مجله علمی-پژوهشی

اقتصاد و مدیریت

شماره ۶۹ / تابستان ۱۳۸۵

تورم و نااطمینانی تورمی در ایران
رویکردی نوین جهت بررسی ارتباط متقابل

دکتر کریم امامی*

علی سلمان پور**

چکیده

در شناخت پدیده‌های اقتصادی نه تنها شناسایی عوامل مؤثر بر تورم و آثار آن، بلکه بررسی ارتباط تورم با نااطمینانی تورمی نیز حائز اهمیت است، زیرا ممکن است یکی از آثار مهم تورم، نااطمینانی در مورد تورم آینده باشد. نااطمینانی تورمی، در واقع جزء غیر قابل پیش‌بینی نرخ تورم آتی است که می تواند آثار منفی تورم در متغیرهای اقتصادی را تجمیع کند، زیرا عاملان اقتصادی ممکن است هزینه‌های جزء پیش‌بینی شدهٔ تورم را با تصمیمات و عملکرد خود کاهش داده و یا از بین برند، امّا نااطمینانی تورمی جزء غیر قابل پیش‌بینی تورم است. نااطمینانی تورمی بر عرضهٔ نیروی کار، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و ... تأثیر گذاشته و دیگر متغیرهای اقتصادی را نیز به تبع آن تحت تأثیر قرار می‌دهد. در زمینه ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی دو دیدگاه عمده وجود دارد که دیدگاه اول شامل فرضیه فریدمن - بال[1] و دیدگاه دوم شامل فرضیه کوکرمن – ملتزر[2] است. در این مقاله دو دیدگاه به صورت تئوریکی مورد بررسی قرار گرفته و نهایتاً به کمک مدل ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی،ARCH[3] و شکل تعمیم یافتهٔ آن یعنی مدل GARCH[4] ارتباط یک طرفه از تورم به نااطمینانی تورمی و یا بالعکس از نااطمینانی تورمی به تورم و همچنین احتمال وجود ارتباط دو طرفه بین این دو متغیر در اقتصاد ایران و در طی سالهای ۱۳۸۲ - ۱۳۱۵ مورد تجزیه تحلیل قرار می‌گیرد. ارتباط بین این دو متغیر برای دوره‌های زمانی کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت مورد بررسی قرار گرفته و نتایج حاصله وجود ارتباط یک طرفه از تورم به نااطمینانی تورمی را تائید می‌کند. این ارتباط برای دوره زمانی کوتاه مدت شدیدتر از دوره زمانی بلند مدت می‌باشد. در بررسی تأثیرات شوکهای تورمی بر نااطمینانی تورمی می‌توان اذعان داشت که شوکهای تورمی در کوتاه مدت تأثیرات متقارن ولی در بلند مدت تاثیرات غیر متقارنی روی نااطمینانی تورمی داشته و لذا شوک مثبت نسبت به شوک منفی بر نااطمینانی تورمی اثر بیشتری داشته است.

واژگان کلیدی

تورم، نااطمینانی تورمی، منحنی فیلیپس، فرضیه فریدمن-بال، فرضیه کوکرمن- ملتزر، مدلهای ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی (ARCH) و شکل تعمیم یافتهٔ آن(GARCH)

* استادیار، عضو هیت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران

** عضو هیت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد مرند

1. Friedman-Ball hypothesis
2. Cukierman-Meltzer hypothesis
3. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
4, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

مقدمه

مطالعه و بررسی علل و آثار تورم شاید یکی از مهمترین مباحث در حوزهٔ اقتصاد کلان باشد. تورم می‌تواند توزیع درآمد را مختل نموده، به خاطر اثر گذاری بر قیمت‌های نسبی تخصیص منابع را تحت تاثیر قرار دهد، و نیز سطح اشتغال و تولید و یا نرخ بیکاری و رشد اقتصادی را متاثر سازد. استنرز (Stanners, 1993, PP.79) معتقد است نرخ پائین تورم برای رشد اقتصادی بالا و پایدار ضروری است ولی نرخهای بالای تورم اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. تورم علاوه بر تأثیرات مستقیم بر اقتصاد دارای اثرات ثانویه و غیر مستقیم نیز هست که ممکن است از مسیر نااطمینانی تورمی باشد. زیرا یکی از آثار تورم، ممکن است نااطمینانی در مورد تورم آینده باشد. نااطمینانی اشاره به وضعیتی دارد که در آن وضعیت احتمال وقوع حوادث آتی را نمی‌توان مشخص ساخت (Dreze, 1999, PP.2). نااطمینانی در مقابل حادثهٔ ریسکی قرار دارد که می‌توان احتمال به خصوصی را به وقوع حادثه نسبت داد. اگر تغییرات آتی در متغیرهای اقتصادی از مجموع تغییرات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده تشکیل شده باشد آنگاه نااطمینانی یک متغیر اقتصادی است که شامل تغییر غیر قابل پیش‌بینی آن متغیر خواهد بود(Griere & Perre, 1998, PP.671) و (Growford & Kasmovich, 1996, PP.1). با توجه به تعریف بیان شده نااطمینانی تورمی تغییرات غیر قابل پیش‌بینی نرخ تورم را نشان می‌دهد. نااطمینانی تورمی در ارتباط با عوامل پولی و غیر پولی همچون نااطمینانی درباره شوکهای قیمتی و شوکهای واقعی است و لذا نااطمینانی در رشد عرضه پول و آثار تورمی‌اش، اعتبار هدف گذاریها و کنترل تورم در اقتصاد و سایر سیاستهای غیر تورمی بر روی نااطمینانی تورمی اثر می‌گذارند. موضوع نااطمینانی تورمی برای اولین بار توسط اوکان، (Okun, 1971, PP.485)مطرح گردید. وی به کمک تجزیه تحلیلهای آماری خود دریافت که کشورهایی که دارای نرخ تورم بالاتری هستند عموماً تغییرات تورمی بالاتری دارند. بنابراین اوکان تغییرات بالا را به عنوان شاخصی برای نااطمینانی بالا بکار گرفت و معتقد بود تورم بالا همراه با نااطمینانی تورمی است. پس از او، لوکاس(Lucas, 1973, PP.326) فرض نمود که با وجود اطلاعات ناقص و چسبندگی اسمی قیمتها و دستمزدها، حساسیت عملکرد بنگاههای اقتصادی به سیگنال‌های قیمت از طریق نااطمینانی تورمی قابل توجیه است.

میلتون فریدمن (Milton Friedman, 1977, PP.451) در مقاله مشهور خود که در سال ۱۹۷۷ منتشر نمود و برنده جایزه نوبل گردید، به بررسی ارتباط بین تورم و بیکاری در بین ۷ کشور صنعتی ایتالیا، آلمان، ژاپن، سوئد، انگلستان، آمریکا و فرانسه در دوره ۱۹۷۵ - ۱۹۵۶ می‌پردازد و ارتباط مثبت بین تورم و بیکاری را برای دوره ۱۹۷۵-۱۹۶۱ تأیید می‌کند. او در توجیه ارتباط مثبت بین تورم و بیکاری به بحث نااطمینانی تورمی اشاره می‌کند و معتقد است که در محیط تورمی و در شرایطی که در جامعه تورم وجود دارد، نااطمینانی در مورد تورم آتی شکل می‌گیرد و به خاطر به وجود آمدن نااطمینانی تورمی، حجم فعالیتهای اقتصادی کاهش یافته و بیکاری افزایش پیدا می‌کند. لذا عامل اساسی در توجیه چگونگی تأثیر مثبت تورم بر بیکاری وجود نااطمینانی تورمی در هر اقتصادی است.

مکین(Makin H. John, 1981, PP.126) در سال ۱۹۸۱ در مقاله مشهور خود تحت عنوان «پول پیش‌بینی شده، نااطمینانی تورمی و فعالیت واقعی اقتصاد» نشان می‌دهد که نااطمینانی تورمی روی حجم فعالیتهای اقتصادی اثر گذاشته، تولید را کاهش و بیکاری را افزایش می‌دهد. وی همچنین معتقد است که به دلیل همبستگی مثبت بین نااطمینانی تورمی و شوکهای پولی، موضوع نااطمینانی تورمی می‌بایست در مدلهای انتظارات عقلایی مد نظر قرار گیرد. زیرا چنانچه متغیر نااطمینانی تورمی در مدل انتظارات عقلایی اعمال نشود، با حذف یک متغیر مهم در مدل مواجهه شده و لذا برآورد پارامترهای مدل با تورش خواهند بود.

برخی از آثار نااطمینانی تورمی بر متغیرهای اقتصادی را می‌توان به طور خلاصه به صورت زیر بیان نمود.

