخوردار بوده است.



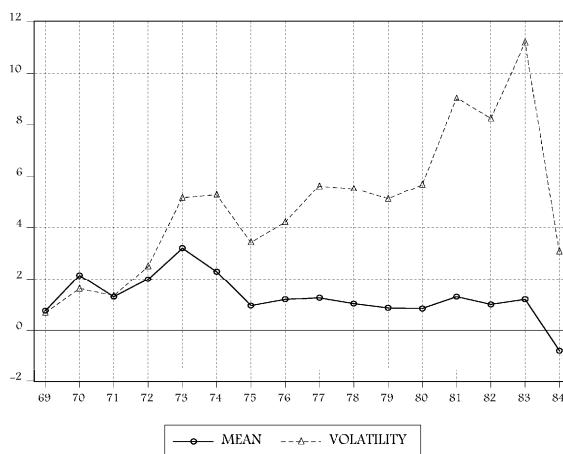
نمودار ۳ - شاخص قیمت کالاهای و خدمات مصرفی



نمودار ۴ - نرخ رشد شاخص قیمت کالاهای و خدمات مصرفی

در نمودار (۵) میانگین و انحراف معیار سال به سال نرخ تورم ارائه شده است. براساس شکل به نظر می رسد هرچه میانگین نرخ تورم بالاتر باشد، تغییرپذیری آن

افزایش یافته است.



نمودار ۵- میانگین و انحراف معیار سالانه نرخ تورم

در ادامه با استفاده از روش‌های استاندارد دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم‌یافته به بررسی درجه جمع‌بستگی پرداخته می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نرخ تورم	شاخص قیمت	
-۷/۱۱	۰/۲۸	آماره برای مدل دارای عرض از مبدأ و روند
-۳/۴۳	-۳/۴۳	ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد
۱	۱	تعداد وقفه
-	۵/۰۶	آماره برای مدل دارای عرض از مبدأ و روند
-	۲/۸۷	ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد
-	۱	تعداد وقفه
-	۴/۷۵	آماره برای مدل دارای عرض از مبدأ و روند
-	-۲/۸۷	ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد
-	۲	تعداد وقفه

نتایج آزمون نشان می‌دهد که متغیر شاخص قیمت ناپایا (stationary-Non) (stationary-Non)

است ولی نرخ رشد آن پایاست.

۵- تخمین مدل

این قسمت به تخمین مدل (1,1) GARCH برای متغیر شاخص قیمت کالاهای خدمات مصرفی برای دوره زمانی (۱۲)-۸۳(۱۲)-۱۳۶۹ به منظور استخراج واریانس شرطی آن (به عنوان جانشینی برای ناطمینانی تورم) می پردازد. برای استخراج واریانس شرطی، مدل زیر تخمین زده شده است:^۱

$$\begin{aligned} rcp\bar{i} &= a_0 + a_1 rcp\bar{i}(-1) + a_2 rcp\bar{i}(-12) + a_3 rpp\bar{i}(-1) + a_4 s_1 + a_5 s_2 + a_6 s_3 + a_7 s_4 \\ &+ a_8 s_5 + a_9 s_6 + a_{10} s_7 + a_{11} s_8 + a_{12} s_9 + a_{13} s_{10} + a_{14} s_{11} + a_{15} dum_1 + u_t \\ V(u_t | \Omega_{t-1}) &= h_t^2 = b_0 + b_1 u_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (8)$$

که در آن:

CPI شاخص قیمت کالاهای خدمات مصرفی،

$$rcp\bar{i} = \text{Log}\left(\frac{cpi}{cpi(-1)}\right) * 100 \quad \text{نرخ رشد شاخص قیمت،}$$

^۲ PPI شاخص بهای تولیدکننده،

$$rpp\bar{i} = \text{Log}\left(\frac{ppp}{ppp(-1)}\right) * 100 \quad \text{نرخ رشد شاخص بهای تولیدکننده}$$

متغیر موهومی است که برای ماه i ام مقدار یک و برای بقیه سالها مقدار صفر اختیار کرده است، به عنوان مثال S_i متغیر موهومی است که برای ماه اول مقدار یک و برای بقیه سالها مقدار صفر اختیار کرده است.

$V(u_t | \Omega_{t-1})$ نیز نشانگر واریانس جمله اختلال به شرط تمامی اطلاعات تا دوره $t-1$ است.

۱- مدل موردنظر با توجه به معیار اطلاعات شوارز-بیزین و نمودار همبستگی نگار انتخاب شده است. همچنین با استفاده از آماره ARCH-LM در خصوص وجود و یا عدم وجود اثرات ARCH بحث شده است. براساس نتایج حاصله وجود اثرات ARCH در وقfeه یک تایید شده و در بقیه وقfeهها تایید نشده است.

