مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۴ / صفحات ۵۵-۲۵

بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت – فضا (• ••••••••)

اسدالله فرزین وش*

موسی عباسی**

تاریخ دریافت: ۸۴/۱۰/۶ تاریخ پذیرش: ۸۴/۱۲/۱۷

چکیده

تورم، از جمله پدیده‌های مضر اقتصادی است، که اثرات زیان‌باری برکل اقتصاد یک کشور بر جای می‌گذارد. اما اکثر اقتصاددانان، معتقدند که عمده‌ترین زیان‌های ناشی از تورم، از طریق ایجاد نااطمینانی تورمی است. نااطمینانی تورمی، از طریق اثرهای ex-ante و ex-post، بر روی متغیرهای حقیقی تأثیر گذاشته و از این راه زیان‌های زیادی بر کل اقتصاد بر جای می‌گذارد. بنابراین، تعیین ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در یک کشور، می‌تواند در اتخاذ سیاست‌های درست و جلوگیری از به وجود آمدن زیان‌های ناشی از تورم مفید باشد.

در این تحقیق، اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی در ایران و هم‌چنین تعیین ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در کوتاه مدت، و بلند مدت هدف‌های اصلی بوده‌اند.

نتایج نشان می‌دهند که ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران درکوتاه مدت ارتباط مثبت است، اما در بلند مدت، هیچ ارتباطی با هم ندارند. هم‌چنین، در کوتاه مدت، شوک‌های تورمی منفی، کم‌تر از شوک‌های تورمی مثبت، بر روی نااطمینانی تأثیر داشته‌اند. یعنی، حالت عدم تقارن داشته است. نااطمینانی تورمی کوتاه مدت، از طریق مدل‌های GARCH و نااطمینانی بلند مدت، بوسیلهٔ مدل حالت- فضا محاسبه شده‌اند.

طبقه‌بندی JEL : E31.

کلید واژه: تورم، نااطمینانی تورمی، متغیرهای حقیقی، حالت- فضا، نامتقارن.

---

* دانشیار دانشگاه تهران- دانشکدهٔ اقتصاد.

** کارشناس ارشد توسعهٔ اقتصادی و برنامه‌ریزی، از دانشگاه تهران (mosa_abasi@yahoo.com).

۱- مقدمه

تورم، از جمله پدیده‌های مضر اقتصادی است که اکثر کشورها در مقاطعی از تاریخ اقتصادشان با آن مواجه بوده‌اند. تورم در نرخ‌های متوسط و به‌خصوص، در شکل حاد خود، هزینه‌های زیادی را بر جامعه تحمیل می‌کند. اما اصلی‌ترین و مهم‌ترین زیان‌های اقتصادی ناشی از تورم، عدم اطمینان از مقدار نرخ آیندهٔ آن می‌باشد. نا اطمینانی در دربارهٔ مقدار سطح تورم آینده، بر روی تصمیم‌های اقتصادی عاملان اقتصادی تاثیر گذاشته و مقدار مصرف، سرمایه گذاری ، پس‌انداز و ... آن‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این عدم اطمینان، اثر منفی بر روی کارایی، در تخصیص بهینهٔ منابع خواهد گذاشت.(فیشر[1] ۱۹۸۱، گالوب[2] ۱۹۹۳، هولاند[3] ۱۹۹۳).

فریدمن[4] (۱۹۷۷)، بیان می‌کند که نااطمینانی می تواند بر ارتباط بین تورم و بی‌کاری تاثیر بگذارد و چنین استدلال می‌کند که نااطمینانی حاصل از تورم، در آینده، سبب کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌شود و در ادامه، منجر به افزایش بی‌کاری در جامعه خواهد شد.

نا اطمینانی تورمی در سطوح بالا، سبب عدم تخصیص بهینهٔ منابع خواهد شد که در نهایت، اثر منفی خود را بر روی تولید، نشان خواهد داد. توماسی[5] (۱۹۹۴) و گرایر و پری[6] (۲۰۰۰)، در مطالعاتی که انجام داده‌اند، اثر منفی نااطمینانی تورمی بر روی رشد تولید را نشان داده‌اند. هافر[7] (۱۹۸۶)، دیویس و کاناگو[8] (۱۹۹۶)، نیز از طریق مطالعات میدانی[9] ارتباط منفی بین نااطمینانی‌تورمی و

1- Fisher, 1981.
2- Golob, 1993.
3- Holland, 1993.
4- Friedman, 1977.
5- Tommassi , 1994.
6- Grier & Perry, 2000.
7- Hafer, 1986.
8- Davis & Kanago, 1996.
9- (survey-based).

فعالیت‌های حقیقی اقتصاد را نشان داده‌اند. هم‌چنین، برونر و هس[1] (۱۹۹۳)، لی و نی[2] (۱۹۹۵)، از طریق مدل‌های ARCH و GARCH، همین ارتباط منفی را به‌دست آورده‌اند.

مطالعات زیاد دیگری نیز، با استفاده از مدل‌های دیگر اقتصادی انجام شده‌اند که تعدادی از آن‌ها به یک ارتباط منفی بین نااطمینانی تورمی و فعالیت‌های حقیقی اقتصادی و تعدادی دیگر، به یک ارتباط مثبت بین آن‌ها رسیده‌اند.

بنابراین، از طریق ارتباطی که بین نااطمینانی تورمی و فعالیت‌های حقیقی اقتصادی وجود دارد، می‌توان به اهمیت تحلیل نااطمینانی تورمی و مطالعه‌آن در ایران پی برد، که در اینجا یکی از ضرورت‌های انجام این تحقیق را نشان می‌دهد.

از سوی دیگر، در بررسی‌هایی که تا به حال انجام شده‌اند، ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی، همیشه مثبت نبوده است. تعدادی از مطالعات انجام شده ارتباط بین آن‌ها را مثبت و تعدادی دیگر، این ارتباط را منفی نشان داده‌اند.

فریدمن (۱۹۷۷)، یک ارتباط مثبت، بین تورم و نا اطمینانی تورمی پیش‌بینی می‌کند به این صورت، که تورم بالا، منجر به نااطمینانی بیشتر می‌شود. بال[3] (۱۹۹۲)، بحث فریدمن را، در قالب یک بازی اطلاعاتی نامتقارن، بین مردم و سیاست‌مداران، فرمول بندی کرده و تحلیل کرده است، به‌طوری‌که، اکثر مطالعات انجام شده در طول سه دهۀ اخیر، پیش بینی‌های فریدمن و بال را تأیید می‌کند. (کونتونیکاس[4]، ۲۰۰۴).

