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

ارتباط تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با تأکید بر انتظارات عقلایی

ابوالفضل شاه‌آبادی[1]
دانشیار و عضو هیئت‌علمی دانشگاه بوعلی سینا-همدان
یونس سلمانی[2]
دانشجوی دکتری اقتصاد-دانشگاه تربیت مدرس-تهران
سید آرش ولی نیا[3]
پژوهشگر بانک کشاورزی-تهران
تاریخ دریافت: 1394/12/20 تاریخ پذیرش: 1395/7/13

چکیده

نرخ تورم در جوامع مختلف بسته به شرایط هر جامعه‌ای می‌تواند پدیده‌ای مثبت و یا منفی تلقی شود، اما درصورتی‌که شوک‌های تورمی منجر به نااطمینانی تورمی شوند، این نااطمینانی با ایجاد اختلال در تخصیص بهینۀ منابع و کارکرد سیستم قیمت‌ها هزینه‌های کلانی را بر بنگاه‌های اقتصادی تحمیل می‌کند. تحت تأثیر این هزینه‌ها و رفتار عقلایی عاملان اقتصادی در تعیین تورم انتظاری، نرخ تورم نیز ممکن است افزایش یابد. بر همین اساس، مطالعۀ حاضر ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران را با تأکید بر انتظارات عقلایی طی دوره زمانی 1394Q4-1369Q1 بررسی کرده است. مدلسازی نااطمینانی تورمی با استفاده از مدل EGARCH نشان داد که شوک‌های مثبت و منفی تورمی نقش نامتقارن در شکل‌گیری نااطمینانی تورمی دارند. همچنین، آزمون علّیت گرنجر و توابع واکنش آنی نشان داد افزایش پیش‌بینی نشده تورم به نااطمینانی تورمی منجر می‌شود، افزایش نااطمینانی تورمی نیز افزایش نرخ تورم انتظاری را در پی دارد. بر اساس تجزیه واریانس نیز در بلندمدت بیش از 76 درصد از تغییرات نااطمینانی تورمی با تورم پیش‌بینی نشده و بیش از 16درصد از تغییرات تورم انتظاری نیز با تغییرات نااطمینانی تورمی توضیح داده می‌شود.

1-نویسنده مسئول: shahabadia@gmail.com

2-Unes.salmani@gmail.com
3-Valinia1476@gmail.com

کلیدواژه‌ها: تورم انتظاری، نااطمینانی تورمی، مدل‌های ARCH، شاخص CPI
طبقه‌بندی JEL: E31، C22، C52، O53

1. مقدمه

تورم یکی از متغیرهای مهم اقتصادی است، که بیش از سایر عوامل اقتصادی، اقتصاد را در سطح خرد و کلان تحت تأثیر قرار می‌دهد. تأثیر مثبت یا منفی تورم بر اقتصاد بسته به شرایط اقتصادی هر کشور متفاوت است و این امکان وجود دارد که نرخ معینی از تورم در یک کشور پدیدهٔ مضر تلقی شود و هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی بر آن جامعه تحمیل نماید، درحالی‌که همان نرخ برای کشوری دیگر لازمهٔ رشد و توسعه قلمداد شود؛ اما آنچه مطمئناً تمام جوامع را به‌طور مشترک تحت تأثیر قرار می‌دهد نااطمینانی از مقدار تورم در دوره‌های آتی است. نااطمینانی دربارهٔ نرخ تورم آینده، حالت نااطمینانی و بی‌ثباتی در قیمت‌ها را به وجود می‌آورد و از این طریق سبب تغییرات مداوم در تصمیمات اقتصادی می‌شود، به‌طوری‌که در کوتاه‌مدت تصمیمات اقتصادی درون دوره‌ای و در بلندمدت تصمیمات اقتصادی بین دوره‌ای را تحت تأثیر قرار می‌دهد و باعث اختلال تخصیص بهینهٔ منابع می‌شود. فریدمن (Friedman, 1977) بیان می‌کند نااطمینانی تورمی، قیمت‌های نسبی را متأثر می‌کند، ریسک قراردادهای اسمی را افزایش می‌دهد و تا زمانی که تورم خیلی قابل پیش‌بینی نباشد، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. برمنت و همکاران (Berument & et al, 2001).

عاملین اقتصادی بر اساس رفتار عقلایی سعی در کنترل اثرات نامطلوب تورم و نااطمینانی تورمی بر فعالیت‌های اقتصادی خود دارند. چنین کنترلی زمانی حاصل می‌شود که آن‌ها از الگوی مناسبی برای پیش‌بینی تورم و نااطمینانی تورمی برخوردار باشند و همچنین ارتباط بین آن دو را به‌درستی تشخیص دهند. درواقع، عاملین اقتصادی با پیش‌بینی‌های صحیح تورم و نااطمینانی تورمی و تشخیص ارتباط متقابل آن دو، به‌صورت پیش‌دستانه تحولات احتمالی آتی مربوط به تورم و نااطمینانی آن را در تصمیمات خود لحاظ می‌کنند و از این طریق زیان ناشی از تورم و نااطمینانی تورم بر فعالیت‌های اقتصادی آن‌ها حداقل می‌شود.

برخلاف تورم که اندازه‌گیری آن بر اساس تعریف امکان‌پذیر است، نااطمینانی تورم یک مفهوم و متغیر غیر قابل مشاهده است. ازاین‌رو، الگوی پیش‌بینی تورم و نااطمینانی تورمی علاوه بر

قابلیت مدلسازی فرایند تورم، باید همزمان قادر به مدلسازی و کمّی‌سازی مفهوم نااطمینانی تورمی باشد. مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) با توجه اینکه امکان تغییر واریانس شرطی تورم را در طول زمان ممکن می‌سازند، دارای چنین قابلیتی هستند. همچنین باید در نظر داشت که تورم محقق شده در جامعه حاصل تورم انتظاری (تورم پیش‌بینی شده) و شوک‌های جدید تورمی (تورم پیش نشده) است و بر اساس نظریه انتظارات عقلایی ارتباط نااطمینانی تورمی با تورم پیش‌بینی نشده و انتظاری متفاوت است. لذا در بررسی ارتباط متقابل تورم و نااطمینانی آن باید این مقوله را لحاظ کرد. علاوه بر این مساله، در بررسی ارتباط متقابل تورم و نااطمینانی آن نباید صرفاً به علیت اکتفا شود، چراکه برای سیاست‌گذار و عامل اقتصادی علاوه بر علیت، اندازه و وزن تأثیرات مهم است. با توجه اهمیت این مباحث، مطالعهٔ حاضر در وهلهٔ اول فرآیند تورم و نااطمینانی تورمی در ایران را با استفاده از مدل‌های خانواده ARCH طی دوره زمانی 1394Q4-1369Q1 مدلسازی می‌کند. سپس با توجه به اهمیت رفتار عقلایی تورم پیش‌بینی شده (انتظاری) و پیش‌بینی نشده را تفکیک کرده و رابطهٔ علیت آن دو را با نااطمینانی تورمی بر اساس آزمون علیت گرنجر تشخیص می‌دهد. در ادامه نیز اندازه و اهمیت علیت آشکار شده بر اساس توابع واکنش به ضربه و تجزیه واریانس بررسی می‌شود.