- وجود نااطمینانی نسبت به تورم آینده باعث می‌شود طرفین قراردادها طول دورهٔ قرار داد خود را کاهش دهند. زیرا کاهش طول قرارداد احتمال زیان وارده بر طرفین را کاهش می‌دهد.
- نااطمینانی نسبت به تورم آینده اثرات تخصیص منابع که بر پایهٔ مکانیزم قیمتها استوار است را تحت تأثیر قرار داده و مختل می‌کند.
- نرخ بهرهٔ بلندمدت در بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار داده و لذا پس انداز، مصرف و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد.
- اگر پرداختها در قراردادها با تورم شاخص‌بندی نگردند، ارزش پرداختهای آتی نیز با نااطمینانی مواجه می‌شوند.

- بر عاملان اقتصادی هزینه‌های مضاعف را تحمیل می‌کند. زیرا قسمتی از منابع آنان برای پیش‌بینی تورم آتی و همچنین برای مشارکت در ریسک بکار می‌رود.
- سود و یا زیان بنگاههای تولیدی و خدماتی و عاملان اقتصادی را با ریسک همراه می‌کند.
- و بالاخره در شرایطی که نااطمینانی تورمی وجود دارد بنگاهها و فعالان اقتصادی ارزش واقعی پرداختیهای اسمی آتی خود را نمی‌دانند و لذا تصمیمات سرمایه‌گذاران و پس‌انداز کنندگان مختل می‌گردد.

مبانی تئوریک ارتباط تورم با نااطمینانی تورمی

در مطالعات اقتصادی دو دیدگاه مهم و عمده در خصوص ارتباط تورم با نااطمینانی تورمی وجود دارد. در دیدگاه اول که به فریدمن – بال منتسب است، تورم علت نااطمینانی تورمی است و ارتباط آن دو نیز مثبت است. یعنی با افزایش (کاهش) تورم، نااطمینانی تورمی افزایش (کاهش) می‌یابد. ارتباط مثبت بین این دو متغیر ابتدا توسط فریدمن در سال ۱۹۷۷ در توجیه شیب مثبت منحنی فیلپس بکار می‌رود و سپس توسط بال (Ball, L, 1992, PP.371) در سال ۱۹۹۲ به وسیله اطلاعات غیر متقارن که در بین عموم مردم و سیاستمداران وجود دارد فرمول‌بندی شده و مورد تجزیه تحلیل قرار می‌گیرد. بال معتقد است، زمانیکه تورم در جامعه پایین است، سیاستمداران سعی می‌کنند آنرا در سطح پایین حفظ نمایند. در اینصورت تورم در سطح پایین ثابت و پایدار است. ولی وقتی تورم بالاست عموم می‌دانند که عده‌ای از سیاستمداران تمایل دارند هزینه‌های بالای تورم را تحمل کنند، در صورتیکه گروهی دیگر از سیاستگذاران سعی می‌کنند با کاهش تورم هزینه‌های کاهش تورم از قبیل افزایش بیکاری را بر جامعه تحمیل کنند. بنابراین در شرایطی که اقتصاد با تورم بالا روبرو است، به دلیل مبادلهٔ هزینه‌های تورم آتی و هزینه‌های سیاستهای ضد تورمی توسط مقامات و سیاستگذاران پولی، عدم اطمینان دربارهٔ نوع سیاستهای پولی رایج به وجود می‌آید، و لذا اقتصاد با نااطمینانی در مورد تورم آتی مواجه خواهد شد.

دیدگاه دوم به کوکرمن و ملتزر منتسب است. آنان معتقدند که نااطمینانی تورمی علت تورم است نه معلول آن. یعنی با افزایش (کاهش) نااطمینانی تورمی، تورم در جامعه افزایش (کاهش) می‌یابد. نظر این گروه بر پایه چارچوب نظریهٔ بارو - گوردون (Barro-Gordon,1983, PP.101) قرار دارد. بر اساس این دیدگاه، سیاستمداران با ایجاد تورم غافلگیرانه در یک محیط تورمی سعی می‌کنند فعالیتهای واقعی اقتصادی را تحریک نمایند. به عبارت دیگر زمانیکه نااطمینانی تورمی در سطح بالایی قرار دارد، چون سیاستمداران می‌دانند که حجم فعالیتهای اقتصادی کاهش پیدا می‌کند لذا سیاستهای انبساطی را اتخاذ می‌نمایند. به تبع سیاستهای انبساطی، سطح عمومی قیمتها افزایش می‌یابد و لذا نااطمینانی تورمی علت تورم در جامعه خواهد بود.

با توجه به دو دیدگاه فوق مطالعات گوناگونی برای کشورهای مختلف صورت گرفته است. در این مطالعات از مدلهای گوناگونی بهره گرفته شده و متغیر نااطمینانی تورمی با روشها و متدهای مختلف محاسبه شده است. نتایج هر یک از این مطالعات با توجه به ویژگیهای ساختاری کشورها نیز متفاوت بوده است. به عنوان مثال گریر و پری (Grier and Perry, PP.671) در مطالعهٔ خود که بر روی کشور های G-7 انجام داده‌اند نشان می‌دهند که در کشورهای ژاپن و فرانسه، نااطمینانی تورمی انگیزه‌هایی در سیاست‌گذاران برای ایجاد تورم غافلگیرانه ایجاد نموده و لذا نااطمینانی تورمی باعث افزایش متوسط نرخ تورم گشته است، و بالعکس در بقیه کشورهای G-7 به خاطر سیاستهای تثبیتیِ سیاستگذاران نااطمینانی تورمی متوسط نرخ تورم را کاهش داده است.

دیگر مطالعاتی که در این حوزه از مباحث اقتصاد انجام شده است در جدول ۱ خلاصه شده است.

اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی

متغیر نااطمینانی تورمی را می‌توان به صور مختلف محاسبه و اندازه‌گیری نمود که در زیر به برخی از آنها اشاره می‌کنیم.

- ساده‌ترین روش محاسبهٔ نااطمینانی تورمی استفاده از واریانس یا انحراف معیار نرخ تورم ماهیانه است که برای محاسبه نااطمینانی تورمی در طول سال بکار می‌رود.
- ممکن است از روش لیوینگسلون[1] جهت محاسبهٔ نااطمینانی تورمی استفاده شود. در این روش نرخ تورم انتظاری ۵۰ پیش‌بینی کننده را ثبت می‌نمایند و واریانس انتظارات اشخاص را به عنوان نااطمینانی تورمی معرفی می‌کنند.
- استفاده از روش احتمال نرخ تورم آتی توسط پیش‌بینی کنندگان است. در این روش از پیش‌بینی کنندگان خواسته می‌شود تا احتمال نرخ تورم آتی را اظهار کنند.
- استعانت از تکنیکها و روشهای اقتصاد سنجی است. در این روش پس از برآورد مدل مناسب جهت تبیین رفتار تورم،

1. Livingslon

مقادیر تورم در دورهٔ مورد بررسی پیش‌بینی شده و سپس انحراف معیار خطای پیش‌بینی در مدل برآوردی نااطمینانی تورمی را نشان می‌دهد. هر چند در مورد بهترین مدل برای پیش‌بینی تورم توافقی وجود ندارد ولی مدلهای عمومی ARCH و شکل تعمیم یافته آن یعنی GARCH QGARCH, GARCH-M، و... ارجحیت دارند. اینگونه مدلها به ما اجازه می‌دهند تا نااطمینانی تورمی را به وسیله واریانس شرطی جملهٔ خطای مدل که در طول زمان نیز ممکن است تغییر کنند برآورد نماییم.

استفاده از مدلهای مارکو - سویچینق[1] که در اینگونه مدلها پارامترهای مدل در طول زمان ثابت نمی‌باشند.

بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی

حال که نحوهٔ محاسبه متغیر نااطمینانی تورمی مشخص شد می‌توان به کمک روشهای مختلف به بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی پرداخت. محققان از روشهای مختلفی برای بررسی این موضوع استفاده نموده‌اند که می‌توان به چند نمونه از آنها اشاره نمود:

کاسموویچ و کراوفرد (Kasumovich & Crawford, PP.1) در تحقیقات خود پس از برآورد مدل میانگین، مربع خطای مدل برآوردی را به عنوان متغیر نماینده نااطمینانی تورمی در نظر گرفته و آنرا بر تورم دورهٔ قبل (Π_{t-1})، مربع آن (Π^2_{t-1}) و قدر مطلق تغییرات تورم در دورهٔ قبل $|\Delta\Pi_{t-1}|$، برازش نموده و به نتیجه‌گیری می‌پردازند. گریر و پری (Grier&Perry, PP.671) پس از به دست آوردن متغیر نااطمینانی تورمی از آزمون علیّت انگل - گرنجر برای بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی بهره می‌گیرند. امّا رایج و مناسب‌ترین روش، استفاده از مدلهای شرطی ناهمسانی واریانس(ARCH) است. در اغلب تحقیقاتی که از مدلهای ARCH و شکل گسترش یافته آنها استفاده می‌شود، ارتباط یک طرفه از تورم به نااطمینانی تورمی و یا از نااطمینانی تورمی به تورم مورد بررسی قرار گرفته است. در برخی از تحقیقاتی که اخیراً مطمح نظر بوده و مورد توجه قرار گرفته است ارتباط بین این دو متغیر، به طور متقابل و به صورت بازخور همزمان[2] در نظر گرفته شده است (Fountos et al, 2000, PP.1). زیرا ممکن است علیّت دوجانبه و متقابل از مسیر تورم به نااطمینانی تورمی و از نااطمینانی تورمی به تورم به طور همزمان وجود داشته باشد. تحت چنین شرایطی آزمون ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی به وسیله علامت و معنی‌داری تورم با وقفه در معادله واریانس، و نااطمینانی تورمی در معادله میانگین مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. فونتوس و دیگران در سال ۲۰۰۰ و برای اقتصاد آمریکا روش و تکنیک فوق را مورد استفاده قرار داده و به وجود ارتباط دو طرفه در این مورد پی بردند. آندو از یک مدل GARCH(p^*,q^*)-M(n^*)-L(k^*) ARMA(r,s^*)- استفاده نموده و به بررسی این موضوع پرداخته‌اند. شکل کلی یک مدل پویای عمومی با بازخور همزمان بین میانگین و واریانس شرطی به صورت زیر می‌باشد؛

$$A_{yy}(L)Y_t = \alpha A_{yh}(L)h_t + \beta_{y\varepsilon}(L)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = h_t^{\frac{1}{2}}e_t, \quad e_t \approx IN(0,1)$$

$$A_{yy}(L) = -\sum_{j=0}^{r}\alpha_{yy}^{j}L^j, \quad \alpha_{yy}^{0} = -1$$

$$\beta_{y\varepsilon}(L) = \sum_{j=0}^{s}\beta_{y\varepsilon}^{j}L^j, \quad \beta_{y\varepsilon}^{0} = 1$$

$$A_{yh}(L) = -\sum_{j=0}^{n}\alpha_{yh}^{j}L^j$$

$$A_{hh}(L)h_t = w + A_{hy}(L)Y_t + \beta_{hv}(L)\varepsilon_t^2$$

$$A_{hh}(L) = -\sum_{j=0}^{p}\alpha_{hh}^{j}L^j, \quad \alpha_{hh}^{0} = -1,$$

$$A_{hy}(L) = \sum_{j=1}^{k}\alpha_{hy}^{j}L^j,$$

$$\beta_{hv}(L) = \sum_{j=1}^{q}\beta_{hv}^{j}L^j$$

$$A_{yy}(L)Y_t = \alpha A_{yh}(L)h_t + \beta_{y\varepsilon}(L)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = h_t^{\frac{1}{2}}e_t, \quad e_t \approx IN(0,1)$$

$$A_{yy}(L) = -\sum_{j=0}^{r}\alpha_{yy}^{j}L^j, \quad \alpha_{yy}^{0} = -1$$

$$\beta_{y\varepsilon}(L) = \sum_{j=0}^{s}\beta_{y\varepsilon}^{j}L^j, \quad \beta_{y\varepsilon}^{0} = 1 \qquad (1)$$

$$A_{yh}(L) = -\sum_{j=0}^{n}\alpha_{yh}^{j}L^j$$

$$A_{hh}(L)h_t = w + A_{hy}(L)Y_t + \beta_{hv}(L)\varepsilon_t^2$$

$$A_{hh}(L) = -\sum_{j=0}^{p}\alpha_{hh}^{j}L^j, \quad \alpha_{hh}^{0} = -1, \quad A_{hy}(L) = \sum_{j=1}^{k}\alpha_{hy}^{j}L^j, \quad \beta_{hv}(L) = \sum_{j=1}^{q}\beta_{hv}^{j}L^j$$

در مدل فوق چنانچه $A_{yh}(L) = 0$ باشد، مدل GARCH-L و اگر $A_{hy}(L) = 0$ شود، مدل GARCH-M و زمانیکه $A_{hy}(L) = 0, A_{yh}(L) = 0$ باشد مدل GARCH را خواهیم داشت.

1. Markov-Switching
2. Simultaneous Feedback

جدول ۱

یافته‌های اساسی	مدل	شاخص قیمتی	نمونه	مطالعه
تغییر زمانی نااطمینانی تورمی در دوره۱۹۷۰بیشتر از ۱۹۶۰ بوده است .	ARCH	CPI	Uk 1958Q2-1977Q2	Engle (1982)
تغییر زمانی نااطمینانی تورمی در دوره۱۹۷۰ بیشتر از ۱۹۶۰ و در دوره۱۹۴۰ کمتر از ۱۹۵۰ می‌باشد.	ARCH	CPI-PPI GNPdeflator	US 1947Q4-1979Q4	Engle (1983)
نتیجه حاصله مشابه نتیجه انگل در سال ۱۹۸۶ است .	GARCH	GNPdeflator	US 1948Q2-1983Q4	Bollerslev (1986)
ارتباط مثبت بین نااطمینانی تورمی و تورم وجود داشته است.	GARCH پارامترهای متغیردر طول زمان	CPI	US 1960M1-1988M6	Evans (1991)
نااطمینانی تورمی ارتباط مثبتی با تورم دارد.	GARCH همراه باوقفه تورم و متغیرروند	GDP Deflator	US 1957Q1-1993Q4	Golob (1994)
اثر متقارن مثبت بین تورم و نااطمینانی تورمی وجود دارد .	EGARCH	CPI	1974Q1- US 1992Q4	Bruner& Hess(1993)
اثرات متقارن و مثبت بین تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد .	GARCH AGARCH TGARCH EGARCH	RPI	UK 1950Q1-1994Q1	Joyce(1995)
تورم باعث نااطمینانی تورمی می گردد	AGARCH GARCH TGARCH	CPIXFET CPI ، CPI مربوط به غذا ،انرژی و اثرات مالیاتهای غیرمستقیم	Canada 1916Q2-1994Q3 1963Q3-1994Q3	Graw Ford & Kasmovich (1996)
تورم منجر به نااطمینانی تورمی می گردد.	GARCH TGARCH ComponentGARCH	CPI	G7+Arganina Brazil+Israel 1948M1-1990M16	Baillieetal (1996)
رابطه مثبت دو طرفه بین تورم و نااطمینانی تورمی	GARCH-M	CPI	US 1960M1-1999M2	Fountasetal (2000)
رابطه مثبت از تورم به نااطمینانی تورمی هدف‌گذاری تورم (اکتبر ۱۹۹۲) اثر منفی روی نااطمینانی تورمی داشته است.	GARCH-M ComponentGARCH-M	CPI	UK 1972-2002	Kontonikas (2002)
نااطمینانی تورمی منجر به تورم می گردد.	GARCH TGARCH QGARCH	CPI	Chillo 1933M2-2001M6	Johnson (2002)

شرط پایایی نرخ تورم در ایران برای دورهٔ ۱۳۸۳-۱۳۱۵

برآورد پارامترهای مدل در مطالعات تجربی سری‌های زمانی بر این فرض استوارند که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده پایا[1] باشند. از طرف دیگر باور عموم اقتصاددانان بر این است که متغیرهای سری زمانی در اقتصاد، اغلب غیر پایا می‌باشند. از اینرو قبل از استفاده از این متغیرها و طراحی مدل مناسب و ارزیابی نتایج آن، لازم است نسبت به پایایی آن اطمینان حاصل شود.

در این قسمت برای بررسی این موضوع از آزمون دیکی فولر تعمیم یافتهADF[2]، و از نرم افزار Eviews4 بهره می‌گیریم. نتایج کلی آزمون در جداول (۲) الی (۴) به طور خلاصه ارائه شده است. آزمون‌ها نشان می‌دهند که متغیرهای نرخ

1. Ststionary

2. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

تورم (π_t) به شکل ماهیانه، سه ماهه، شش ماهه، نه ماهه و سالیانه برای ۳ حالت بدون روند و عرض از مبدا، بدون روند و با عرض از مبدا و برای حالت با روند و با عرض از مبدا پایا می‌باشند. زیرا قدر مطلق آمار محاسبه شده برای تمامی موارد از قدر مطلق آمار دیکی فولر تعمیم یافته در سطح اطمینان حتی ۹۹ درصد از جدول بزرگتر است.

برآورد مدل و تفسیر نتایج

برای بررسی ارتباط متقابل بین تورم و نااطمینانی تورمی در دورهٔ زمانی کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت از مدل عمومی ARMA(r,s*)- GARCH(p*,q*)-M(n*)-L(k*) استفاده می‌شود. جهت تجزیه و تحلیل و بررسی اثر شوکهای مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورمی از مدل عمومی ARMA(r,s*)- TGARCH(p*,q*)-M(n*)-L(k*) استفاده می‌شود. نرخ تورم با توجه به شاخص قیمتی ماهانهٔ کالاهای مصرفی به کمک رابطه $Ln\left[\frac{CPI_t}{CPI_{t-1}}\right]\times 100$ محاسبه شده و برای معادلهٔ میانگین و واریانس شرطی معادلهٔ زیر در نظر گرفته شده است.