بعد از مقاله، فریدمن (۱۹۷۷)، فوستر[5] (۱۹۷۸)، فیشر[6] (۱۹۸۱) و تیلور[7] (۱۹۸۱)، شواهدی را مبنی بر ارتباط مثبت بین تورم و نااطمینانی تورمی ارائه کردند.

1- Brunner & Hess, 1993.
2-Lee & Ni, 1995.
3-Ball, 1992.
4- Kontonikas, 2004.
5-Foster, 1978.
6- Fisher, 1981.
7- Taylor, 1981.

کوکرمن و واکتل[1] (۱۹۷۹)، بال وچکشتی[2] (۱۹۹۰)، ایوانس[3] (۱۹۹۱)، کاپورال و مکیرنان[4] (۱۹۹۷)، گرایر و پری[5] (۱۹۹۸) و فونتاس و همکاران[6] (۲۰۰۰)، نیز با این ارتباط مثبت، موافقند.

در مقابل این گروه، اونگار و زیلبرفارب[7] (۱۹۹۳) ادعا می‌کنند که تحت یک سری شرایط، مانند تورم پایین و یا تلاش بیشتر برای پیش‌بینی بهتر تورم، یک ارتباط‌منفی بین تورم و نااطمینانی حاصل از تورم به وجود می‌آید.

۲- نااطمینانی تورمی

نااطمینانی، شرایطی است که در آن پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتند، مشخص و معلوم نیستند و یا این‌که، اگر این پیشامدها مشخص و معلوم باشند، احتمال‌های مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نمی‌باشند و وقتی که هرکدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده، پیچیده و مشکل می‌شود و از این رو، فضای نااطمینانی بر تصمیم‌ها حاکم می‌شود. نااطمینانی تورمی نیز، فضایی است که در آن، تصمیم‌گیرنده‌ها و عاملان اقتصادی، نسبت به میزان تورمی که در آینده با آن روبرو خواهند شد، نامطمئن‌اند.

گالوب[8] (۱۹۹۴)، یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم را، نااطمینانی تورمی می‌داند که مانند ابری بر روی تصمیم‌های مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران نسبت به آینده، سایه افکنده و موجب کاهش رفاه آن‌ها می‌شود، چرا که بدون وجود چنین نااطمینانی‌ای آن‌ها می‌توانند بهتر تصمیم بگیرند.

1- Cukierman & Wachtel, 1979.
2- Ball & Cecchetti, 1990.
3- Evans, 1991.
4- Caporal & McKiernan, 1997.
5- Grier & Perry, 1998.
6- Fountas & et al, 2000.
7- Ungar & Zilberfarb, 1993.
8- Golob, 1994.

نااطمینانی حاصل از منابع مختلف، موجب تغییر در روش و نوع تصمیم‌های عاملان اقتصادی می‌شود که در نهایت این تصمیم‌ها، بر فعالیت‌های حقیقی آن‌ها، تأثیر می‌گذارند. چون نااطمینانی تورمی دربارهٔ نرخ تورم آینده، حالت نااطمینانی و بی‌ثباتی در قیمت‌ها را بوجود می‌آورد، از این لحاظ، سبب تغییر در تصمیم‌ها و فعالیت‌های عاملان اقتصادی می‌شود.

گالوب (۱۹۹۴)، معتقد است که نااطمینانی تورمی، دو نوع اثر اقتصادی دارد. نخست این‌که نااطمینانی تورمی موجب می‌شود تا عاملین اقتصادی اعم از بنگاه‌ها، مصرف‌کنندگان و ...، تصمیم‌های اقتصادی‌ای را اتخاذ کنند که متفاوت با آن چیزی باشد، که انتظار داشته‌اند. تحلیل‌گران، این نوع اثرها را، اثرهای ex-ante می‌نامند. چون در این نوع تصمیم‌ها، تورم پیش‌بینی شده درنظر گرفته می‌شود. دستهٔ دوم اثرها، در جریان بعد از اخذ تصمیم، جای می‌گیرند که به آن‌ها اثرهای ex-post گفته می‌شود و این موقعی اتفاق می‌افتد که تورم واقعی با آن‌چه که پیش‌بینی شده بود، متفاوت باشد.[۱]

۳- منابع نااطمینانی تورمی

دو منبع عمده وجود دارند که سبب به‌وجود آمدن نااطمینانی تورمی می‌شوند، این منابع به ترتیب، به ناهمسانی واریانس جملات اخلال و تغییرات ناشناخته و ناخواسته در نوع رژیم تورمی مربوط می‌شوند. ناهمسانی واریانس‌های جملات اخلال، تأثیر شوک‌های وارد بر مدل‌ها و فرایندهای تورمی را در خود دارد. به عبارت دیگر، می‌توان‌گفت که نمایندهٔ شوک‌های وارد بر روند تورم، می‌باشد. این تأثیرها و شوک‌ها، همان‌طور که در قسمت‌های بعد خواهیم دید، با استفاده از واریانس شرطی تورمی، قابل اندازه‌گیری‌اند.

منبع دوم، که از آن به عنوان تغییر در نوع رژیم تورمی، نااطمینانی بلندمدت و یا تغییر ضرایب مدل رگرسیونی فرایند تورم نیز یاد می‌شود، حاصل تغییرات در

۱- برای مطالعه بیشتر مراجه کنیدبه : عباسی، ۱۳۸۴.

رفتار بخش خصوصی، سیاست‌های اقتصادی و یا رفتار نهادها و سازمان‌های دولتی می‌باشد، که موجب تغییرات بنیادی و تغییر در ضرایب مدل رگرسیون فرایند تورم می‌شود. طبق فرض انتظارات عقلایی، وقتی که ساختار اقتصادی امکان تغییر داشته باشد، ضرایب موجود در مدل‌های رگرسیونی نیز، نسبت به زمان متغیر خواهند بود. عاملان اقتصادی[1]، دربارهٔ تغییرات رژیم‌های سیاستی، چیزهایی یاد خواهندگرفت و براساس اطلاعات جدید خود، هم‌زمان تغییر و انتقال در سیاست‌ها، در تصمیمات خود تغییراتی ایجاد می‌کنند.(لوکاس، ۱۹۷۶).