در ادامه؛ مبانی نظری و مطالعات تجربی در بخش دوم ارائه می‌شود، بخش سوم روش‌شناسی تحقیق را بحث می‌کند، بخش چهارم به مدلسازی فرآیند تورم و نااطمینانی تورمی پرداخته است، در بخش پنجم رابطه نااطمینانی تورم و تورم (پیش‌بینی شده و نشده) بررسی شده است. در بخش ششم نیز نتیجه‌گیری صورت گرفته است.

2-مبانی نظری و مطالعات تجربی

عدم اطمینان شرایطی است که در آن یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتد مشخص نیست یا اینکه اگر این پیشامدها مشخص باشند، احتمال‌های مربوط به وقوع آن‌ها در دسترس نیست و وقتی‌که هرکدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل‌تر می‌شود. عدم اطمینان تورمی نیز فضایی است که در آن تصمیم‌گیرندگان و عاملین اقتصادی نسبت به میزان تورمی که در آینده با آن روبرو خواهند شد، نامطمئن هستند (فرزین‌وش

و عباسی، 1384).

از دلایل نااطمینانی تورم می‌توان به وجود شوک‌ها که ماهیت تصادفی دارند و به اطلاعات ناقص از ساختار بازار که دلالت بر عدم شفافیت بازار دارد، اشاره کرد؛ که هریک از این‌ها منجر می‌شود فعالان اقتصادی در فضای نااطمینانی تصمیماتی را اتخاذ کنند که با انتظارات آن‌ها مغایرت دارد. چراکه در شرایط نااطمینانی طبق فرض انتظارات عقلایی بنگاه‌ها به شرایط و وضعیت اقتصادی در امر قیمت‌گذاری حساس شده و قیمت کالاها و خدمات به‌دفعات بیشتری تعدیل می‌شوند. همچنین مصرف‌کنندگان نیز انتظارات خود را به‌طور پیوسته با اخذ اطلاعات جدید به‌سرعت و به‌صورت پیوسته تعدیل می‌کنند. از هزینه‌های مهم نااطمینانی تورم تحت تأثیر قرار دادن تصمیمات بنگاه‌های اقتصادی و خانوارها در رابطه با موضوعات تولید، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و مصرف می‌باشد. روشن است که با وجود نااطمینانی تورم، برآورد هزینه و درآمدهای آتی فعالیت‌ها غیر شفاف شده و این امر می‌تواند منجر به کاهش کارایی تخصیص منابع و کارایی فعالیت‌های اقتصادی شود. با افزایش نااطمینانی تورم، کارایی مکانیسم قیمت‌ها در تخصیص بهینه منابع دچار اختلال شده و درنتیجه اثرات نامطلوبی بر تولید خواهد گذاشت. نااطمینانی تورم با تحت تأثیر قرار دادن نرخ‌های بهره؛ کلیه تصمیمات بین دوره‌ای تخصیص بهینه منابع را تغییر می‌دهد. در جهانی با چسبندگی‌های اسمی دستمزدها و قیمت‌ها، نااطمینانی تورم هزینهٔ واقعی تولید و همچنین قیمت نسبی کالاهای نهایی را تغییر داده و تخصیص بین زمانی منابع را تحت تأثیر قرار می‌دهد. درنتیجه می‌توان بیان کرد برای برخی از تصمیم گیران تورم به‌تنهایی نمی‌تواند نامطلوب باشد بلکه قابلیت نوسان آن نامطلوب است چراکه تصمیمات و برنامه‌ریزی‌های مالی را مشکل می‌سازد.

اوکان (Okun, 1971) و فریدمن (1997) اولین کسانی بودند که به‌صورت غیررسمی (بدون قاعده و مدل) بیان کردند تورم بالا باعث نااطمینانی تورمی می‌شود و افزایش نااطمینانی تورمی آگاهی از تغییرات قیمتی را کاهش می‌دهد و انعقاد قراردادهای بلندمدت را مشکل می‌سازد؛ بدین‌صورت نااطمینانی تورمی عامل کاهندهٔ رشد است. گرایر و گرایر (Grier & Grier, 2004).

درواقع آن‌ها ادعا کردند سطح بالای تورم باید دلیلی بر افزایش نااطمینانی تورم باشد. اونگار و زیلبرفارب (Ungar & Zilberfarb, 1993) بیان کردند تحت یک سری شرایط خاص (مانند تورم پایین و یا تلاش بیشتر برای پیش‌بینی بهتر تورم) ممکن ست تورم بالا نااطمینانی تورمی کمتری به

دنبـال داشـته باشـد. کـویکرمن و ملتـزر (Cukierman & Meltzer, 1982) و کـویکرمن (Cukierman, 1992) جهت علیت رابطهٔ بین تورم و نااطمینانی تورمی را عکس فرضیهٔ فریدمن (و اونگار و زیلبرفارب) مطرح کردند و بیان داشتند افزایش در نااطمینانی تورمی نرخ بهینه تورم را، از طریق افزایش انگیزهٔ سیاست‌گذاران برای غافلگیری تورم در چـارچوب نظریـهٔ بـازی‌هـا، افـزایش می‌دهد. حیدری و بشیری (Heidari & Bashiri, 2010)

به‌تبع این مطالعات نظری، مطالعات تجربی زیادی جهت علیت بین تورم و نااطمینانی تـورمی را بررسی کرده‌اند، در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود:

بامنگا (Bamanga, 2016)، ارتباط بین تورم ونااطمینانی آن را در نیجریه با استفاده از داده‌های ماهانی طی دورهٔ زمانی 2014:07-1960:01 بررسی کردند. آن‌هـا بـا اسـتفاده از مـدل GARCH و EGARCH نااطمینانی تورمی را اندازه‌گیری کنند و سپس با آزمون علیت گرنجر، فرضیه فریدمن را تأیید کردند.

شرف (Sharaf, 2015)، طی یک فرآیند دو مرحله‌ای ارتباط بین تورم و نااطمینـانی تـورمی را در مصر با استفاده از داده‌های ماهانه طی دورهٔ زمانی 1974-2015 بررسی کرده‌انـد. آن‌هـا در گـام اول با مدل GARCH،TGARCH و EGARCH نااطمینانی تورمی را مدلسازی کرده‌اند و در گام دوم علیت گرنجر نشان داد که رابطهٔ دو طرفه‌ای بین تورم و نااطمینانی آن وجود دارد.