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\sigma_{t-1}^2 + \varepsilon_t$$
$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 + \beta_2\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_3\pi_{t-1} + v_t \qquad (۲)$$

معادلات فوق به طور همزمان برآورد شده و تأثیر تورم روی نااطمینانی تورمی و بالعکس مورد بررسی قرار می‌گیرند. مثبت و معنی‌دار بودن پارامتر α_2 تأثیر مثبت نااطمینانی تورمی بر تورم را بیان می‌کند که تحت چنین شرایطی فرضیه کوکرمن - ملتزر در مورد ایران صادق خواهد بود.

و در صورتیکه پارامتر β_3 در معادلهٔ (۲) مثبت و معنی‌دار باشد، آنگاه اثر مثبت تورم بر نااطمینانی تورمی مورد تأیید واقع شده و لذا فرضیهٔ فریدمن - بال برای اقتصاد ایران صادق خواهد بود. نهایتاً اگر هر دو پارامتر α_2 و β_3 معنی‌دار و مثبت باشند آنگاه ارتباط به صورت دو طرفه خواهد بود و لذا تورم بر نااطمینانی تورمی و نااطمینانی تورمی روی تورم و به طور همزمان تأثیر می‌گذارند.

نتایج حاصله از برآورد مدل (۲) با داده‌های ماهانهٔ شاخص قیمت کالاهای مصرفی در ایران طی دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۱۵ نشان می‌دهد که پارامتر α_2 برابر با ۰/۰۳- است و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشد. در حالیکه پارامتر β_3 برابر با ۰/۲۶ بوده و حتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد نیز معنی‌دار است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در اقتصاد ایران و در کوتاه مدت به صورت یک طرفه از تورم به نااطمینانی تورمی است. و لذا از آنجا که تورم منجر به ایجاد نااطمینانی تورمی می‌گردد، فرضیه فریدمن - بال برای اقتصاد ایران در کوتاه مدت صادق است.

برای دوره زمانی میان مدت نرخ تورم به کمک رابطه $Ln\left[\frac{CPI_t}{CPI_{t-i}}\right]\times 100$ برای دورهٔ زمانی سه ماهه, شش ماهه و نه ماهه یعنی $i = 3,6,9$ محاسبه گشته و سپس معادلات میانگین و واریانس شرطی مورد برازش قرار می‌گیرند. نتایج برآوردها برای دوره میان مدت نشان می‌دهد که در هیچکدام از دوره‌ها نااطمینانی تورمی روی تورم تاثیر نداشته است. زیرا α_2 در تمامی مدلهای برآوردی، در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشند. ولی پارامتر β_3 که تاثیر تورم بر نااطمینانی تورمی را نشان می‌دهد برای مدل اول که نرخ تورم سه ماهه در آن مورد استفاده قرار گرفته است در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. اما هنگامیکه نرخ تورم ۶ ماهه مورد استفاده قرار می‌گیرد این پارامتر در سطح اطمینان ۹۲ درصد و زمانیکه نرخ تورم برای دوره ۹ ماهه محاسبه گشته است این پارامتر حتی در سطح اطمینان ۷۵ درصد نیز معنی‌دار نمی‌باشد. می‌توان نتیجه گرفت که هر چه دورهٔ زمانی از کوتاه مدت به سمت دورهٔ میان مدت حرکت کند ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی از بین می‌رود و فرضیهٔ فریدمن - بال مورد تردید قرار می‌گیرد.

جدول ۲ ـ آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای حالت بدون روند و بدون عرض از مبدا

نرخ تورم	محاسبه شده ADF	در سطح ۹۰ درصد ADF	در سطح ۹۵ درصد ADF	در سطح ۹۹ درصد ADF
ماهیانه	-۸/۳۵۱۳۵۴	-۱/۶۱۵۸	-۱/۹۳۹۸	-۲/۵۶۸۳
سه ماهه	-۳/۳۸۴۳۴۰	-۱/۶۱۵۸	-۱/۹۳۹۸	-۲/۵۶۸۳
شش ماهه	-۵/۸۱۴۳۴۰	-۱/۶۱۵۸	-۱/۹۳۹۸	-۲/۵۶۸۳
نه ماهه	-۴/۱۶۱۳۴۶	-۱/۶۱۵۸	-۱/۹۳۹۸	-۲/۵۶۸۳
سالیانه	-۳/۲۵۶۸۷۵	-۱/۶۱۵۸	-۱/۹۳۹۸	-۲/۵۶۸۳

جدول ۳- آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای حالت بدون روند و با عرض از مبدا

نرخ تورم	محاسبه شده ADF	در سطح ۹۰ درصد ADF	در سطح۹۵ درصد ADF	در سطح ۹۹ درصد ADF
ماهیانه	-۱۰/۰۸۶۹۹	-۲/۵۶۸۹	-۲/۸۶۵۵	-۳/۴۴۱۱
سه ماهه	-۴/۳۴۵۸۷۹	-۲/۵۶۸۹	-۲/۸۶۵۶	-۳/۴۴۱۲
شش ماهه	-۷/۳۵۲۱۵۹	-۲/۵۶۸۹	-۲/۸۶۵۵	-۳/۴۴۱۲
نه ماهه	-۵/۲۶۰۷۹۵	-۲/۵۶۸۹	-۲/۸۶۵۶	-۳/۴۴۱۲
سالیانه	-۴/۱۸۹۲۹۸	-۲/۵۶۸۹	-۲/۸۶۵۶	-۳/۴۴۱۲

جدول ۴- آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای حالت با روند و با عرض از مبدا

نرخ تورم	محاسبه شده ADF	در سطح ۹۰ درصد ADF	در سطح ۹۵ درصد ADF	در سطح ۹۹ درصد ADF
ماهیانه	-۱۰/۱۳۴۶۷	-۳/۱۳۰۹	-۳/۴۱۷۷	-۳/۹۷۴۳
سه ماهه	-۴/۳۹۹۳۳۰	-۳/۱۳۱۰	-۳/۴۱۷۷	-۳/۹۷۴۴
شش ماهه	-۷/۴۲۸۵۹۱	-۳/۱۳۰۹	-۳/۴۱۷۷	-۳/۹۷۴۳
نه ماهه	-۵/۳۳۸۳۸۴	-۳/۱۳۰۹	-۳/۴۱۷۷	-۳/۹۷۴۴
سالیانه	-۴/۲۴۸۲۸۳	-۳/۱۳۱۰	-۳/۴۱۷۷	-۳/۹۷۴۴

ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی برای دوره بلند مدت نیز برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته شده است. در این روش نرخ تورم سالیانه محاسبه گشته و در مدلهای برآوردی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در بلند مدت ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورم یکسویه و بسیار ضعیف است. زیرا پارامتر β_3 برای مدل برآوردی برابر با ۰/۰۰۹ بوده و نشان می‌دهد که افزایش یک واحد در تورم، نااطمینانی تورم را به اندازه ۰/۰۰۹ واحد افزایش می‌دهد که با توجه به پارامترهای محاسبه شده برای دوره‌های کوتاه مدت و میان مدت بسیار ناچیز است.

به استعانت از مدلهای عمومی TGARCH(p^*,q^*)-M(n^*)-ARMA(r,s^*)- L(k^*) می‌توان، هم ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی را مورد بررسی قرار داد و هم تأثیر شوکهای مثبت و منفی تورم بر نااطمینانی تورمی را مورد ارزیابی قرار داد. برای بررسی این موضوع مدل (۳) برای دوره های زمانی کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت مورد استفاده قرار می‌گیرند.

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\sigma^2_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\sigma^2_t = \beta_0 + \beta_1\sigma^2_{t-1} + \beta_2\varepsilon^2_{t-1} + \beta_3\pi_{t-1} + \beta_4 t_{t-1}\varepsilon^2_{t-1} + v_t \qquad (۳)$$

در مدل فوق t_{t-1} به شکل زیر تعریف می‌شود.

$$t_{t-1}\begin{cases}1 & \text{اگر} \quad \varepsilon_{t-1} \le 0\\ 0 & \text{اگر} \quad \varepsilon_{t-1} > 0\end{cases}$$

در مدل فوق با اعمال شوک منفی واریانس شرطی برابر $\beta_2 + \beta_4$ خواهد بود در حالیکه اگر شوک مثبت باشد اثرش روی واریانس شرطی برابر با β_2 می‌باشد.