هم‌چنین، تیلور (۱۹۸۰)، با مطرح کردن بحث‌های مربوط به قراردادها و شکل قوانین سیاست پولی، نظر خود نسبت به متغیر بودن ضرایب مدل‌های تورمی، را بیان کرده و تغییر رژیمهای تورمی را یکی از عاملهای مهم و منابع اصلی نااطمینانی تورمی دانسته است.

۴- محاسبهٔ نااطمینانی تورمی

برای اندازه‌گیری و سنجش نااطمینانی تورمی، تا به حال از معیارها و متغیرهای جانشینی مختلفی استفاده شده است. اما، می‌توان این معیارها و متغیرها را به دو طبقهٔ کلی تقسیم کرد. یکی، شاخص‌هایی است که از طریق تحقیقات میدانی به‌دست می‌آیند، مانند شاخص **لیوینگستون**[2]. در این روش، از پیش‌بینی‌های مختلفی که افراد، شرکت‌ها و مصرف‌کنندگان متفاوتی در مورد تورم انجام می‌دهند، برای سنجش مقدار تورم و در نهایت، محاسبهٔ مقدار نااطمینانی تورمی استفاده می‌شود. مثلاً، واکتل و کارلسون[3] (۱۹۷۷) و هم‌چنین، کوکیرمن و واکتل[4] (۱۹۷۹ و ۱۹۸۲)، **واریانس پیش‌بینی تورم** را به، عنوان معیاری برای نااطمینانی درنظر گرفته‌اند. این واریانس، از مدل انتظارات تورمی که

1- Economic Agents.
2- Livingston.
3- Wachtel & Carlson, 1977.
4- Cukeirman & Wachtel, 1979, 1982.

برحسب شاخص لیوینگستون براورد شده، به‌دست آمده است. (خیابانی، ۱۳۷۵، ص ۱۵).

هم‌چنین، جانسون[1] (۲۰۰۲)، نااطمینانی را، از طریق انحراف معیار پیش‌بینی‌های فردی در طول یک سال، اندازه‌گیری و ارتباط مثبتی را بین تورم گذشته و نااطمینانی جاری پیدا می‌کند.

روش دوم، روشی است که در آن، از طریق روش‌های آماری و اقتصادسنجی، متغیر جانشین برای نااطمینانی تورمی را، محاسبه می‌کنند. در مطالعات اولیه در دربارهٔ نااطمینانی تورمی، از تغییرات غیرشرطی برای سنجش و اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی استفاده‌کرده‌اند. مثلاً فیشر[2] (۱۹۸۱)، از انحراف معیار متحرک تورم، به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی استفاده کرده است.

اوکان[3] (۱۹۷۱)، اولین محققی است، که برای یافتن ارتباطی بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی تلاش کرده است. وی در مطالعات خود، نوسانات تورمی را به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی درنظرگرفته‌است. در سال‌های بعد نیز، کلاین و لوگنی[4] (۱۹۷۶)، سوونی و جفی[5] (۱۹۷۷) و تیلور[6] (۱۹۸۱)، در مدل‌های خود، نوسانات تورمی را به‌عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی انتخاب‌کردند. اما بعدها با انتقاداتی که دربارهٔ هرکدام از این روش‌ها انجام شد، توانایی این جانشین‌ها برای توضیح هرچه بهتر نااطمینانی تورمی، زیرسؤال رفت.

بالاخره، در سال ۱۹۸۲ و با ارائهٔ مدل‌های ARCH به‌وسیلهٔ انگل، جانشین مناسبی برای نااطمینانی تورمی به‌دست آمد. در این مدل‌ها، از واریانس شرطی خودرگرسیون، به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی استفاده‌کردند. بعد از سال ۱۹۸۲، اکثر تحقیقاتی که در زمینهٔ نااطمینانی تورمی بوده‌اند، از واریانس شرطی اتورگرسیون، به عنوان نااطمینانی تورمی استفاده کرده‌اند.

1- Johnson, 2002.
2- Fischer, 1981.
3- Okun, 1971.
4- Klien & Logne,1976.
5- Logne & Sweney & Jaffe, 1977.
6- Taylor, 1981.

۵- روش تحقیق

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

۶- مبانی نظری

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

۶-۱- مدل‌های ARCH و GARCH

در حالت کلی، فرایند مرتبهٔ Pام ARCH ، توسط معادلات زیر ارایه می‌شود:

$$y_t|\psi_t \sim N(X_t\beta, h_t) \qquad (۱)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_p\varepsilon_{t-1}^2$$

$$\varepsilon_t = y_t - X_t\beta$$

که در آن، ψ_t، مجموعهٔ اطلاعات تا زمان t، X_t، بردار متغیرهای درون‌زا و

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

برون‌زای مدل و h_t، واریانس شرطی مدل می‌باشد. مدل رگرسیونی ARCH، که توسط انگل مطرح شده است، به صورتی آشکار، بین واریانس غیرشرطی و واریانس شرطی تفاوت قایل شده و واریانس شرطی را، به عنوان تابعی از خطاهای گذشته در طول زمان متغیر، فرض می‌کند. حال، سعی ما براین است که مقدار انعطاف‌پذیری مدل‌های ARCH، در طول زمان را ارتقا دهیم.

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

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

$$= \alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t \qquad (۵)$$

به طوری که:

$$p \geq 0, q > 0$$
$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0 \quad •• \quad i = 1,2,...,q$$
$$\beta_i \geq 0 \; •• \; i = 1,2,...,p$$

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

(AGARCH) Asymmetric GARCH • • •▬•••

همانطور که در معادلات (۱) و (۳) نیز دیده می‌شود، در مدل‌های ARCH و GARCH معمولی، فرض بر این است که اخلال‌ها و شوک‌های مثبت و منفی با بزرگی یکسان، اثر یکسانی را بر روی اندازهٔ نااطمینانی داشته باشند. اما

همان‌طورکه برونر، هس[1] (۱۹۹۳) و جویس[2] (۱۹۹۵)، اشاره کرده‌اند، شوک‌های تورمی مثبت، سبب به‌وجود آمدن نااطمینانی بیشتر در مورد سیاست‌های پولی آینده خواهند شد، درحالی‌که شوک‌های منفی با بزرگی یکسان اثر کم‌تری بر روی نااطمینانی تورمی دارند. بنابراین، برای این‌که بتوانیم اثر شوک‌های منفی و مثبت را از همدیگر تفکیک کنیم، از مدل‌های نامتقارن، مانند AGARCH و TGARCH استفاده خواهیم کرد.