کاراهان (Karahan, 2012) طی یک فرآیند دو مرحله‌ای ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی را در ترکیه با استفاده از داده‌های ماهانه طی دورهٔ زمانی 2002-2012 را بررسی کرده‌اند. آن‌ها در گام اول با مدل ARMA-GARCH نااطمینانی تورمی را مدلسازی کرده‌اند و در گام دوم با علیت گرنجر به شواهد قوی در تأیید فرضیهٔ فریدمن دست یافتند.

ده‌مرده و همکاران (Dahmardeh et al, 2010) با استفاده از مدل EGARCH ارتبـاط تـورم و نااطمینانی تورمی را در ایران طی سال‌های 1959-2009 مورد مطالعه قرار دادند و ارتباط مثبت بـین تورم و نااطمینانی تورمی را نشان داده‌اند.

مـیلس و اسـچریر (Miles & Schreyer, 2009) بـا اسـتفاده از داده‌هـای ماهانـه بهـای کـالا و خدمات مصرفی کشورهای آرژانتین، کلمبیا، مکزیک، پرو و ونزوئلا، اندونزی، تایلند و ترکیه طی دوره‌های متفاوت زمانی برای هر کشور به این نتیجه رسیدند که بیشـتر هزینـه‌هـای تـورم ناشـی از نااطمینانی حاصل از آن است و درصورتی‌که عوامل اقتصادی قادر بـه پـیش‌بینـی تغییـرات قیمتـی

شوند تأثیر منفی تورم خیلی کم خواهد بود ولی بااین‌وجود در برخی از کشورهای درحال‌توسعه با تورم بالا، یک افزایش در تورم ممکن است نااطمینانی مخرب را افزایش ندهد.

گرایر و گرایر، با استفاده از داده‌های ماهانه مکزیک 2001:12-1972:1 به نتایج جالبی دست یافتند. نااطمینانی تورم اثر منفی و معناداری بر رشد دارد، تورم بالا نااطمینانی بیشتری را به همراه دارد و دوره انتخابات ریاست جمهوری مکزیک اثر معناداری درافزایش نااطمینانی تورم در سال انتخابات و سال بعد از انتخابات دارد.

کونتونیکاس (Kontonikas, 2004)، با استفاده از داده‌های ماهانه و فصلی CPI کشور انگلیس و برای دورهٔ 2002-1972 و با استفاده از تکنیک‌های مختلف GARCH، اثرات نااطمینانی را به کوتاه‌مدت و بلندمدت تفکیک کرده و درنهایت فرضیه فریدمن را در مورد کشور مورد مطالعه به اثبات رسانده است.

نیاپتی (Neyapti, 2000) با استفاده از مدل ARCH نشان داد تورم در ترکیه طی سال‌های 1999-1982 دلیل بر نااطمینانی تورمی قیمت عمده فروشی بوده است.

بال (Ball, 1992) فرضیه فریدمن را به‌وسیلهٔ اصول برگرفته از بارو و گاردان (Barro & Gordon, 1983) در قالب یک مدل نظری به‌صورت بازی نامتقارن اطلاعاتی بین مردم و سیاست-گذاران اقتصادی ارائه داد. در مدل نظری بال، زمانی که تورم واقعی و انتظاری کم باشند، عوامل اقتصادی انتظار دارند حاکمیت پولی سیاست‌هایی را اتخاذ می‌کنند که تورم را در سطح پایین نگه دارند. درحالی‌که، وقتی تورم در سطح بالاتر باشد، مردم عملکرد سیاست‌گذاران را نمی‌دانند، اما نااطمینانی دربارهٔ عملکرد سیاست‌گذاران به‌تنهایی باعث نااطمینانی تورم می‌شود. چراکه این ترس وجود دارد که حاکمیت سیاست‌های تثبیت را به تعویق بیندازد و یا شاید هم تا حدی که ممکن باشد به‌زودی آن‌ها را اجرا می‌کند. از دیگر مطالعات خارجی می‌توان به مطالعهٔ دیویروکس (Deveraux, 1989)، انگل (Engle, 1982) و بلرسلو (Bollerslev, 1986) اشاره کرد.

فرنقی و همکاران (1392)، با بهره‌گیری از مدل EGARCH و آزمون علیت گرنجر طی دوره‌ه زمانی 2:1387 -1:1368 نشان دادند رابطه علّی دوطرفه مثبت میان تورم و نااطمینانی آن وجود دارد، اما هیچ رابطهٔ علی میان رشد تولید با تورم و نااطمینانی آن حاصل نشد.

محمدی و طالب لو (1389) با استفاده از الگوی ARFIMA-TGARCH و داده‌های سری زمانی ماهانه 83-69، به این نتیجه رسیدند که اثرات نامتقارن در شوک‌های تورمی وجود دارد و

واکنش تورم در مواجهه با شوک‌های منفی و مثبت به یک اندازه نیست. همچنین علیت دو طرفه بین نااطمینانی تورمی و تورم وجود دارد.

مهرآرا و مجاب (1388)، با استفاده از مدل‌های GARCH و EGARCH و آزمون علیت گرنجر به بررسی تأثیرگذاری نااطمینانی اسمی (تورم) و حقیقی (تولید) بر رشد اقتصادی ایران، طی دوره 1338-1385 می‌پردازند. نتایج، حاکی از آن است که افزایش تورم و کاهش درآمدهای نفت می‌توانند علت افزایش نااطمینانی تورم باشند و منشأ اصلی نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران، ارزش افزوده بخش نفت است. بااین‌حال، نوسانات تورم و تولید در طول دوره نمونه در حدی نبوده است که بر تولید اثرات منفی داشته باشند.

تشکینی (1385) با داده‌های سری زمانی دورهٔ 1369:11-1383:12 و از طریق روش GARCH نشان داد که فرضیه فریدمن در مورد ایران صادق است. سوری و ابراهیمی (1385) نیز با داده‌های ماهانه 1347-1383 و روش TGARCH به این نتیجه رسیده‌اند.

عباسی و فرزین وش (1385) با داده‌های ماهانه 1340-1382 و اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی کوتاه‌مدت با مدل TGARCH و بلندمدت با مدل حالت -فضا نشان داده‌اند که ارتباط بین تورم و نااطمینانی آن در کوتاه‌مدت مثبت و در بلندمدت بی‌معنی است.

مرور مطالعات داخلی نشان می‌دهد ارتباط بین نااطمینانی تورمی با تورم پیش‌بینی نشده و تورم انتظاری در ایران بررسی نشده است. مطالعهٔ حاضر به این موضوع می‌پردازد.