نتایج حاصله از مدل برآوردی به ور خلاصه در جداول (۵) الی (۹) برای دوره‌های زمانی کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت ارائه شده است. برآورد مدل (۳) نشان می‌دهد که برای دوره زمانی کوتاه مدت β_2 برابر با ۰/۳۷ و معنی‌دار است و β_4 برابر ۰/۰۶۹ و از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. بنابراین می‌توان ادعا نمود که شوکهای مثبت و منفی تورم روی نااطمینانی تورمی تاثیرات یکسانی دارند.

نتایج برآورد مدل برای دورهٔ زمانی میان مدت ۳ ماهه نشان می‌دهد که مقدار پارامترهای β_2 و β_4 مثبت و معنی‌دار است و لذا می‌توان بیان نمود که تأثیر شوکهای منفی تورم بر نااطمینانی تورمی ۰/۹ ولی تأثیر شوکهای مثبت ۰/۱۹ می‌باشد.

برای دورهٔ زمانی بلند مدت که تورم تأثیر ناچیزی روی نااطمینانی تورمی داشت پارامتر β_2 ، ۰/۲۲ و پارامتر β_4 ، ۰/۱۲۷- به دست آمده است. به خاطر معنی‌داری هر دو پارامتر می‌توان به تأثیرات غیر متقارن شوک تورمی روی نااطمینانی تورمی پی برد. با توجه به مقدار پارامترها می‌توان نتیجه گرفت که اثر یک واحد شوک مثبت تأثیرش بر نااطمینانی تورمی به اندازه ۰/۲۲ ولی تأثیر یک واحد شوک منفی روی نااطمینانی تورمی ۰/۰۹۳ می‌باشد که از مجموع پارامتر β_2 و β_4 حاصل می‌شود.

جدول ۵- نتایج برآورد مدلهایARMA-GARCH-L-M وARMA-TGARCH-L-M برای دورهٔ زمانی یک ماهه

معادله	معادلهٔ میانگین			
مدل	ARMA(1,0)-GARCH(1,1) - L(0) -M(0)	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) - L(1) - M(0)	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) - L(1) - M(1)	ARMA (1,0) – TGARCH (1,1) - L(1) -M(1)
مقدار ثابت	۰/۴۶۱۱۸۰ (۶/۹۵۱۶۱۸)	۰/۴۹۷۷۵۳ (۳۱۲۰۵۳)	۰/۵۹۷۸۰۹ (۷/۲۸۹۸۹۱)	۰/۵۸۶۴۲۸ (۷/۱۵۱۰۳۶)
π_{t-1}	۰/۵۳۰۳۴۵ (۱۶/۴۵۱۳۱)	۰/۵۵۳۸۷۴ (۱۶/۹۱۶۷۳)	۰/۵۵۶۵۹۰ (۱۵/۹۱۱۰۰)	۰/۵۵۸۵۸۴ (۱۵/۸۹۳۹۲)
σ^2_{t-1}	- -	- -	-۰/۰۳۹۱۷۶ (-۱/۳۹۲۹۰۰)	-۰/۰۳۴۶۶۳ (-۱/۲۵۲۴۸۲)
معادله	معادلهٔ واریانس			
مقدار ثابت	۰/۷۸۸۵۵۸ (۸۴۲۲۲۳)	۰/۴۲۵۹۲۰ (۴/۶۶۷۸۱۱)	۰/۵۰۲۶۳۴ (۵/۰۰۶۵۷۱)	۵۲۵۴۳۹ (۴/۵۳۶۲۹۴)
σ^2_{t-1}	۰/۴۳۹۳۵۵ (۸/۹۱۳۷۵۷)	۰/۵۱۸۳۰۰ (۱۰/۴۸۳۴۸)	۰/۴۷۱۱۱۱ (۹/۰۴۵۲۵۷)	۰/۴۷۴۳۳۸ (۸/۵۸۰۳۹۷)
ε^2_{t-1}	۰/۳۷۲۵۲۰ (۹/۲۰۷۷۹۲)	۰/۳۰۳۹۵۷ (۹/۵۲۱۱۹۴)	۰/۳۳۴۱۷۰ (۹/۳۳۳۳۷۳)	۰/۳۶۸۵۱۱ (۴/۷۹۹۲۲۳)
π_{t-1}	- -	۰/۲۶۰۸۷۱ (۶/۵۹۴۴۴۵)	۰/۲۵۷۸۴۱ (۶/۰۸۳۳۰۹)	۰/۲۳۱۰۲۲ (۴/۳۸۴۹۳۱)
$t_{t-1}\varepsilon^2_{t-1}$	- -	- -	- -	-۰/۰۶۸۹۱۷ (-۰/۷۳۳۶۰۳)

جدول ۶ - نتایج برآورد مدلهایARMA-GARCH-L-M وARMA-TGARCH-L-M برای دورهٔ زمانی سه ماهه

معادله	معادلهٔ میانگین			
مدل	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) - L(0) - M(0)	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) - L(1) -M(0)	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) -L(1) -M(1)	ARMA (1,0) –TGARCH (1,1) -L(1) -M(1)
مقدار ثابت	۰/۶۷۶۱۴۴ (۶/۰۴۰۶۳۰)	۰/۸۵۴۲۰۲ (۸/۷۸۰۸۴۰)	۱/۰۵۵۳۳۷ (۸/۷۵۳۸۹۵)	۱/۵۱۵۶۳۲ (۱۵/۷۱۸۳۲)
π_{t-1}	۰/۸۱۳۸۴۷ (۴۱/۰۶۳۳۷)	۰/۸۱۲۱۳۶ (۴۰/۵۲۱۰۶)	۰/۸۱۰۹۳۶ (۴۰/۲۵۰۶۷)	۰/۷۸۶۰۱۷ (۴۹/۰۰۷۴۶)
σ^2_{t-1}	- -	- -	-۰/۰۲۶۸۵۴ (-۱/۶۷۷۱۳۶)	-۰/۰۷۶۱۲۶ (-۵/۷۶۴۵۵۰)
معادله	معادلهٔ واریانس			
مقدار ثابت	۱/۴۹۱۹۷۲ (۵/۲۴۶۳۰۷)	۰/۵۹۲۷۸۲ (۲/۷۸۹۱۵۴)	۰/۵۳۱۵۳۲ (۲/۵۴۴۵۸۸)	۰/۰۹۱۷۷۸ (۰/۶۳۶۲۸۶)
σ^2_{t-1}	۰/۴۴۸۲۳۵ (۶/۹۸۳۲۹۹)	۰/۴۹۹۲۳۵ (۹/۱۶۲۹۴۹)	۰/۴۸۸۲۸۲ (۹/۲۸۰۲۹۳)	۰/۴۱۵۷۶۹ (۱۰/۸۱۵۰۵)
ε^2_{t-1}	۰/۳۸۵۵۹۶ (۷/۸۰۷۴۱۴)	۰/۳۷۹۹۴۵ (۷/۵۴۲۳۱۷)	۰/۴۰۱۶۹۸ (۷/۸۶۳۰۸۶)	۰/۱۹۴۵۸۶ (۵/۱۸۵۶۴۷)
π_{t-1}	- -	۰/۱۹۰۶۶۲ (۶/۰۲۴۹۸۲)	۰/۲۰۳۳۵۶ (۶/۷۱۱۵۵۴)	۰/۲۸۷۲۶۴ (۱۱/۸۲۱۶۱)
$t_{t-1}\varepsilon^2_{t-1}$	- -	- -	- -	۰/۷۱۲۶۵۶ (۶/۰۰۵۷۲۶)

جدول ۷- نتایج برآورد مدلهایARMA-GARCH-L-M وARMA-TGARCH-L-M برای دورهٔ زمانی شش ماهه

معادله	معادله میانگین			
مدل	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) -L(0) -M(0)	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) -L(1) -M(0)	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) -L(1) -M(1)	ARMA (1,0) –TGARCH (1,1) -L(1) -M(1)
مقدار ثابت	۰/۴۶۰۳۲۰ (۳/۷۵۳۴۰۶)	۰/۴۹۷۹۸۸ (۴/۱۱۶۰۲۸)	۰/۶۱۱۶۳۵ (۳/۵۹۸۱۱۸)	-۳/۱۳۸۲۲۲
π_{t-1}	۰/۹۲۴۶۴۶ (۶۴/۱۰۶۸۸)	۹۲۳۸۶۹ (۶۲/۵۸۵۵۳)	۰/۹۲۵۶۰۲ (۶۱/۹۴۷۷۷)	۰/۹۵۳۳۷۴
σ^2_{t-1}	- -	- -	-۰/۰۱۷۸۹۶ (-۰/۸۷۴۱۵۹)	۰/۳۷۸۹۶۱
معادله	معادله واریانس			
مقدار ثابت	۰/۲۶۰۱۳۲ (۳/۷۴۲۳۴۳)	۰/۲۰۲۱۷۱ (۲/۶۸۴۹۱۰)	۰/۱۹۲۵۴۸ (۲/۶۳۷۷۰۳)	۴/۰۱۵۱۳۳
σ^2_{t-1}	۰/۸۵۱۷۵۹ (۴۴/۹۱۴۳۷)	۰/۸۵۱۲۶۲ (۴۳/۳۳۷۳۸)	۰/۸۵۳۷۲۵ (۴۶/۰۵۵۲۳)	۰/۴۹۵۷۱۹
ε^2_{t-1}	۰/۱۱۹۶۲۸ (۵/۷۲۳۰۶۴)	۰/۱۱۷۵۰۹ (۵/۲۸۴۳۴۰)	۰/۱۱۵۲۸۰ (۵/۳۷۹۸۶۷)	۰/۲۱۷۰۸۶
π_{t-1}	- -	۰/۰۱۲۹۱۷ (۱/۵۶۵۶۹۳)	۰/۰۱۴۰۹۲ (۱/۷۴۷۵۳۶)	-۰/۰۸۴۹۱۱
$t_{t-1}\varepsilon^2_{t-1}$	- -	- -	- -	-۰/۲۳۲۹۵۷