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

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

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

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

(TGARCH) Threshold GARCH

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

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

به طوری که، اگر $D = 0$ اگر س باشد، D=0 و اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد، $D = 1$ خواهد

1- Brunner & Hess, 1993.
2- Joyce, 1995.

بود[••].

۶-۴- مدل‌های حالت فضا (State-Space)

مدل‌های حالت – فضا در ادبیات اقتصادسنجی، برای مدل‌سازی متغیرهای مشاهده نشده، مورد استفاده قرار می‌گیرند. متغیرهایی مانند انتظارات عقلایی، خطاهای اندازه گیری، مشاهدات فراموش شده[••]، درامد دایمی، اجزا غیر قابل مشاهده (سیکل‌ها و روندها) نرخ بیکاری غیر شتابان.

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

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

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

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

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

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

1-Crawford, 1996, pp, 8-12.
2- Missing Value.
3- State Vector.
4- Observation Equation.

هم‌چنین، بردارهای v_t $(r\times 1)$ و w_t $(n\times 1)$، وایت نویزاند :

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

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

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

۷- پیشینهٔ تحقیق

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

فریدمن (۱۹۷۷)، در سخنرانی جایزهٔ نوبل خود در سال ۱۹۷۷، ارتباط مثبتی را بین تورم و نااطمینانی تورمی در نظرمی‌گیرد و عقیده دارد که تورم بالا سبب نااطمینانی بیشتر و رشد تولید کم‌تر خواهد شد. واکتل و کارلسون (۱۹۷۷)، کوکیرمن و واکتل (۱۹۷۹و ۱۹۸۲)، تعریف دیگری از نااطمینانی تورمی ارایه‌می‌کنند. آنان واریانس پیش‌بینی تورمی را، به عنوان معیاری برای نااطمینانی تورمی در نظرمی‌گیرند. واریانس پیش‌بینی تورمی آنان، از مدل انتظارات تورمی،

1- State Equation.

که بر حسب داده‌های شاخص لیوینگستون مورد براورد شده، به‌دست می‌آید. در نهایت، آن‌ها رابطهٔ مثبتی را بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی پیدا کردند.

انگل (۱۹۸۲)، با ارایهٔ مدل ARCH، امکان اندازه‌گیری دقیق‌تری را از نااطمینانی تورمی، ایجاد کرده است. وی با فرایند ARCH، واریانس شرطی معادلهٔ رگرسیونی را در طول زمان متغیر فرض‌کرده و آن را با روش‌های تحلیل عددی براورد کرده است. انگل، در سال۱۹۸۳، نشان داد که در آمریکا، بین واریانس شرطی تورم و نرخ تورم، نمی‌تواند ارتباط مثبتی برقرار باشد. (خیابانی، ۱۳۷۵، ص ۱۶).

البته قبل از تحقیق مذکور، در مطالعهٔ دیگری که انگل هم‌زمان با ارایهٔ مدل‌های ARCH در سال ۱۹۸۲ در بارهٔ داده‌های کشور انگلستان، انجام داده است، با استفاده از شاخص CPI این کشور و برای دورهٔ 1977 Q2 – 1958 Q2 و با استفاده از مدل‌های ARCH به اثرهای معنی‌دار مدل ARCH دست یافته و نشان داده است که نااطمینانی تورمی در خلال سال‌های ۱۹۷۷ – ۱۹۷۴، نسبت به اواخر دههٔ ۱۹۶۰، خیلی بالا بوده است.

گالوب (۱۹۹۴)، با استفاده از شاخص ضمنی GNP و برای کشور ایالات متحده در خلال سال‌های 1993 Q4 – 1957 Q1 و با استفاده از مدل‌های GARCH، به این نتیجه رسیده است، که نااطمینانی تورمی، با تورم، ارتباط مثبت با دارد.

در ادامهٔ این تحقیقات، جویس در سال ۱۹۹۵، با استفاده از مدل‌هایTGARCH, EGARCH, AGARCH, GARCH و شاخص قیمت‌های خرده فروشی انگلستان در طی سال‌های 1994 Q1 – 1950 Q1 به‌این نتیجه رسیده است، که در شوک‌های مثبت و منفی تورمی، عدم تقارن کاملی وجود دارد. و قابل مشاهده است، یعنی، شوک‌های مثبت و منفی، با بزرگی یکسان، تأثیر یکسانی را بر روی نااطمینانی تورمی ندارند، بلکه، این تأثیرها متفاوت‌اند، هم‌چنین، نااطمینانی تورمی، ارتباط مستقیمی با تورم دارد.

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

ایوانس و واکتل (۱۹۹۳)، با استفاده از مدل‌های مارکوف – سوئیچینگ ، مدل‌های AR و عبارت گام تصادفی و هم‌چنین، استفاده از داده‌های فصلی شاخص CPI ایالات متحده (Q۴ ۱۹۹۱ – Q۱ ۱۹۵۵)، به این نتیجه رسیده‌اند که نااطمینانی تورمی در تمامی افق‌های پیش‌بینی، در سال ۱۹۶۸ افزایش یافته است و تا سال ۱۹۸۴، به سطح موجود در دهه‌های ۱۹۵۰ و۱۹۰۶ نرسیده است.

در نهایت، کونتونیکاس (۲۰۰۴)، با استفاده از داده‌های ماهانه و فصلی CPI کشور انگلستان و برای دورهٔ ۲۰۰۲ – ۱۹۷۲ و با استفاده از تکنیک‌های مختلف مدل‌های GARCH، اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نااطمینانی‌تورمی را مورد بررسی قرار داده است. وی در این کار تحقیقاتی، با استفاده از مدل‌های Component GARCH، اثرات را به دوبخش موقت و دایم، تجزیه کرده است تا با این کار، اثرات بلند مدت نااطمینانی تورمی را، بیشتر مورد مطالعه قرار دهد. هم‌چنین وی برای بحث تقارن و عدم تقارن نیز، از مدل‌های TGARCH استفاده کرده است. در نهایت، نتیجه‌ای که وی از کار تحقیقی خودش گرفته است به صورت زیر می‌باشد: «نتایج حاصل از مدل‌های متقارن، نامتقارن و بخشی GARCH، یک ارتباط مثبتی را بین تورم گذشته و نااطمینانی آینده نشان می‌دهند و در راستای علیت فریدمن – بال می‌باشند».