3- روش تحقیق

در این مطالعه برای مدلسازی نوسانات از مدل‌های خانواده ARCH، برای بررسی علیت بین نااطمینانی تورم و تورم (پیش‌بینی نشده و انتظاری) از علیت گرنجر و برای تحلیل علیت‌های آشکار شده از رگرسیون خود توضیح برداری (VAR) استفاده خواهد شد.

3-1-مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیو

سری‌های زمانی مالی اغلب پدیدهٔ تلاطم خوشه‌ای را از خود بروز می‌دهند، بدین معنی که، نوساناتی که در یک دورهٔ زمانی رخ می‌دهد به دوره‌های بعدی نیز سرایت می‌کند ولی با طی زمان از شدت آن کاسته می‌شود. ازآنجاکه چنین داده‌هایی دادوستد بین خریداران و فروشندگان را

بازتاب می‌کنند، منابع گوناگون خبری و دیگر رخدادهای برونزای اقتصادی می‌توانند بر الگوی سری زمانی تأثیر داشته باشند. اخذ یک خبر می‌تواند منجر به تعبیرهای مختلفی شود و همچنین حادث شدن یک رخداد اقتصادی خاص مانند یک بحران نفتی در همان زمان می‌تواند وضعیت (تعبیرهای مختلف) را تشدید کند. فرنسس (Franses, 1988). روش‌هایی که می‌توانند میزان تلاطم یک سری را اندازه‌گیری کنند مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (ARCH) هستند. این مدل‌ها قابلیت استفاده از مزایای انحراف معیار نمونه را ممکن می‌سازند و واریانس شرطی سری زمانی را از روش حداکثر درستنمایی فرموله کرده و چارچوبی سیستماتیک برای مدل‌سازی تلاطم فراهم می‌آورند. واریانس پیش‌بینی خطای شرطی حاصله از این مدل‌ها، میزان تلاطم را نشان می‌دهد که در طول زمان تغییر می‌کند و در اکثر مطالعات از آن به معیار نوسانات و نااطمینانی استفاده می‌شود. معروف‌ترین مدل‌های خانواده ARCHعبارتند از: ARCH، GARCH، TGARGH و EGARCH. هر یک از این مدل‌ها با توجه به نوع و مشخصه‌های داده-های بکار گرفته شده در مطالعات استفاده می‌شوند.

یک محدودیت مهم در روش‌های ARCH و GARCH در مورد متقارن بودن آن‌هاست؛ بدین معنی که آن‌ها ارزش مطلق تغییرات در پیش‌بینی نوسانات را در نظر می‌گیرند و علامت آن‌ها را نادیده می‌گیرند و لذا اثرات شوک منفی و شوک مثبت با بزرگی یکسان، بر روی نوسان سری به یک میزان در نظر گرفته می‌شود. درحالی‌که نوسانات سری نسبت به نوع خبر (شوک‌های منفی و مثبت) واکنش یکسانی نشان نمی‌دهند. برای رفع این مشکل لازم است از یک مدل نامتقارن استفاده شود (Verbek, 2005).

یکی از مدل‌هایی که در حالت نامتقارن بودن نوسانات کاربرد دارد مدل EGARCH ارائه شده توسط نلسون (Nelson, 1991) است. این مدل واریانس شرطی را به‌صورت لگاریتمی محاسبه می‌کند. محاسبه لگاریتمی واریانس‌های شرطی موجب می‌شود تا دیگر نیازی به استفاده از مربع جملات خطا نباشد و بنابراین مدل از حالت تقارن خارج می‌شود. معادله واریانس شرطی مدل EGARCH به‌صورت معادله (3) محاسبه می‌شود:

$$(y_t \mid \zeta_{t-1}) = a_0 + \sum_{i=1}^{s} a_i y_{t-i} + \gamma x_t + \varepsilon_t; \qquad (\varepsilon_t \mid \xi_{t-1}) \cong N(0, \sigma_t^2) \qquad (1\text{-}1)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{k=1}^{r} \theta_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \sum_{j=1}^{q} \phi_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| + v_t; \qquad (1\text{-}2)$$

$$v_t \cong IIN\ (0, \sigma_V^2)$$

که در آن، y_t؛ متغیر وابسته، x_t؛ متغیر توضیح دهنده، ε_t؛ میزان پسماند در دوره t است که نشان دهندهٔ وجود شوک‌ها و اطلاعات جدیدی است که عامل اقتصادی قبلاً از وجود آن بی‌اطلاع بوده است (اگر $\varepsilon_t > 0$ باشد شوک مثبت است و اگر $\varepsilon_t < 0$ شوک منفی بوده است)، σ_t^2؛ واریانس شرطی است که به پیش‌بینی نوسانات سری زمانی در دورهٔ t تعبیر می‌شود، ξ_{t-1}؛ شامل مجموعه‌ای از اطلاعات تا زمان (t-1) به‌علاوه ε_t است. معادله (1-1) که ضابطه‌ای برای تعیین میانگین شرطی است، به‌عنوان تابعی از متغیرهای برونزا با جزء اخلال ε_t است. در این معادله اگر نوفه (ε_t) دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس شرطی σ_t^2 باشد، می‌توان معادلهٔ (2-1) را مطرح کرد.

معادلهٔ (2-1) مشخص کنندهٔ واریانس شرطی است که در آن β_0، β_i، θ_k و ϕ_j پارامترهای ثابت هستند. اگر $\theta_k < 0$ باشد در این صورت شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی کمتر نوسانات را گسترش می‌دهد. تا زمانی که $\theta_k \neq 0$ باشد مدل نمایی نامتقارن است. همچنین در معادله (2-1)؛ پسماند واریانس شرطی دارای توزیع نرمال با واریانس σ_t^2 است به عبارتی در اینجا پسماند نوفه سفید خواهد بود. این شرط در تمام مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی صادق است.

مدل EGARCH نسبت به سایر مدل‌های نامتقارن همچون آرچ آستانه‌ای (TGARGH) در موارد، 1) تبدیل لگاریتمی متضمن مثبت بودن واریانس شرطی است؛ 2) برآورد به مشاهدات پرت حساس نیست؛3) این مدل هیچ محدودیتی روی پارامترها ندارد و برای مانایی فرآیند EGARCH کافی است، ε_t در معادله (2-1) دارای توزیع نرمال و $|\sum_{I=1}^{P} \beta_i|$در معادله (3) کمتر از واحد باشد، برتری دارد. بر همین اساس در مطالعه حاضر نیز از مدل EGARCH برای استخراج نااطمینانی تورمی استفاده خواهد شد.