جدول ۸- نتایج برآورد مدل‌هایARMA-GARCH-L-M و ARMA-TGARCH-L-M برای دورهٔ زمانی نه ماهه

معادله	معادله میانگین			
مدل	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) -L(0) -M(0)	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) -L(1) -M(0)	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) -L(1) -M(1)	ARMA (1,0) –TGARCH (1,1) -L(1) -M(1)
مقدار ثابت	۰/۳۹۴۱۹۲ (۳/۱۷۵۱۸۶)	۰/۴۱۲۹۹۶ (۳/۲۷۳۴۸۹)	۰/۵۹۱۹۱۹ (۳/۸۱۷۵۶۳)	۰/۵۰۰۶۳۲ (۳/۷۸۲۴۰۸)
π_{t-1}	۰/۹۵۸۲۳۴ (۹۳/۳۴۴۶۶)	۰/۹۵۸۱۰۴ (۸۹/۷۵۹۷۷)	۰/۹۶۲۲۷۲ (۹۰/۶۷۵۴۸)	۰/۹۶۳۵۳۶ (۸۹/۱۵۷۹۴)
σ^2_{t-1}	- -	- -	-۰/۰۳۷۶۰۳ (-۱/۶۴۱۳۴۳)	-۰/۰۱۹۶۶۰ (-۰/۹۹۳۵۸۰)
معادله	معادله واریانس			
مقدار ثابت	۰/۱۳۳۹۱۸ (۱/۷۷۳۳۳۲)	۰/۱۰۲۵۴۴ (۱/۲۵۱۰۸۱)	۰/۱۰۳۴۷۵ (۱/۲۶۱۱۱۱)	۰/۱۳۸۰۳۹ (۲/۱۶۱۳۶۸)
σ^2_{t-1}	۰/۸۸۴۰۲۴ (۳۸/۴۵۷۴۶)	۰/۸۸۵۳۹۷ (۳۷/۸۳۹۴۷)	۰/۸۸۴۲۲۳ (۳۸/۱۰۲۸۲)	۰/۹۰۹۴۹۴ (۴۷/۰۲۹۶۱)
ε^2_{t-1}	۰/۱۰۰۶۱۷ (۵/۳۹۳۶۶۷)	۰/۰۹۶۱۱۷ (۴/۹۷۰۳۰۱)	۰/۰۹۷۰۷۱ (۴/۹۸۰۲۶۵)	۰/۱۳۳۲۲۴ (۵/۴۷۱۶۷۲)
π_{t-1}	- -	۰/۰۰۵۶۱۱ (۱/۰۸۶۸۰۰)	۰/۰۰۵۵۵۱ (۱/۰۷۶۳۶۷)	-۰/۰۰۴۹۴۲ (-۱/۰۴۹۱۸۶)
$t_{t-1}\varepsilon^2_{t-1}$	- -	- -	- -	-۰/۱۱۶۱۵۹ (-۳/۹۷۹۶۰۷)

جدول ۹- نتایج برآورد مدلهایARMA-GARCH-L-M وARMA- TGARCH-L-M برای دورهٔ زمانی دوازده ماهه

معادله	معادله میانگین			
مدل	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) -L(0) -M(0)	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) -L(1) -M(0)	ARMA (1,0) –GARCH (1,1) -L(1) -M(1)	ARMA (1,0) –TGARCH (1,1) -L(1) -M(1)
مقدار ثابت	۰/۱۵۴۴۷۱ (۱/۸۵۴۳۸۹)	۰/۱۷۶۳۲۲ (۲/۴۴۴۶۱۷)	۰/۱۷۵۴۶۴ (۲/۳۲۶۳۷۹)	۰/۱۶۹۲۱۲ (۲/۳۵۸۰۵۴)
π_{t-1}	۰/۹۷۸۱۳۲ (۱۶۴/۰۷۵۳)	۰/۹۷۹۵۷۱ (۱۶۸/۸۹۶۳)	۰/۹۷۹۴۰۵ (۱۶۱/۴۵۱۳)	۰/۹۸۰۰۳۸ (۱۵۵/۷۹۶۶)
σ^2_{t-1}	- -	- -	۰/۰۰۱۰۲۳ (۰/۰۷۰۷۶۴)	۰/۰۱۳۶۱۷ (۰/۸۸۱۵۹۳)
معادله	معادله واریانس			
مقدار ثابت	۰/۰۸۵۲۸۸ (۳/۹۴۹۲۷۹)	۰/۰۴۰۹۱۱ (۲/۳۲۴۹۴۷)	۰/۰۴۰۵۶۰ (۲/۲۷۷۷۶۱)	۰/۰۴۱۲۸۳ (۲/۶۱۶۹۲۹)
σ^2_{t-1}	۰/۸۱۱۲۵۵ (۴۳/۳۲۷۳۰)	۰/۸۰۳۵۶۷ (۴۲/۹۷۹۸۴)	۰/۸۰۳۸۶۷ (۴۱/۷۷۴۱۶)	۰/۸۳۱۸۴۲ (۳۹/۳۲۵۳۲)
ε^2_{t-1}	۰/۱۸۸۸۱۲ (۱۰/۶۴۵۵۷)	۰/۱۸۰۴۷۶ (۹/۵۱۱۲۵۹)	۰/۱۸۰۲۴۰ (۹/۴۶۳۰۶۱)	۰/۲۲۵۲۶۵ (۹/۸۰۶۴۴۳)
π_{t-1}	- -	۰/۰۰۹۱۵۷ (۳/۲۵۵۸۸۵)	۰/۰۰۹۲۲۰ (۳/۲۲۳۸۴۲)	۰/۰۰۴۶۲۶ (۱/۹۹۴۲۹۱)
$t_{t-1}\varepsilon^2_{t-1}$	- -	- -	- -	-۰/۱۲۷۸۱۸ (-۵/۲۷۶۲۷۹)

خلاصه و نتیجه‌گیری

از آنجا که ارتباط تورم با نااطمینانی تورمی را می‌توان به کمک مدلهای مختلف بررسی نمود ولی بهترین روش برای بررسی ارتباط متقابل، استفاده از مدلهای GARCH(p^*,q^*)-M(n^*)- ARMA(r,s^*)- L(k^*) می‌باشد. در این مقاله از مدل فوق که یک تکنیک جدید در بررسی این موضوع می‌باشد بهره گرفته شده است و ارتباط بین تورم با نااطمینانی تورمی و تأثیرات شوکهای تورمی روی نااطمینانی تورمی برای دوره‌های زمانی کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت مورد توجه قرار گرفته است.

برای دوره زمانی کوتاه مدت یک واحد افزایش در تورم دورهٔ قبل باعث می‌شود نااطمینانی تورمی ۰/۲۳ واحد افزایش یابد. وقوع شوک تورمی چه مثبت و چه منفی نیز تأثیر یکسانی بر نااطمینانی تورمی دارد زیرا ضریب $t_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$ بی معنی است و نشانگر تأثیر متقارن شوکهای مثبت و منفی تورم روی نااطمینانی تورمی می‌باشد. با توجه به اینکه ضریب σ_{t-1}^2 در معادله میانگین بی معنی می‌باشد پس می‌توان نتیجه گرفت که نااطمینانی تورمی نیز روی تورم در کوتاه مدت مؤثر نبوده و ارتباط به شکل یک طرفه از تورم به نااطمینانی تورمی می‌باشد.