در ایران نیز، خیابانی (۱۳۷۵)، در پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد خود، با تحلیل ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران برای دورهٔ ۱۳۴۷:۱۲- ۱۳۴۰:۱، به

یک ارتباط مثبت بین تورم و نااطمینانی تورمی رسیده است.

۸- نااطمینانی تورمی در ایران

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

بنابراین، این طور استنباط می‌شود که وجود نرخ‌های رو به رشد تورم و هم‌چنین بی‌ثباتی قیمت‌ها، هزینه‌هایی را از طریق نااطمینانی تورمی، بر اقتصاد تحمیل‌کرده‌باشد. به این معنی که بی‌ثباتی، و نوسانات شدید قیمت‌ها، سبب افزایش نااطمینانی بنگاه‌های اقتصادی نسبت به تورم آینده و سیاست‌های ضد تورمی دولت شده باشد، و این مسأله، کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های تولیدی اقتصادی را به همراه داشته باشد، به طوری‌که، منابع اقتصادی، به جای وارد شدن به بخش‌های تولیدی، جذب بخش‌های غیرمولد اقتصاد شوند.

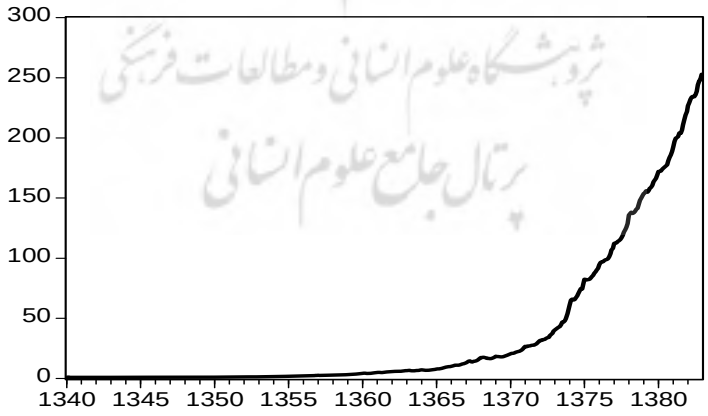
برای اثبات فرضیهٔ فوق، بایستی بتوانیم نااطمینانی را در ایران اندازه‌گیری‌کنیم و ارتباط آن را با تورم، مورد آزمون قرار دهیم. اما نکتهٔ بسیار مهم، اثرات متفاوت تورم بر نااطمینانی تورمی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد. به طوری‌که، کلاین

(۱۹۷۷)، در مطالعهٔ خود، توضیح می‌دهد که نااطمینانی تورمی، می‌تواند رفتارهای متفاوتی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت از خود نشان‌دهد. لذا ممکن‌است نااطمینانی تورمی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر متفاوتی را بر تصمیمات افراد داشته باشد. در این راستا، مطالعهٔ حاضر، برای اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی از مدل‌های TGARCH و اندازه‌گیری پارامترهای متغیر در طول زمان حالت –فضا، استفاده شده‌است.

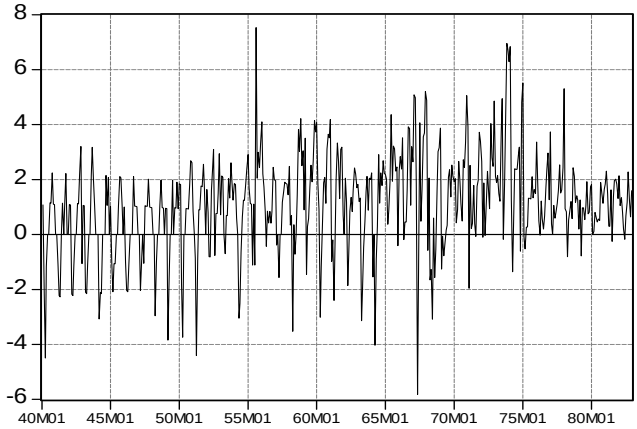
در این مقاله، از داده‌های تعدیل شدهٔ فصلی شاخص قیمتی مصرف‌کننده CPI، به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، برای محاسبهٔ نرخ تورم استفاده شده است. هم‌چنین نرخ تورم از فرمول زیر محاسبه شده است:

$$\pi_t = (\ln \mathrm{cpi}_t - \ln \mathrm{cpi}_{t-1}) \times 100 \qquad (۱۰)$$

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



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



نمودار۲- نمودار سری زمانی نرخ تورم

۹- آزمون ریشهٔ واحد

برای انجام آزمون ریشهٔ واحد و تعیین مانایی و عدم مانـایی متغیرهـای مـورد استفاده در این مقاله (نرخ تورم)، از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته[1] (ADF) و فیلیپس پرون[2] (PP) استفاده می‌کنیم. نتایج حاصل از آزمون ADF، درجـدول ۱ آورده شده‌اند. همانطورکه جدول نشان می‌دهد، سری زمانی داده‌های تـورمی π_t، در سطح معنی‌داری، ۱۰٪ ریشهٔ واحد ندارد و فرضیهٔ H_0 مبنی بـر وجـود ریـشهٔ واحد برای سری زمانی، به نفع فرضیهٔ H_1، عدم وجود ریشهٔ واحد، رد می‌شود.

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

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

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

امّا به دلیل احتمال همبستگی سریالی در سری زمانی تورم و نارسایی آزمون ADF در این مورد، برای ریشهٔ واحد، از آزمون فیلیپس – پرون استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمون نیز در جدول یک آمده‌اند.

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

۱۰- براورد و تعیین مدل کوتاه‌مدت، به روش باکس - جنکینز[1] (مدل با ضرایب ثابت)

برای براورد و تصریح مدل، با استفاده از نمودار Correlogram، تعدادی از معادلات را تخمین‌زدیم و براساس معیار آکایک – شوارتز[2] و با توجه به سایر معیارها از جمله R^2 و R^2 تعدیل شده و انحراف معیار خطاها، مدل را انتخاب‌کردیم.