2-3- علیت گرنجر و مدل خودرگرسیون برداری

در مطالعهٔ حاضر از آزمون استاندارد علیت گرنجر برای بررسی وجود رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی استفاده می‌شود. این آزمون بر پایهٔ این فرض مهم استوار است که اطلاعات مهم برای پیش‌بینی هر متغیری در داده‌های سری زمانی مربوط به آن نهفته است. درواقع، گرنجر (1969) بیان می‌کند چنانچه مقادیر جاری Y_t با استفاده از مقادیر گذشته X_t پیش‌بینی شود در

این صورت X_t را علّت Y_t می‌گویند. در آزمون علیّت گرنجری برای اینکه فرضیهٔ؛ "X_t علّت گرنجری Y_t نیست" آزموده شود و بالعکس، یک مدل خود توضیح برداری (VAR) به شکل زیر تدوین می‌شود:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k} a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} b_i X_{t-i} + u_t \quad (2)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{k} q_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} j_i Y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

اگر فرض صفر بودن ضرایب X_t یعنی b_iها پذیرفته شود، در آن صورت X_t علّت گرنجری Y_t نیست. در مورد رابطهٔ (3) نیز این حالت صادق است. در این آزمون طول وقفه (k) تا حدودی انتخابی است. اعتبار این آزمون به رتبهٔ مدل خود توضیح برداری و مانایی متغیرها بستگی دارد. اگر متغیرها نامانا باشند، اعتبار این آزمون کاهش می‌یابد.

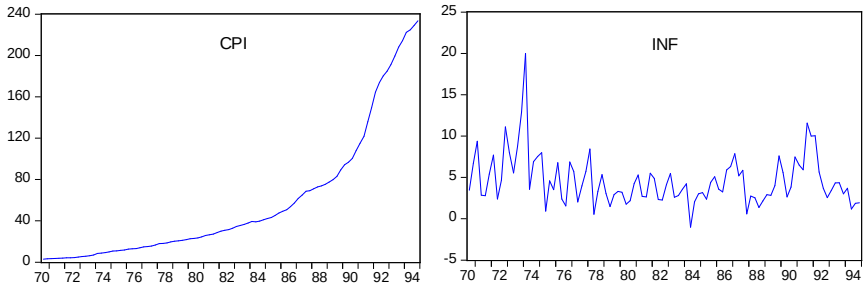
بعد از آزمون علیت گرنجر می‌توان از توابع واکنش به ضربه و تجزیه واریانس در رهیافت خود رگرسیون برداری (VAR)، شواهدی بهتری از تأثیرگذاری‌ها در جریان علیت گرنجری به دست آورد. درواقع، در تخمین به روش VAR که آزمون علیت گرنجر هم از آن استفاده می‌کند، ضرایب و درصد توضیح‌دهندگی پارامترهای الگو اهمیت روش‌های تک معادله‌ای را ندارند؛ بنابراین، از توابع واکنش به ضربه (واکنش آنی) و تجزیه واریانس برای تحلیل‌ها استفاده می‌شود. نظر به اینکه توابع واکنش به ضربه، مسیر زمانی تأثیر ضربه بر وضعیت‌های آتی یک سیستم پویا را اندازه‌گیری می‌کند، لذا آثار ضربه را می‌توان بر متغیرها در الگوهای VAR مشاهده نمود. در بحث واکنش به ضربه برای متغیرها فرض می‌شود که سیستم در تعادل بوده و این تعادل در مبدأ مختصات قرار دارد؛ به‌گونه‌ای که تمامی متغیرها در حالت تعادل برابر صفر هستند. آنگاه اثر تکانه (ضربه) یکباره به یک متغیر، موقتی نامیده می‌شود که متغیر پس از گذشت چند دوره زمانی به مقدار تعادلی قبلی خود بازمی‌گردد؛ حال اگر این متغیر به صفر برنگردد و در مقدار تعادلی متفاوتی استقرار یابد، اثر ضربه دائمی نامیده می‌شود. روش تجزیه واریانس نیز قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون‌زایی متغیرها را فارغ از دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند؛ لذا تجزیه واریانس را می‌توان آزمون علیت خارج از دوره نمونه نامید. این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف دستگاه در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر را طی دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌کند.

4-مدلسازی و محاسبه نااطمینانی تورمی

در این مطالعه برای محاسبهٔ تورم از درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده به سال پایه 1390 طی دوره زمانی 1394Q4-1369Q1 استفاده‌شده است (نمودار 1):

$$INF_t = 100 * (CPI_t - CPI_{t-1}) / CPI_{t-1} \quad (4)$$

که در آن، INF_t تورم و CPI_t شاخص قیمتی مصرف‌کننده در زمان t است.



نمودار 1: روند شاخص قیمت مصرف‌کننده و تورم طی دورهٔ زمانی 1394Q4-1369Q1

مدل‌سازی سری‌های زمانی مبتنی بر فرض ایستایی متغیرها است. بر اساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد KPSS که فرض صفر آن مبنی بر مانایی سری زمانی است، متغیر تورم در سطح مانا است (جدول 1). لذا برآوردهای مطالعهٔ حاضر کاذب نخواهند بود.

جدول 1: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS

حالت آزمون	آمارهٔ KPSS	مقادیر بحرانی در 5%	نتیجهٔ آزمون
با عرض مبدأ و روند	0/348032	0/463000	فرضیه صفر رد می‌شود.

منبع: یافته‌های تحقیق

بعد از بررسی مانایی تورم، در گام بعدی باید نااطمینانی (تلاطم شرطی) تورمی بر اساس مدل‌های خانواده ARCH مدلسازی و اندازه‌گیری شود. بر اساس مطالعات تجربی، نااطمینانی تورمی نسبت به شوک‌های منفی و مثبت واکنش یکسانی نشان نمی‌دهد، ازاین‌رو برای تحلیل رفتار شوک‌ها در شکل‌گیری نااطمینانی تورمی، لازم است از یک مدل نامتقارن استفاده شود. در این

مطالعه از مدل نامتقارن EGARGH (به دلیل مزیت‌های آن نسبت به TGARCH) برای استخراج نااطمینانی تورمی استفاده می‌شود. برای برآورد مدل EGARCH در مورد تورم (INF_t)، ابتدا معادله میانگین شرطی تورم بر اساس رویکرد باکس-جنکینز در حالت‌های مختلف برآورد شده و سپس بر مبنای حداقل مقدار معیارهای اطلاعات آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC)، از بین مدل‌های برآوردی معادله میانگین شرطی زیر به‌عنوان الگوی بهینه انتخاب شده است:

$$INF_t = a_0 + a_1 INF_{t-1} + a_2 INF_{t-4} + \varepsilon_t = \hat{INF}_t + \varepsilon_t \qquad (5)$$

که در آن، $\hat{INF}_t$ تورم انتظاری (پیش‌بینی شده) و ε_t تورم پیش‌بینی نشده است. بعد از برآورد مدل میانگین شرطی لازم است خودهمبستگی و ناهسمانی واریانس در پسماند آن بررسی شود. برای بررسی وجود همبستگی سریالی از آزمون ضریب لاگرانژ بروش– گادفری استفاده می‌شود. نتایج این آزمون نشان‌دهندهٔ عدم همبستگی سریالی بین پسماندهای حاصل از مدل است (جدول2). برای بررسی ناهمسانی واریانس نیز از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) انگل (1982) استفاده می‌شود. نتایج آزمون ARCH فرض وجود همسانی واریانس را رد می‌کند (جدول 2). این نشان می‌دهد واریانس معادلهٔ میانگین در طول زمان تغییر می‌کند، لذا استفاده از مدل EGARCH قابل دفاع است.