برای دوره زمانی میان مدت (سه ماهه)، تورم علت تغییرات نااطمینانی تورمی بوده و به دلیل آنکه ضریب آن مثبت است لذا افزایش (کاهش) یک واحد در تورم باعث افزایش (کاهش) نااطمینانی تورمی به میزان ۰/۲۸ واحد می‌شود که این مقدار بیشتر از مقدار حاصله برای دوره یک ماهه است. در ارتباط با تأثیرات شوکهای مثبت و منفی تورمی بر نااطمینانی تورمی با توجه به معنی‌داری ضریب $t_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$ می‌توان به تأثیرات غیر متقارن تورم روی نااطمینانی تورمی پی برد. تاثیر یک واحد شوک مثبت تورمی روی نااطمینانی تورمی ۰/۱۹ و شوک منفی تورمی روی نااطمینانی تورمی برابر با ۰/۹برآورد شده است.

در مورد ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی با توجه به دوره زمانی میان مدت ۶ ماهه نمی‌توان به وجود ارتباط مشخصی بین تورم و نااطمینانی تورمی پی برد. با توجه به مدل برآوردی علاوه بر اینکه اثر یک واحد تورم دورهٔ قبل روی نااطمینانی تورمی ناچیز و برابر با ۰/۰۱۴ می‌باشد این پارامتر در سطح اطمینان ۹۲ درصد معنی‌دار بوده و چندان قابل اتکا نمی‌باشد.

با توجه به نتایج حاصله برای دوره میان مدت ۹ ماهه نیز نمی‌توان به ارتباط متقن و محکمی بین تورم و نااطمینانی تورمی دست یافت. زیرا علاوه بر ضریب π_{t-1} در معادلهٔ واریانس شرطی، ضریب σ_{t-1}^2 در معادلهٔ میانگین نیز از لحاظ آماری بی معنی می‌باشند. بنابراین ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی از هم گسسته می‌شود. در دورهٔ مورد مطالعه شوکهای تورمی تأثیرات غیر متقارنی روی نااطمینانی تورمی دارند به گونه‌ای که یک واحد شوک مثبت تورمی باعث می‌شود نااطمینانی تورمی به میزان ۰/۱۳ واحد افزایش یابد، در صورتیکه یک واحد شوک منفی، نااطمینانی تورمی را ۰/۰۲ واحد تحت تاثیر قرار می‌دهد.

در مورد دوره زمانی بلند مدت یک ارتباط یک طرفه از تورم به نااطمینانی تورمی قابل مشاهده است به گونه‌ای که ضریب π_{t-1} در معادلهٔ واریانس مقدار ۰/۰۰۴ برآورد شده است و در سطح اطمینان ۹۵درصد معنی‌دار می‌باشد، در صورتیکه ضریب σ_{t-1}^2 در معادله میانگین بی معنی می‌باشد. برای دورهٔ مورد مطالعه شوکهای تورمی نیز تأثیرات غیر متقارنی روی نااطمینانی تورمی دارند به گونه‌ای که یک واحد شوک مثبت تورمی نااطمینانی تورمی را ۰/۲۲ واحد، و یک واحد شوک منفی، نااطمینانی تورمی را حدود ۰/۱ واحد تحت تاثیر قرار می‌دهد.

برآوردها نشان می‌دهند که تأثیرات تورم روی نااطمینانی تورمی در دوره‌های زمانی کوتاه مدت شدیدتر از دوره‌های زمانی بلند مدت است و شوکهای مثبت نیز تأثیرات بیشتری نسبت به شوکهای منفی بر روی نااطمینانی تورمی دارند. به جز برای دوره میان مدت سه ماهه که شوک منفی تاثیر بیشتری نسبت به شوک مثبت روی نااطمینانی تورمی داشته است.

با توجه به مدلهای برآوردی در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که برای کشور ایران برای دورهٔ مورد مطالعه یعنی از سال

۱۳۱۵ تا ۱۳۸۲ ارتباط یک طرفه از تورم به نااطمینانی تورمی وجود دارد. یعنی اینکه در مورد ایران تورم منجر به نااطمینانی تورمی در دوره بعد گشته و این ارتباط برای دورهٔ زمانی کوتاه مدت، شدیدتر از دورهٔ زمانی بلند مدت می‌باشد.

در خصوص تأثیرات شوکهای تورمی روی نااطمینانی تورمی می‌توان اذعان داشت که شوکهای تورمی در کوتاه مدت تأثیرات متقارنی روی نااطمینانی تورمی دارند ولی در بلند مدت این تأثیر غیر متقارن بوده و تأثیر شوک مثبت تورمی بیش از شوک منفی بر روی نااطمینانی تورمی می‌باشد. یعنی افزایش یک باره تورم، اثر بیشتری نسبت به همان مقدار کاهش تورم روی نااطمینانی تورمی داشته است. با توجه به مطالب بیان شده می‌توان گفت که در ایران فرضیه فریدمن - بال که معتقد به تأثیرات یک طرفه از تورم به نااطمینانی تورمی می‌باشند صادق است. با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهاد می‌شود:

- از آنجائیکه نااطمینانی تورمی روی اقتصاد اثر گذار است و منجر به اختلال در تخصیص منابع، اختلال در ارزش پرداختهای آتی, تحمیل هزینه‌هایی بر عاملان اقتصادی، تأثیر در نرخ بهره بلندمدت بازارهای مالی و از این طریق بر پس‌انداز، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود، بنابراین بایستی تا حد امکان از نااطمینانی تورمی کاست تا اینکه از آثار مخرب آن جلوگیری نمود. استفاده از تجربیات دیگر کشورها در این زمینه می‌تواند مفید باشد. به عنوان مثال کشور انگلستان برای کاهش نااطمینانی تورمی سیاست هدف‌گذاری تورمی را در پیش گرفته است و بانک مرکزی آن کشور، خود را ملزم نموده است که به یک سطح تورم خاص در یک دوره زمانی مشخص دست پیدا کند. با توجه به مطالعات صورت گرفته در این ارتباط، سیاست فوق توانسته است نااطمینانی تورمی را کاهش دهد. بنابراین یکی از پیشنهادات مطرح شده در این زمینه هدف‌گذاری تورمی برای از بین بردن اثرات تخریبی نااطمینانی تورمی است.
- همچنانکه قبلاً نیز مطرح شده است اگر ارتباطی بین تورم و نااطمینانی تورمی وجود داشته باشد بایستی در مدلهای انتظارات عقلایی مربوط به آن جامعه متغیر نااطمینانی تورمی وارد شوند، در غیر اینصورت برآورد پارامترهای اینگونه مدل‌ها به خاطر حذف یک متغیر مهم تورش خواهند داشت. بنابراین با توجه به مطالعهٔ صورت گرفته در این زمینه از آنجائیکه در ایران تورم تأثیرات مثبتی بر نااطمینانی تورمی می‌گذارد بنابراین در مطالعات تجربی مربوط به مباحث انتظارات عقلایی، می‌بایست متغیر نااطمینانی تورمی نیز در مدلهای انتظارات عقلایی مطمح نظر قرار گردد.

با توجه به اینکه برای دورهٔ مورد مطالعه ارتباط مثبتی از تورم به نااطمینانی تورمی مشاهده می‌شود بنابراین همانند نظر میلتون فریدمن نمی‌توان به ارتباط معکوس بین تورم و بیکاری در ایران و شیب منفی منحنی فیلیپس امیدوار بود. فریدمن با مطالعات خود روی تورم و بیکاری ۷ کشور صنعتی نشان می‌دهد که برای دوره بعد از سالهای ۱۹۷۰ ارتباط معکوس بین تورم و بیکاری از بین رفته و این ارتباط به شکل مثبت درآمده است. فریدمن در توجیه این ارتباط مثبت بین تورم و بیکاری بحث نااطمینانی تورمی را مطرح می‌سازد و معتقد است که افزایش تورم به خاطر بالا بردن نااطمینانی تورمی روی تولید و اشتغال تاثیر معکوسی گذاشته بنابراین نه تنها بیکاری کاهش پیدا نمی‌کند بلکه تورم منجر به افزایش بیکاری نیز می‌گردد و به همین خاطر ارتباط منفی منحنی فیلیپس از بین رفته و این ارتباط به شکل مثبت می‌گردد. در ایران نیز با توجه به تحقیق صورت گرفته از آنجائیکه ارتباط مثبتی بین تورم و نااطمینانی تورمی مشاهده می‌شود نباید به شیب منفی منحنی فیلیپس امیدوار باشیم. بنابراین نه تنها این شیب نمی‌تواند منفی باشد چه بسا ممکن است ارتباط مثبتی بین تورم و بیکاری وجود داشته باشد و منحنی فیلیپس شیب مثبت پیدا کند.