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

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

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

1- Box – Jenkins.
2- Akaike – Schwarz.

۱۱- آزمون نیکویی برازش

در ادامهٔ مقاله، آزمون وجود ویا عدم وجود همبستگی سریالی را، با استفاده از آزمون‌های آمارهٔ Ljung – Box Q و آزمون ضریب لاگرانژ[1] بروش-گودفری[2] انجام دادیم. هر دو آزمون، مؤید این موضوع بودند که بین باقی مانده‌های حاصل از مدل و نرخ تورم، همبستگی و همبستگی سریالی وجود ندارد.

هم‌چنین آزمون ضریب لاگرانژ بروش – گودفری برای همبستگی سریالی، نشان‌دهندهٔ عدم وجود همبستگی سریالی بین باقی مانده‌های حاصل از مدل و نرخ تورم می‌باشد.

هم‌چنین به دلیل این‌که اقتصاد ایران در طول دورهٔ مورد بررسی، دارای نوسانات ساختاری متعددی بوده است و چون بررسی شکست ساختاری به صورت نقطه‌ای، نتایج درستی را ایجاد نمی‌کند. بنابراین، از آزمون CUSUM برای تعیین وجود و یا عدم وجود شکست ساختاری استفاده‌کردیم. نتایج نشان می‌دهند معادلهٔ کوتاه مدت (۱۱)، در سطح معنی داری ۰/۰۵، هیچ شکست ساختاری‌ای در طول دورهٔ مورد بررسی نداشته است.

۱۲- آزمون ناهمسانی واریانس و تشخیص مدل ARCH و GARCH

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

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

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

1- Lagrange Multiplier.
2- Breusch – Godfrey.

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

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

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

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

تمامی ضرایب تخمین زده شده در مدل، به صورت خیلی‌بالایی معنی‌دارند. در نهایت، می‌توان معادلهٔ میانگین و واریانس مدل TGARCH(1,1) را به صورت زیر نوشت:

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

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

به طوری‌که در معادلهٔ واریانس، اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ باشد، $D = 0$ و اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد، D=1.

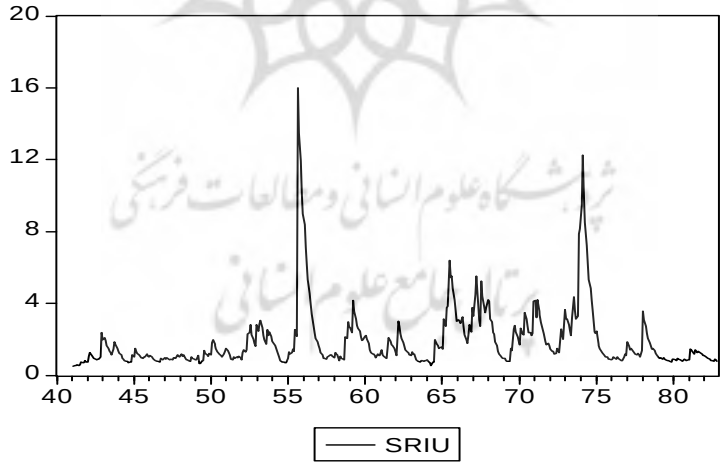
در قسمت ۶-۱، گفتیم که h_t، همان واریانس شرطی مدل و در نتیجهٔ

جانشینی برای نااطمینانی تورمی خواهد بود. هم‌چنین، در بحث مدل‌های TGARCH، مطرح شد که اگر λ (ضریب D) منفی باشد، نشان‌دهنده این موضوع است که شوک‌های تورمی منفی و مثبت با بزرگی یکسان، اثرات متفاوتی را بر روی نااطمینانی تورمی خواهند داشت. و لذا، بحث عدم تقارن صحیح خواهد بود. یعنی در روند کوتاه‌مدت شوک‌های تورمی مثبت، بیشتر از شوک‌های تورمی منفی، بر روی نااطمینانی تورمی تاثیر می‌گذارند.

۱۲-۱- محاسبهٔ نااطمینانی تورمی برای مدل کوتاه‌مدت (مدل با ضرایب ثابت)

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

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



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

همانطور که نمودار سری‌زمانی نااطمینانی تورمی کوتاه‌مدت نیز نشان میدهد نوسانات شدید در نمودار، مربوط به دوره‌هایی است که یا در این دوران شرایط حاد سیاسی بر کشور حاکم بوده و یا این‌که اقتصاد کشور شاهد شرایط بد اقتصادی بوده‌است. مثلاً در سال ۱۳۵۳ نوسانات شدید نااطمینانی تورمی دیده می‌شودکه در سال‌های تورمی شدید در این دوران می‌باشد. یا در سال‌های آغازین انقلاب اسلامی، نوسانات زودرس و شدید در نااطمینانی تورمی وجود دارد که این نوسانات، در سال‌های ۱۳۵۶ و ۵۷ به اوج خود رسیده‌اند. هم‌چنین در سال ۱۳۵۹ با شروع جنگ ایران و عراق، دوباره، نوسان شدید نااطمینانی تورمی کوتاه‌مدت داریم. در سال‌های بعد از جنگ و طی سال‌های تعدیلات اقتصادی نیز، این نوسانات کاملا به چشم می‌خورند.