جدول2: آزمون LM خودهمبستگی بروش-گادفری و ناهمسانی واریانس انگل

آزمون	مقدار آماره LM	سطح احتمال	نتیجه آزمون
بروش-گادفری	2/35581	0/1248	تأیید فرض عدم وجود خودهمبستگی
ARCH	7/66580	0/0056	رد فرض همسانی واریانس (تأیید وجود اثرات ARCH)

منبع: یافته‌های تحقیق

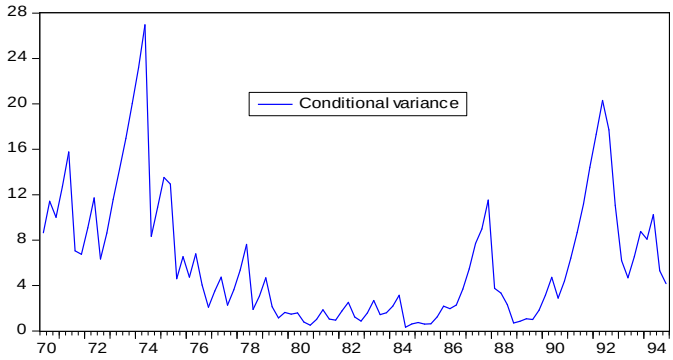
بر اساس نمودار همبستگی نگار مربوط به لگاریتم مربع پسماندهای حاصل از رابطه (9)، مدل EGARCH(1,1) به‌عنوان مناسب‌ترین مدل از نظر معیار باکس-جنکینز از بین معادلات برآوردی انتخاب شده است (رابطهٔ 6). نتایج برآورد در جدول (3) و نااطمینانی تورمی حاصل از این برآورد نیز در نمودار (2) ارائه شده است.

$$EGARCH\,(1,1): \log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \theta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \phi \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + v_t \qquad (6)$$

جدول3: نتایج برآورد مدل EGARCH(1,1)

معادله میانگین شرطی	متغیر	a_0	INF_{t-1}	INF_{t-4}	
	ضریب	1/91351	0/37281	0/20850	
	آماره Z	6/04661	5/56412	3/00148	
	سطح احتمال	0/00000	0/00000	0/00270	
معادله واریانس شرطی	متغیر	β_0	$\log(\sigma_{t-1}^2)$	$\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$	$\lvert\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}\rvert$
	ضریب	0/57867	0/84736	0/47736	-0/45604
	آماره Z	2/35075	14/63594	3/06355	-2/04546
	سطح احتمال	0/01870	0/00000	0/00220	0/04080
آزمون اثر ARCH	آماره	مقدار آماره	سطح احتمال	نتیجه آزمون	
	LM	1/52660	0/2166	عدم اثر ARCH	

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار2: نااطمینانی تورمی حاصل از مدل EGARCH(1,1)

بر اساس آزمون ARCH جدول (3)، فرض وجود همسانی واریانس در مدل EGARCH را نمی‌توان رد کرد، لذا اثر ARCH بین باقیمانده‌های معادلات واریانس شرطی وجود ندارد. در جدول مذکور، تمامی پارامترهای برآورد شده مدل EGARCH از نظر آماری معنادار است. ازآنجاکه مقدار پارامتر θ (ضریب $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$) عددی مثبت است، می‌توان نتیجه گرفت تأثیر شوک‌های تورمی منفی و مثبت با بزرگی یکسان تأثیر نامتقارنی بر روی نااطمینانی تورمی دارند. با توجه به مجموع پارامترهای ϕ (ضریب $\lvert\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}\rvert$) و θ نیز، می‌توان گفت شوک‌های مثبت منجر به افزایش نااطمینانی تورمی و شوک‌های منفی منجر به کاهش نااطمینانی می‌شوند.

5- رابطهٔ تورم (پیش‌بینی شده و انتظاری) و نااطمینانی تورمی

در آزمون علیت گرنجر، اولین مساله طول وقفهٔ بهینه است. در اینجا بر اساس معیار AIC طول وقفه بهینه 4 فصل برای بررسی ارتباط هم تورم پیش‌بینی شده (انتظاری) و هم پیش‌بینی نشده با نااطمینانی تورمی تعیین شده است (جدول 4).

جدول 4:انتخاب طول وقفهٔ بهینه برای بررسی علیت بین نااطمینانی تورمی و تورم

رابطه	نااطمینانی تورمی و تورم پیش‌بینی نشده		نااطمینانی تورمی و تورم پیش‌بینی شده	
طول وقفه	AIC	SC	AIC	SC
0	10/99456	11/04867	8/97842	9/032533
1	8/726357	8/888695*	7/781803	7/944141
2	8/747423	9/017986	7/69282	7/963383
3	8/765205	9/143993	7/361368	7/740156
4	8/667515*	9/154529	6/942917*	7/429931*
5	8/714654	9/309894	6/953556	7/548795

منبع: یافته‌های تحقیق

حال رابطهٔ علیت بین نااطمینانی تورمی و تورم پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده با استفاده از آزمون علیت گرنجر بر اساس وقفه‌های بهینه بررسی می‌شود (جدول 5).

بر اساس نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول (5)، تورم انتظاری (پیش‌بینی شده) علیت گرنجر نااطمینانی تورمی نیست و همچنین نااطمینانی تورمی نیز علیت گرنجر تورم پیش‌بینی‌نشده نیست. از سوی دیگر، تورم پیش‌بینی نشده نیز علیت گرنجر نااطمینانی تورمی و نااطمینانی تورمی علیت گرنجر تورم انتظاری است. حال باید مشخص شود که علامت و میزان تأثیر این علیت‌ها چقدر است. در این راستا، ابتدا ارتباط متقابل بین نااطمینانی با تورم پیش‌بینی شده و نشده در قالب دو مدل مجزای خودرگرسیون برداری غیر مقید با وقفه‌های بهینه تعیین شده در جدول (4) برآورد می‌شود. سپس از توابع واکنش آنی و تجزیهٔ واریانس این برآوردها برای تحلیل علیت‌های مشخص شده در جدول (5) استفاده می‌شود.