۲- شاخص قیمت تولیدکننده (که روند هزینه‌های تولید را نشان می‌دهد) از آن جهت در معادله وارد شده است که بعنوان یک شاخص پیشرو (Leading Indicator) در پیش‌بینی نرخ تورم از آن استفاده می‌شود.

نتایج حاصل از تخمین مدل (۱,۱) GARCH در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷- نتایج حاصل از تخمین مدل GARCH (1,1)

Dependent Variable: RCPI Method: ML - ARCH Date: 01/01/70 Time: 03:29 Sample(adjusted): 1370:02 1383:12 Included observations: 167 after adjusting endpoints Convergence achieved after 87 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.329	0.272	4.8	0.0000
RCPI(-1)	0.169	0.076	2.23	0.02
RCPI(-12)	0.142	0.051	2.77	0.005
RPPPI(-1)	0.209	0.057	3.6	0.0003
S1	0.144	0.245	0.58	0.555
S2	-0.986	0.347	-2.83	0.0045
S3	-0.905	0.39	-2.31	0.0204
S4	-1.373	0.333	-4.11	0.0000
S5	-0.923	0.327	-2.73	0.0062
S6	-0.653	0.278	-2.34	0.0191
S7	-0.839	0.368	-2.27	0.0229
S8	-0.783	0.35	-2.23	0.0225
S9	0.188	0.34	0.554	0.579
S10	-0.464	0.306	-1.15	0.1296
S11	-0.264	0.204	-1.29	0.1964
DUM1	3.036	0.548	5.53	0.0000
Variance Equation				
C	0.28	0.139	2.027	0.0426
ARCH(1)	0.36	0.175	2.091	0.0365
GARCH(1)	0.31	0.103	3.026	0.0009
R-squared	0.625833	Mean dependent var	1.623223	
Adjusted R-squared	0.580326	S.D. dependent var	1.488715	
S.E. of regression	0.964423	Akaike info criterion	2.779033	
Sum squared resid	137.6565	Schwarz criterion	3.133775	
Log likelihood	-213.0493	F-statistic	13.75252	
Durbin-Watson stat	1.955526	Prob(F-statistic)	0.000000	

نتایج حاصله را به طور خلاصه می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$rcpi = 1.3 + 0.16rcpi(-1) + 0.14rcpi(-12) + 0.2rpppi(-1) + 0.14s_1 - 0.98s_2 - 0.9s_3 - 1.3s_4 \\ - 0.92s_5 - 0.6s_6 - 0.8s_7 - 0.7s_8 + 0.18s_9 - 0.46s_{10} - 0.26s_{11} + 3dum_1$$

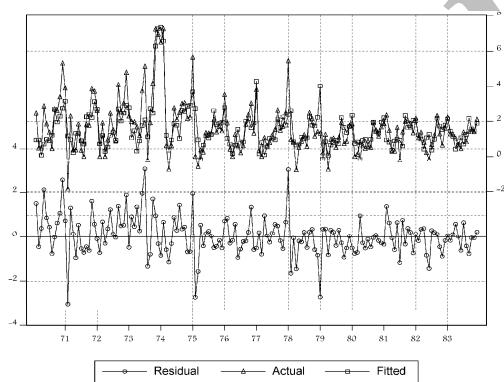
$$V(u_t | \Omega_{t-1}) = h_t^2 = 0.28 + 0.31u_{t-1}^2 + 0.36h_{t-1}^2 \quad (9)$$

معادله اول (مدل میانگین^۱), نرخ تورم را تابعی از مقادیر باوقفه خود، مقدار باوقفه شاخص بهای تولیدکننده و متغیرهای موہومی فصلی تصریح کرده است.

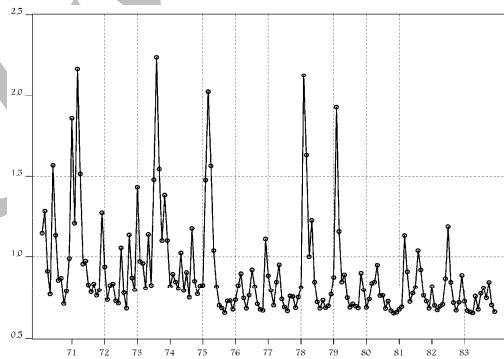
1- Mean model.

معادله دوم (مدل واریانس^۱) نیز تصريح واریانس را نشان می دهد، که براساس آن واریانس جمله اختلال خود از یک فرایند مشخص تعیت می کند و در طول زمان ثابت نیست.