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

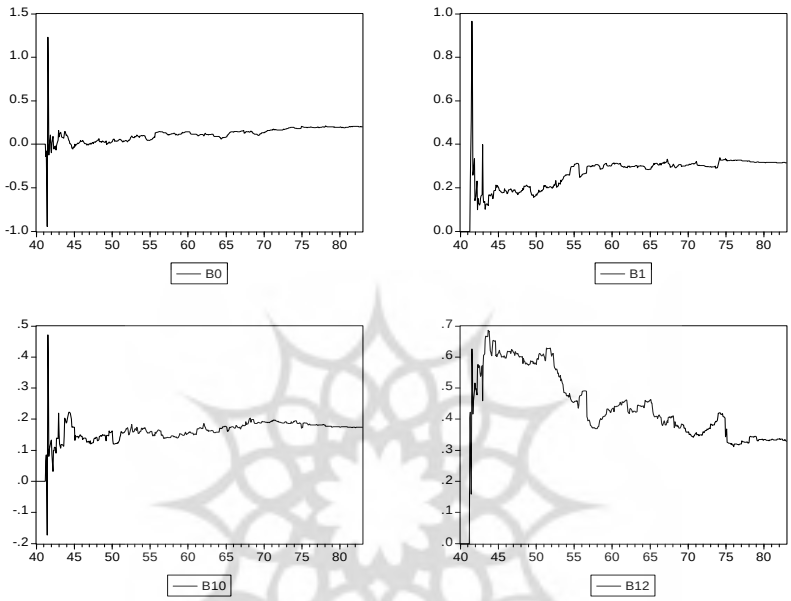
حال، با استفاده از مدل‌های حالت – فضا، به تخمین مدل بلندمدت می‌پردازیم. در تخمین بلندمدت (مدل با ضرایب متغیر)، نوع مدل و ایجاد آن به همان صورتی است که برای حالت کوتاه‌مدت انجام دادیم. یعنی همان مدل و معادلهٔ ۱۲، تنها تفاوتی که در این‌جا وجود دارد، این است که ضرایب مدل در حالت بلندمدت، در طول زمان متغیراند و خود ضرایب، تابعی خطی از ضرایب گذشته خواهند بود. یعنی، حالت کلی مدل به صورت زیر خواهد بود

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

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

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

این معادلات، به وسیلهٔ نرم‌افزار eviews 4.1 تخمین‌زده شده‌انـد. و در نهایـت، سری زمانی مربوط به βها، به دسـت آمـده‌اسـت. نمـودار سـری زمـانی ضـرایب تخمین‌زده شده، در نمودار ۴ مشاهده می‌شود.



نمودار ۴- سری زمانی ضرایب مدل بلندمدت

همان‌طورکه نمودار ۴ نیز نشان می‌دهد، ضریب β_0، به غیر از سـال‌هـای اول، در بقیهٔ سال‌های دورهٔ موردمطالعهٔ نوسانات بسیار کمی داشته‌است. بطوری‌که این روند، بعد از مدتی، تقریبا تبدیل به یک روند خطی می‌شود.

ضریب β_1، در سال‌های قبل از سال ۱۳۵۵، دچار نوسانات شـدید غیـر مـنظم است. اما در خلال دورهٔ ۱۳۶۰-۱۳۵۰ روند افزایشی داشته است. این روند، بعـد از دههٔ ۶۰، تبدیل به یک روند ثابت خطی می‌شـود. ضـریب β_{10} نیـز، کـم و بـیش شبیه روند β_1 می‌باشد.

اما در بین این ضرایب، ضریب β_{12}، دارای نوسانات بسیار شدید می‌باشـد. امـا این نوسانات، در مراحل اولیه افـزایش و در مراحـل بعـدی کـاهش اسـت کـه در

نهایت، این روند، به سمت خطی‌شدن در اواخر دوره پیش‌می‌رود.

(•••••••••••• ••••• •)••• • •• •••••••••••••• ••• •••••••••••• •••••• •• •••••••

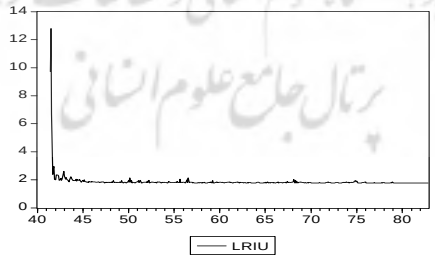
بعد از این‌که معادله بلند مدت همانند معادلهٔ کوتاه مدت را بدست آوردیم در این قسمت، واریانس شرطی مدل بلندمدت را محاسبه می‌کنیم تا به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی بلندمدت مورد استفاده قرارگیرد.

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

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

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

بنابراین، با توجه به این معادلات و مدل بلندمدت تخمین زده شده، نااطمینانی تورمی بلند مدت را محاسبه‌کرده و آن را LRIU•• می‌نامیم. روند سری‌زمانی نااطمینانی تورمی بلندمدت، در نمودار ۵ نشان داده‌شده‌است. همان‌طور که این نمودار نیز نشان می‌دهد، نااطمینانی تورمی بلندمدت، به غیر از چند سال اول دوره، در بقیهٔ طول دوره مورد بررسی، تقریبا عدد ثابتی بوده‌است. یعنی‌این‌که، با توجه به مدل تخمینی بلندمدت، اقتصاد ایران در بلندمدت، دچار نوسانات نااطمینانی تورمی بلندمدت نبوده‌است. به عبارت دیگر، عاملان اقتصادی، در تصمیم گیری‌های خود، به روند بلندمدت حساس نبوده‌اند.



نمودار ۵- نمودار سری زمانی نااطمینانی تورمی بلندمدت (LRIU)

1-Long Run Inflation Uncertainty.

۱۵- تعیین ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی

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

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

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

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

هم‌چنین، باید اضافه شود که در اکثر مطالعات انجام‌یافتهٔ قبلی، از سه حالت و شکل نرخ تورم استفاده شده است. **نرخ تورم معمولی، قدر مطلق نرخ تورم و مربع نرخ تورم**. دلیل این امر نیز بحث تقارن و عدم تقارن برمی‌گردد، که در قسمت‌های قبلی توضیح داده شد.

حال، برای بررسی این سه حالت در کوتاه‌مدت، سه مدل OLS معمولی را تخمین می‌زنیم.

مدل و روابط کوتاه مدت

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

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

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

۱۵-۲- ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در بلندمدت

در نمودار چهارم، دیدیم که نااطمینانی تورمی بلندمدت، به غیر از چند سال اول، در بقیهٔ طول دورهٔ یک روند ثابت و بدون تغییر دارد. مقدار آن نیز تقریبا برابر ۲ می‌باشد. بنابراین، می‌توان‌گفت که بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی بلندمدت، ارتباط معنیداری وجودندارد. یعنی، اگر عاملان اقتصادی در بلند مدت، بخواهند یک تصمیم اقتصادی را برنامه‌ریزی کنند، این تصمیم با نااطمینانی همراه نخواهد بود و آن‌ها می‌توانند نوسانات تورم آینده را با توجه به اطلاعات در دسترس، پیش بینی کرده و سپس تصمیم‌گیری کنند. این نتیجه، در راستای نظریات انتظارات عقلایی و تطبیقی می‌باشد.