جدول 5: نتایج آزمون علیت گرنجر

فرضیه صفر	طول وقفه	آماره F	سطح احتمال
نااطمینانی تورمی علیت گرنجر تورم پیش‌بینی‌نشده نیست.	4	1/43629	0/2289
تورم پیش‌نشده علیت گرنجر نااطمینانی تورمی نیست.	4	62/9672	0/0000
نااطمینانی تورمی علیت گرنجر تورم پیش‌بینی‌شده نیست.	4	9/08330	0/0000
تورم پیش‌بینی‌شده علیت گرنجر نااطمینانی تورمی نیست.	4	1/46924	0/2186

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول 6: توابع واکنش آنی و تجزیهٔ واریانس برای علیت‌های آشکار شده

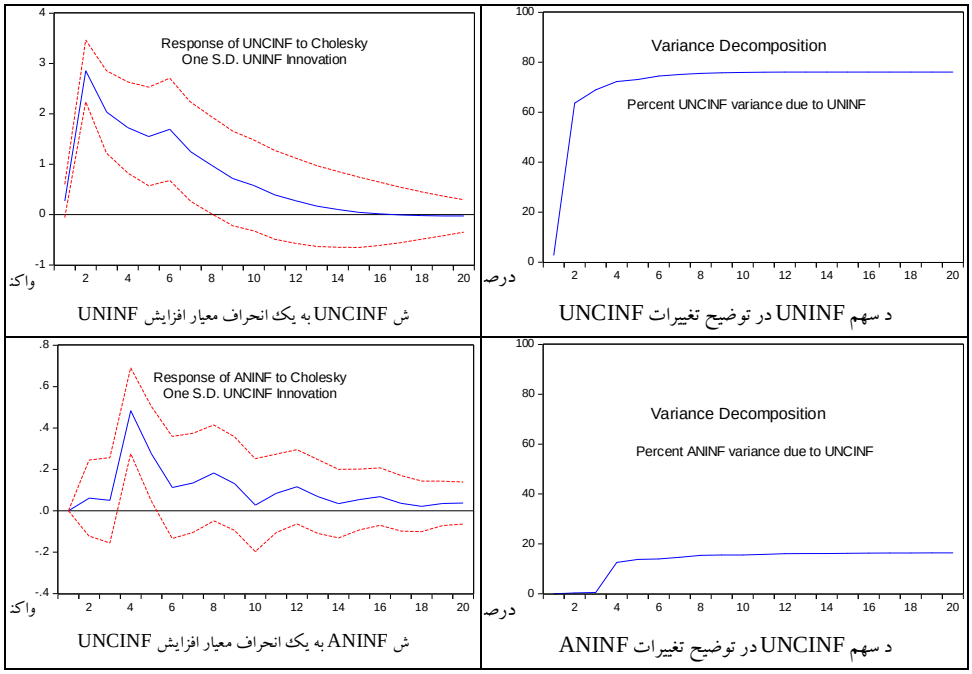
فصل 1	فصل 2	فصل 3	فصل 4	فصل 8	فصل 12	فصل 16	فصل 20
تابع واکنش نااطمینانی تورمی به یک انحراف معیار تغییر در تورم پیش‌بینی نشده							
0/27158	2/85511	2/03476	1/72807	0/97633	0/27458	0/01493	-0/02788
درصد سهم تورم پیش‌بینی نشده در توضیح تغییرات نااطمینانی تورمی (تابع تجزیه واریانس)							
2/81570	63/64360	68/98262	72/29414	75/56210	76/04786	76/07098	76/07074
تابع واکنش تورم پیش‌بینی شده به یک انحراف معیار تغییر در نااطمینانی تورمی							
0/00000	0/06130	0/05043	0/48354	0/18303	0/11600	0/06854	0/03736
درصد سهم نااطمینانی تورمی در توضیح تغییرات تورم پیش‌بینی شده (تابع تجزیه واریانس)							
0/00000	0/30297	0/50562	12/56807	15/40623	16/05790	16/31741	16/41250

منبع: یافته‌های تحقیق

توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس نااطمینانی تورمی (UNCINF) نسبت به تورم پیش‌بینی نشده (UNINF) و تورم انتظاری (ANINF) نسبت به نااطمینانی تورمی (UNCINF) در نمودار (3) و جدول (6) ارائه شده است. بر این اساس، با ایجاد شوکی به‌اندازهٔ یک انحراف معیار در تورم پیش‌بینی نشده، نااطمینانی تورمی در فصل اول 0/27158 درصد افزایش می‌یابد، این افزایش در فصل دوم به اوج خود می‌رسد (2/85511 درصد)، سپس این اثرات مثبت شروع به کاهش می‌کند و از فصل شانزدهم به بعد تقریباً صفر می‌شود. این روند تأثیرگذاری شوک‌های پیش‌بینی نشده تورمی قادر است در فصل اول 2/82 درصد و در بلندمدت بیش از 76 درصد از تغییرات نااطمینانی تورمی در ایران را توضیح دهد. همچنین با ایجاد شوکی به‌اندازهٔ یک انحراف معیار در نااطمینانی تورمی نیز تورم انتظاری از فصل دوم با نوساناتی شروع به افزایش می‌کند و این فرآیند افزایشی طی 20 فصل مثبت است، اوج این اثرگذاری در فصل چهارم است (0/48354 درصد). این

اثرات نااطمینانی تورمی نیز در فصل دوم 3 درصد و در بلندمدت بیش از 16 درصد از تغییرات تورم انتظاری را توضیح می‌دهد. لذا نتایج حکایت از این امر دارد که اگر تورم قابل پیش‌بینی نباشد (باشد)، در این حالت بر اساس رویکرد انتظارات عقلایی نااطمینانی تورمی ایجاد خواهد (نخواهد) شد. بر اساس رفتار عقلایی با ایجاد نااطمینانی تورمی، عاملان اقتصادی نرخ تورم بالاتری را انتظار خواهند داشت.

نمودار 3: توابع واکنش آنی و تجزیهٔ واریانس



منبع: یافته‌های تحقیق

6- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعهٔ حاضر ارتباط بین تورم (انتظاری و پیش‌بینی نشده) و نااطمینانی تورمی در ایران را با تأکید بر انتظارات عقلایی طی دوره زمانی 1394Q4-1369Q1 بررسی کرده است. در این راستا، نرخ تورم از شاخص قیمت مصرف‌کننده محاسبه و معادلهٔ میانگین شرطی برای آن برآورد شد. سپس از طریق مدل EGARCH به مدلسازی و اندازه‌گیری مفهوم نااطمینانی تورمی پرداخته شد.