منابع و مآخذ

۱. استانلی ریچارد,«تحلیل شاخصهای اقتصادی» ترجمه ضیایی بیگدلی محمد علی, نیوندی فیروزه, انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی, چاپ اول, ۱۳۸۰

۲. جلالی نائینی سید احمد رضا, شیوا رضا, «سیاستهای پولی, انتظارات عقلایی تولید و تورم» سیاستهای پولی (۲), موسسه تحقیقات پولی و بانکی,بهار ۱۳۷۹

۳. جلائی نائینی سید احمد رضا, «تورم, شاخص بندی و سیاست پولی» سیاستهای پولی (۳), موسسه تحقیقات پولی و بانکی, بهار ۱۳۷۹

۴. رحیمی بروجردی علیرضا, «سیاستهای پولی (۲)» موسسه تحقیقات پولی و بانکی, بهار ۱۳۷۹

۵. طیب نیا علی, «تئوریهای تورم با نگاهی به فرایند تورم در ایران» , جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران, چاپ اول, پاییز۱۳۷۴

۶. علوی سید محمود,«چهارچوب پولی متکی بر هدف‌گذاری تورم و زمینه اجرای آن در ایران», پژوهشکده پولی و بانکی, چاپ اول, پاییز ۱۳۸۲

۷. کمیجانی اکبر,علوی سید موسوی ,«اثر متقابل رشد و تورم در ایران: یک تحلیل اقتصاد سنجی با تاکید بر علل تورم و منابع رشد» سیاستهای پولی(۲),موسسه تحقیقات پولی و بانکی, بهار ۱۳۷۹

۸. نوفرستی محمد, «ریشه واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی», موسسه خدمات فرهنگی رسا, چاپ اول ۱۳۷۸

9. Alexander j. Robert W.(1997), "Inflation and Economic Growth: Evidence from a Growth Equation", Applied Economics, No.29, PP.233-238
10. Ball, L. (1992) "Why does high inflation raise inflation uncertainty?" Journal of Monetary Economic, No.29, PP.371-388
11. Barkley Rosser J. (2001), "Alternative Keynesian and Post Keynesian Perspectives on Uncertainty and Expectations", Journal of Keynesian Economics, Vol.23, No.4, PP.545-566
12. Barro R., (1981) "Unanticipated Money Growth and Economic Activity in the United States", Monay, Expectations, and Business Cycles
13. Berument Hakan, Et al (2001) "Modelling Inflation Uncertainty Using EGARCH: an Application to Turkey", Bilkent University
14. Bollerslev T. (1986),"Generalised autoregressive conditional Heteroskedasticity", Journal of Economics, 15, pp.307-327
15. Campbell Claudia R., Lovati Jean M., (1978) "Inflation and Personal Saving: An Update", Federal Reserve Bank of St. Louis
16. Caporale Barbara and Caporale Tony (2002),"Asymmetric Effects of Inflation Shocks on Inflation Uncertainty" AEJ, Vol.30, No.4
17. Choi Woon Gyu (2002), "The Inverted Fisher Hypothesis: Inflation Forecastability and Asset Substitution", IMF Staff Papers, Vol.49, No.2
18. Cosimano T. and Jansen D. (1988) "Estimates of the variance of US inflation based upon the ARCH model "Journal of Money Credit and Banking, Vol.20, PP.409-421.
19. Crawford Allan, Kasumovich Marcel (1996),"Does Inflation Uncertainty Vary With the Level of Inflation?" ,Bank of Canada, Ottawa Ontario Canada
20. Cukierman A.and Meltzer A.(1986)"A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information", Econometrica, Vol.54, PP.1099-1128.
21. Dongsoon Parc (1995)" Inflation and Uncertainty: The Case Of Korea" International Economic Journal Vol. 9, No.1
22. Elder John (2004) "Another Perspective on the Effects of Inflation Uncertainty", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, No.6
23. Evans M. and Wachtel P. (1993), "Inflation regimes and sources of inflation uncertainty", Journal of Mony Credit and Banking 25, pp475-511
24. Fernandez Valdovinos Carlos (2001), "Further Evidence on Friedmans Hypothesis: The Case of Paraguay", Cuadernos de Economia, No.38, PP.257-273
25. Fountas S., Karanasos M. and Karanassou M. (2000), "A GARCH model of inflation and inflation uncertainty with simultaneous feedback", University of York Discossion Paper 2000124

26. Fountas Stilianos (2000), "The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in the UK: 1885-1998" Working Paper No.48, http://www.nuigalway.ie/ecn/
27. Friedman, M. (1977), "Inflation and unemployment" Journal of Political Economy, Vol.85, PP.451-472.
28. Friedman, M (1974), "Money Correction", in Giersch et al., Essays on Inflation and Indexation
29. Garfinkel Michelle R. (1989), "What Is an Acceptable Rate of Inflation? A Review of the Issues", Federal Reserve Bank of St. Louis
30. Giersch H. (1974) , "Index Clauses and the Fight Against Inflation", in Giersch et al., Essays on Inflation and Indexation, Washington, D.C, American Enterprise Instiute
31. Gochoco Maria S. (1998), "Tests of the Money Neutrality and Rationality Hypotheses: The Case of Japan 1973-1985" Journal of Money, Credit, and Banking, Vol.18, No.4
32. Golob.E John (1994), "Dose Inflation Uncertainty Increase With Inflation" Economic Review , PP.27-38
33. Grier Robin.and Grire Kevin (1998), "Inflation and Inflationary Uncertainty in Mexico: 1960 - 1997" ElTrimestre Econ ́mico, PP.407-426.
34. Grier K. and Perry M. (1998) "On inflation and inflation uncertainty in the G7countries", Journal of International Money and Finance, Vol.17, PP.671-689
35. Grier B. Kevin (2003),"The Asymmetric Effects of Uncertainty on Inflation and Output Growth"
36. Hamilton James D. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press
37. Holland Steven A. (1984), "Does Higher Inflation Lead to More Uncertain Inflation?" Federal Reserve Bank of St. Louis Review: PP.15-26.
38. Holland Steven A. (1984), "The Impact of Inflation Uncertain on the Labor Market?" Federal Reserve Bank of St. Louis Review: PP.21-28
39. Joana, A.Gray, (1976) "Wage Indexation: A Macroeconomic Approach", Journal of Monetary Economics, No.2, PP.221-235
40. Johnson A. Christian (2002), "Inflation Uncertainty in Chile: Asymmetries and News Impact Curve" Revista De Analistis Economico, Vol.17, No 1, PP.3-30
41. Joyce Michael (1999),"The Impact of Inflation news on Financial Markets", Bank of England Quarterly Bulletin
42. Kontonikas A.(2004), "Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling", Economic modelling, No. 21, PP.521-543
43. Lee Seungjun, "Money Growth Uncertainty and Real Output: Trivariate VAR GARCH-M Model"
44. Lucas R.(1972),"Expectations and the neutrality of mony",Journal of Economic Theory, 4, pp103-124
45. Makin H. John (1981)"Anticipated Money, Inflation Uncertainty and Real Economic Activity" The Review of Economics and Statistics, June 17, PP.126134
46. Neyapti, B., (2000), "Inflation and Inflation Uncertainty in Turkey: Evidence from the Past Two Decades", Monetary policy in our Times, Vol.4, No.2, PP.24-36
47. Neyapti, B., (2000), " Inflation and Inflation Uncertainty in Turkey: Evidence from the Past Two Decades", Bilkent University
48. Niskanen William A. (2002),"On the Death of Phillips Curve"Cato Journal, Vol.22, PP.193-198
49. Okun A.(1971),"The mirage of steady inflation", Booking Papers on Economic Activity, 2, pp.485-498
50. Owyang Michael T. (2001), "Persistence, Excess Volatility, and Volatility Clusters in Inflation", Federal Reserve Bank of St.Louis
51. Park Dongsoon (1995), "Inflation and Uncertainty: The Case of Korea", International Economic Journal, Vol. 9, No.1
52. Perry Mark and Nas F. Tevfik (2000) "Inflation, Inflationary Uncertainty, and Monetary Policy in Turkey: 1960-1998"Contemporary Economic Policy, Vol.18, No.2, PP.170-180
53. Simon John (1996), "A Markov-Switching Model of Inflation in Australia", Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 9611
54. Stuber, Gerald (2001), "Implications of Uncertainty about Long-Run Inflation and the Price Level", Bank of Canada Working Paper 2001-16 .PP. 1-29
55. Stanley Fischer (1983), "Indexing and Inflation", Journal of Monetary Economics, Vol. 12, PP.519-542
56. Stanley Fischer (1986), "Indexation, Inflation and Economic Policy", Cambridge, Massachusets, MIT Perss
57. Tsyplakov Alexander (2000), "Does Lower Inflation Imply Lower Price Uncertainty?" Working Paper No 2K/06

58. Valdovinos, Carlos Fernandez (2001),"Further Evidence on Friedmans Hypothesis: The Case of Paraguay"Cuadernos De Economia, Vol.38, No.115, PP. 257-273
59. Visco Ignazio (1984), "Price Expectations in Rising Inflation", Elseviere Science Publishers
60. Vork Andres (1999), "Inflation Uncertainty and its Impact on Economic Activity in Estonia", Journal of Money, Credit and Banking, Vol.14, No.4, PP.595-625.