۱۶- پیشنهادهای سیاستی و پژوهشی

در این قسمت، طبق نتایج ویافته‌های مقالهٔ حاضر، سعی در ارائهٔ پیشنهادهای سیاستی و پژوهشی داریم، که افراد دیگر می توانند از آن‌ها استفاده کنند.

۱- در این مقاله، در روند کوتاه‌مدت، به این نتیجه رسیدیم که بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی، یک ارتباط مثبت وجود دارد، بنابراین، هر متغیری که موجب افزایش نرخ تورم در ایران شود، به دلیل این ارتباط مثبت، سبب افزایش نااطمینانی تورمی و درنتیجه افزایش هزینه‌های عاملان اقتصادی وکاهش رفاه جامعه نیز خواهد شد. بنابراین، سیاست‌های هدف تورمی[1]، می‌تواند در کاهش این هزینه‌ها و رفاه جامعه کاملا مفید واقع شود.

۲- طبق یافته‌های تحقیق حاضر، در کوتاه‌مدت، ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی، شدیدتر از حالت بلندمدت می‌باشد. بنابراین، با لحاظ این موضوع در اتخاذ تصمیم‌های سیاستی، می‌توان به‌طور بارزی از کاهش رفاه جامعه جلوگیری کرد. برای مثال، یک سری سیاست‌ها وجود دارند که خیلی سریع و در زمان کوتاه، تاثیرات خود را بر روی اقتصاد می‌گذارند و در عوض، سیاست‌هایی وجود دارند، که تاثیر آن‌ها سریع و کوتاه‌مدت نیست. بنابراین، سیاست‌های نوع اول، می‌توانند ابزار مناسبی برای کنترل بحث‌های مربوط به تورم در کوتاه مدت باشند. به‌طوری که، تاثیری کم‌تر خود را بر نااطمینانی تورمی، داشته باشد .

۳- در قسمت‌های قبلی، در مورد تاثیر نااطمینانی تورمی بر روی فعالیت‌های حقیقی عاملان اقتصادی بحث‌کردیم. بنابراین، پیشنهاد می‌شود افرادی که به دنبال کار تحقیقاتی جدید در ایران‌اند، می‌توانند تاثیر متغیر نااطمینانی تورمی بر روی یکی از متغیرهای حقیقی اقتصادی را مورد براورد و تحلیل قرار دهند. مثلا، می‌توانند اثر نااطمینانی تورمی را بر روی سرمایه‌گذاری تحلیل‌کنند.

۴- در بحث بلندمدت، علاوه بر روش حاضر که در این تحقیق استفاده شده است

1- Inflation Targeting.

پ(مدل‌های حالت – فضا)، در تحقیقات مختلفی که در سطح دنیا انجام شده اند، از روش‌های دیگری مانند روش مارکوف – سوئیچینگ، روش ARDL و .... نیز استفاده شده‌است که محققان بعدی، می‌توانند با استفاده از این مدل‌ها، کارهای مفید و جدید دیگری انجام دهند.

فهرست منابع

۱- خیابانی، ناصر، (۱۳۷۵)، بررسی ارتباط بین نااطمینانی تورمی و تورم در ایران، دانشگاه تهران، دانشکدهٔ اقتصاد.

۲- عباسی، موسی، (۱۳۸۴)، بررسی ارتباط بین نااطمینانی تورمی و تورم در ایران، با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت-فضا، دانشگاه تهران، دانشکدهٔ اقتصاد.

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

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

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

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

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

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

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

10- Coletti, D., O'Reilly, B., (1998), *Lower Inflation: Benefits and*

Costs, Bank of Canada Review Autumn.

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

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

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

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

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

16- Engle, R. and D. Kraft. 1983, *Multiperiod Forecast Error Variances of Inflation Estimated From ARCH Models***.**" In A. Zellner (ed.), Applied Time Series Analysis of Economic Data, 293-302.

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

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

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

Eviews 4 User's Guide, www.eviews.com .

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

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

22- Fountas, S., Karanasos, M., Karanasou, M., (2000), *A GARCH*

Model of Inflation and Inflation Uncertainty with Simultaneous Feedback, University of York Discussion Paper 2000y24.

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

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

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

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

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

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

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

30- Hamilton, J., (1994), *Time Series Analysis*. Princeton University Press.

31- Holland, S. (1993), *Comment on Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty*, Journal of Money, Credit and Banking 25: 514-520.

32- Johnson, D., (2002), *The Effect of Inflation Targeting on the Behavior of Expected Inflation: Evidence from an 11 Country Panel*, J. Monetary Econ. 49, 1521–1538.

33- Joyce, M., (1995). *Modelling UK Inflation Uncertainty: the Impact of News and the Relationship with Inflation*, Bank of England Working Paper 30.

34- Kontonikas, A., (2004), *Inflation and Inflation Uncertainty in the United Kingdom, Evidence from GARCH Modeling*, Economic Modeling 21 (2004) 525–543.

35- Lee, K., Ni, S., (1995), *Inflation Uncertainty and Real Economic Activities*, Applied Economics Letters 2 (November), 460–462.

36- Lucas Jr., R., (1976). *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy 1, 19–46.

37- Okun, A. (1971), *The Mirage of Steady Inflation*, Brookings Papers on Economic Activity 2: 485-498.

38- Ricketts, N. and D. Rose. (1995), *Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in the G7 Economies."* Bank of Canada Working Paper 95-6.

39- Taylor, J., (1981), *On the Relation between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate*, Carnegie Rochester Conferences Series on Public Policy , 5, 57–86.

40- Taylor, J.B., (1980). *Aggregate Dynamics and Staggered Contracts*. Journal of Political Economy, 88, (February), 1–23.

41- Tommassi, M., (1994), *The Consequences of Price Instability on Search Markets: Toward Understanding the Effects of inflation*, American Economic Review 84, 1385–1396.

42- Ungar, M., Zilberfarb, B., (1993), *Inflation and its Unpredictability — Theory and Empirical Evidence*, Journal of Money, Credit, and Banking 25, 709–720.

43- Vitek, Francis, (2002), *An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationships Among Inflation, Inflation Uncertainty*, Relative Price Dispersion, and Output Growth.

44- Wu, J., Chen, S., Lee, H., (2003), *Sources of Inflation Uncertainty and Real Economic Activity*, Journal of Macroeconomics 25.