نتایج نشان داد شوک‌های منفی و مثبت تورمی هم‌اندازه به‌صورت نامتقارن در شکل‌گیری نااطمینانی تورمی نقش دارند و شوک‌های مثبت بیشتر نااطمینانی را گسترش می‌دهند. همچنین نتایج علیت گرنجری نیز نشان داد فرضیهٔ فریدمن مبنی بر اینکه افزایش تورم منجر به نااطمینانی تورمی می‌شود، در ایران برای تورم پیش‌بینی نشده صادق است و برای تورم انتظاری این فرضیه رد می‌شود. همچنین فرضیهٔ کویکرمن و ملتزر، مبنی بر اینکه علیت از نااطمینانی تورمی به تورم است در مورد تورم انتظاری تأیید و در مورد تورم پیش‌بینی نشده رد می‌شود. بر اساس توابع واکنش آنی حاصل از مدل خودرگرسیون برداری بین نااطمینانی تورمی و تورم انتظاری، ایجاد شوکی به‌اندازهٔ یک انحراف معیار در تورم پیش‌بینی نشده حداقل 16 فصل به‌صورت مثبت نااطمینانی تورمی را متأثر خواهد کرد و اوج این اثرات در فصل دوم است. بر اساس توابع تجزیه واریانس، این اثرات قادرند در بلندمدت بیش از 76 درصد از تغییرات نااطمینانی تورمی در ایران را توضیح دهند. همچنین ایجاد شوکی به‌اندازهٔ یک انحراف معیار در نااطمینانی تورمی از فصل دوم به بعد تأثیر مثبت بر تورم انتظاری خواهد داشت، در بلندمدت نیز بیش از 16 تغییرات تورم انتظاری تحت تأثیر این افزایش نااطمینانی تورمی توضیح داده می‌شود.

نتایج فوق تفکر سیاست‌های تثبیت قیمت‌ها (هدف‌گذاری تورم) را قوت می‌بخشد. بر این اساس، در راستای پایداری سیاست تثبیت تورمی و تقلیل هزینه‌های ناشی از نااطمینانی تورمی باید از ایجاد شوک‌های تورمی غیرمنتظره که عمدتاً حاصل سیاست‌های مصلحتی در زمینه‌های مختلف به‌ویژه پولی است اجتناب کرده و تا حد امکان در مورد متغیرهایی که تحریک‌کننده تورم هستند از سیاست‌های قاعده‌مند که قابلیت پیش‌بینی برای عاملان اقتصادی دارند، بجای سیاست‌های مصلحتی که عمدتاً غیرقابل‌پیش‌بینی هستند، استفاده شود.

References

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

[2] Bamanga, M. A., Musa, U., Salihu, A., Udoette, U. S., Adejo, V. T., Edem, O. F, Bukar, H. and Udechukwu-Peterclaver, C.T. (2016). Inflation and Inflation Uncertainty in Nigeria: A Test of the Friedman's Hypothesis, CBN Journal of Applied Statistics, Vol. 7 (1(a)), pp.147-169

[3] Berument, H., K., Metin-Ozcan. & B. Neyapti. (2001). Modelling Inflation Uncertainty Using EGARCH: An Application to Turkey, Turkey, Ankara, Bilkent University, Department of Economics, 06533 Bilkent

[4] Bollerslev, T. (1986). Generalised Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Eonometrics, Vol. 31, pp. 307-327.
[5] Dahmardeh, N., Pourshahabi, F. & A. Khani Zade. (2010). Asymmetry Effect of Inflation on Inflation Uncertainty in Iran: Using from EGARCH Model, 1959-2009, American Journal of Applied Sciences, Vol. 7, pp. 535-539.
[6] Deveraux, M. (1989). A positive theory of inflation and inflation variance. Economic Inquiry, Vol. 27, pp. 105–116
[7] Engle, R. F. & and Bollerslev, T. (1986). Modeling the Persistence of Conditional Variances, Econometric Reviews, Vol. 5, pp. 1-50.
[8] Engle, Robert F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. Econometrica, Vol. 50, pp. 987-1008.
[9] Farnaghi, E., Parivar, O., Tofighi, H. (2013). Inflation, Inflation Uncertainty, and growth in Iran, Journal of Economics and Business, No. 7, pp. 1-14.
[10] Farzin Vash, A., Abasi, M. (2006). Examine the relationship between inflation and inflation uncertainty in Iran using the GARCH model, Journal of Economic Research, No. 74, pp. 25-55.
[11] Franses, P. H. (1988). Time Series Models for Business and Economic Forecasting. Cambridge University Press, New York.
[12] Friedman, M. (1977), Nobel Lectures: Inflation and unemployment, Journal of Political Economics, Vol. 85, pp. 451-472.
[13] Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica, Vol. 37, pp. 424-438.
[14] Grier, K. B. & M. J. Perry. (2000). The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M evidence. Journal of Applied Econometrics, Vol. 15, pp. 45-58.
[15] Grier, R. & K. B. Grier. (2004). On the Real Effects of Inflation and Inflation Uncertainty in Mexico. Journal of Development Economics, vol. 80, August, pp. 78-500.
[16] Heidari, H. & 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, pp. 131-146.
[17] Karahan, Ö. (2012). The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty: Evidence from the Turkish Economy. Procedia Economics and Finance, Vol. 1, pp. 219-228
[18] Kontonikas, A. (2004). Inflation and Inflation Uncertainty in the United Kingdom, Evidence from GARCH Modeling. Economic Modeling, Vol. 21, pp. 525-543.
[19] Mohammadi, T., Taleblo, R. (2010). Inflation dynamics and the relationship between inflation and nominal uncertainty Using the model ARFIMA-GARCH, ECONOMIC RESEARCH, No. 1, pp 137-170.
[20] Mehrara, M., Mojab, R. (2009). The relationship between inflation and

inflation uncertainty, uncertainty of production and production in Iran, Journal of money and economy, No. 2, pp. 1-30.
[21] Miles, W. & S., Schreyer. (2009). Inflation costs, Uncertainty Costs and Emerging Markets. Journal of Economic Development, Vol. 34, pp. 169-183.
[22] Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. Econometrica, Vol. 59, pp. 347–370.
[23] Sharaf, M. F. (2015). Inflation and Inflation Uncertainty Revisited: Evidence from Egypt. Economies, Vol. 3, pp.128-146; DOI:10.3390/economies3030128
[24] Souri, A., Ebrahimi, M. (2006). The relationship between inflation and inflation uncertainty in Iran, Journal of Knowledge & Development, No. 18, pp. 111-126.
[25] Tashkini, A. (2006). Is inflation uncertainty to inflation levels change? Journal of Economic Research, No. 73, pp. 193-210.
[26] Ungar, M. & B., Zilberfarb. (1993). Inflation and its Unpredictability - Theory and Empirical Evidence. Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 25, pp. 709-720.
[27] Verbek, M. (2005). A Guide to Modern conometrics. England, Second Edition.