نمودار (۸) مقادیر واقعی، برازش شده و پسماند حاصل از تخمین مدل (GARCH (1,1)، و نمودار (۹) انحراف معیار شرطی حاصل از معادله را نشان می دهد (همان طور که عنوان شد این متغیر می تواند به عنوان جانشینی برای ناطمینانی در خصوص تورم به کار رود).



نمودار ۸- مقادیر واقعی، برازش شده و پسماند



نمودار ۹- انحراف معیار شرطی

1- Variance model.

۱-۵- بررسی رابطه بین تورم و ناطمینانی تورم

پس از استخراج انحراف معیار شرطی به عنوان جانشینی برای ناطمینانی تورم، در این قسمت با استفاده از آزمون علیت گرنجر به بررسی رابطه بین تورم و ناطمینانی تورم پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از انجام آزمون مورد نظر در جدول (۱۰) ارائه شده است:

جدول ۱۰- نتایج آزمون علیت گرنجر

فرضیه‌های صفر	F آماره	P-value
تورم، ناطمینانی تورم را علیت گرنجری می‌کند.	11.46	2.1E-0.5
ناطمینانی تورم، تورم را علیت گرنجری می‌کند.	0.58	0.56

نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که رابطه علیت از تورم به سمت ناطمینانی است، به عبارتی تورم منجر به افزایش ناطمینانی در خصوص تورم می‌شود، ولی ناطمینانی تورم بر تورم اثری ندارد.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مطالعه با توجه به این مطلب که ناطمینانی تورم به عنوان یکی از هزینه‌های مهم تورم بر شمرده می‌شود، به بررسی رابطه بین تورم و ناطمینانی در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۶۹(۱۲)-۸۳(۱) پرداخته است. به منظور یافتن جانشینی مناسب برای ناطمینانی تورم از مدل GARCH (1,1) استفاده و در ادامه با استفاده از آزمون علیت گرنجر به بررسی رابطه بین تورم و ناطمینانی تورم پرداخته شد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که افزایش تورم منجر به ناطمینانی تورم خواهد شد ولی رابطه معکوس صادق نیست. با توجه به نتایج حاصله می‌توان بیان کرد که برای کاهش ناطمینانی در خصوص تورم در اقتصاد ایران استفاده از سیاست‌های تثبیت قیمت می‌تواند مفید و مؤثر واقع شود.

فهرست منابع

- ۱- تشکینی، احمد(۱۳۸۲). آیا تورم یک پدیده پولی است؟، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- ۲- عباسی نژاد، حسین و احمد تشکینی(۱۳۸۴). آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است؟، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۷.
- ۳- تشکینی، احمد و افسانه شفیعی(۱۳۸۴). "متغیرهای پولی و مالی و آزمون خنشایی پول"، مجله پژوهشنامه بازرگانی. شماره ۳۵.
- ۴- تشکینی، احمد و زهره قوام مسعودی(۱۳۸۴). "بررسی تجربی و نظری تورم در اقتصاد ایران(۱۳۳۸-۱۴۲)", مجله پژوهشنامه بازرگانی. شماره ۳۶.
- 5- Ball,L(1992), "Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?" *Journal of Monetary Economics*.
- 6- Ball, L. and S. Cecchetti(1990), "Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons", Brookings Papers on Economic Activity 1: 215-245.
- 7- Berument Hakan and N. Nergiz Dincer(2005), "Inflation and inflation uncertainty in the G-7 countries", www. elsevier. Com/locate/physa.
- 8- Bollerslev,T(1986), "Generalized Autoregressive conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol 31.
- 9- Brunner A.D. and G.D. Hess(1993),"Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State-Dependent Conditional Heteroskedasticity Approach", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11.
- 10- Engle R.(1982)."Autoregressive conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of united kindom inflation "Econometrica, Vol5.
- 11- Evans M., and P. Wachtel(1993). "Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25.
- 12- Evans M(1991)."Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty" *Journal of Money, Credit and Banking*, 23.
- 13- Friedman, M(1977), "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment"

- Journal of Political Economy.*
- 14- Holland, S(1993a),“Uncertain Effects of Money and the Link Between the Inflation Rate and Inflation Uncertainty”, *Economic Inquiry January*.
 - 15- Joyce, M(1995),“Modeling U.K. Inflation Uncertainty: The Impact of News and the Relationship with Inflation”, Bank of England Working Paper, April.
 - 16- Kontonikas, A(2002), "Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom evidence from GARCH modeling", Brunel university working paper.
 - 17- Okan, A(1971). *"The Mirage of steady inflation"* ,Brookings papers on economic activity, Vol2.