فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره پنجاه و دوم، پاییز ۱۴۰۴- صفحات ۴۹۹-۴۸۵

بررسی روند نااطمینانی تورمی در ایران؛ در دهه‌ی اخیر

نوع مقاله: پژوهشی

سیدعلی آل‌عمران[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۲/۶

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی روند نااطمینانی تورمی در ایران از فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ است. در این راستا جهت کمی کردن نااطمینانی تورمی از روش گارچ نمایی استفاده شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که نااطمینانی تورمی در فاصله‌ی فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ همواره مسیر افزایشی و کاهشی را تجربه کرده است؛ به‌طوریکه در بین نااطمینانی‌های تورمی رخ داده شده در دوره‌ی زمانی پژوهش، به ترتیب نااطمینانی تورمی فصل دوم سال ۱۳۹۳ و نااطمینانی تورمی فصل دوم سال ۱۳۹۶ بیشترین مقدار را داشته‌اند.

واژگان کلیدی: نااطمینانی تورمی، گارچ نمایی.

طبقه‌بندی JEL: E31، C22.

[۱] استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

s.a.aleemran@tabrizu.ac.ir

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

مقدمه

یکی از مهم‌ترین پدیده‌های اقتصادی که معضل هر اقتصادی بوده و هست، تورم است (آنانزه[1]، ۲۰۱۵). اعتقاد بر آن است که یکی از هزینه‌های تورم برای اقتصاد به‌وجود آمدن نااطمینانی تورمی است (صمدی و مجدزاده طباطبائی، ۱۳۹۲). نااطمینانی شرایطی است که در آن یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتد مشخص و معلوم نیست یا این‌که اگر این پیشامدها مشخص و معلوم باشد، احتمال وقوع این پیشامدها مشخص نیست و وقتی هرکدام یا هردوی این موارد پیش می‌آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل می‌شود و از این‌رو فضای نااطمینانی بر تصمیم‌ها حاکم می‌شود. نااطمینانی تورمی نیز شرایطی است که در آن تصمیم گیرنده‌ها و عاملان اقتصادی نسبت به میزان تورم آینده نامطمئن هستند (عرب‌مازار و نظری‌گوار، ۱۳۹۱). به‌عبارتی دیگر نااطمینانی تورمی یک واقعیت مهمی است که بر تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی تأثیر می‌گذارد. به‌طوری‌که نااطمینانی در سطوح آتی تورم ممکن است پس‌انداز و سرمایه‌گذاری واحدهای اقتصادی را مخدوش کند زیرا ارزش پرداخت‌های اسمی آتی مشخص نیست. از این‌رو نااطمینانی تورمی به‌عنوان دلیل یا نتیجه‌ی تورم، بر متغیرهای اقتصادی مانند مصرف، سرمایه‌گذاری و رشد تأثیر منفی می‌گذارد (کاراهان[2]، ۲۰۱۲).

بر این اساس با توجه به اهمیت نااطمینانی تورمی در اقتصاد کشور، بررسی روند نااطمینانی تورمی می‌تواند برنامه‌ریزان و مسئولان امر را در تحلیل و پیش‌بینی درست وضعیت آینده کمک و متناسب با آن راه حل‌های مناسب را ارائه نماید. از این‌رو پژوهش حاضر به دنبال بررسی روند نااطمینانی تورمی در ایران؛ در دهه‌ی اخیر است؛ تا شواهد لازم برای پاسخ به سؤال پژوهش یعنی: روند نااطمینانی تورمی در ایران؛ در دهه‌ی اخیر چگونه است؟ ارائه شود.

بر اساس سازمان‌دهی مباحث مقاله، در ادامه پس از مرور مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش، در قسمت دوم روش پژوهش معرفی می‌شود. قسمت سوم به یافته‌های پژوهش اختصاص یافته و بحث و نتیجه‌گیری نیز قسمت پایانی پژوهش را تشکیل می‌دهد.

1 Ananzeh
2 Karahan

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

۱. مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش

به‌طور معمول، تورم به‌عنوان افزایش مستمر و مداوم در سطح عمومی قیمت‌ها تعریف می‌شود (لیم و سک[1]، ۲۰۱۵). سطح تورم و تغییرات آن در طول زمان تقریبا مرکز توجه تمام بانک‌های مرکزی در سراسر جهان بوده است. دلیل اصلی آن نیز این است که تورم یک عامل تعیین‌کننده‌ی حیاتی برای رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی است. از نظر تئوری، تورم بالا و بی‌ثبات بر رشد و رفاه آسیب رسانده؛ در حالی‌که تورم پایین و باثبات آن‌ها را افزایش می‌دهد (گومه[2]، ۱۹۹۳؛ توماسی[3]، ۱۹۹۴؛ فریدمن[4]، ۱۹۷۷؛ دوتسی و سارته[5]، ۲۰۰۰؛ تمپل[6]، ۲۰۰۰؛ لایکه و هو[7]، ۲۰۱۹). یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم، ایجاد نااطمینانی در مورد تورم آتی است. این نااطمینانی، تصمیم‌گیری مصرف‌کنندگان و کسب و کارها را مختل ساخته و رفاه اقتصادی را کاهش می‌دهد. به‌طوری‌که در صورت عدم نااطمینانی تورمی، مصرف‌کنندگان و کسب و کارها بهتر می‌توانند برای آینده برنامه‌ریزی کنند. به گفته‌ی بسیاری از تحلیل‌گران، با افزایش تورم، نااطمینانی در مورد تورم آینده افزایش می‌یابد (گولوب[8]، ۱۹۹۴). دو منبع عمده باعث به‌وجود آمدن نااطمینانی تورمی می‌شود. این منابع به ترتیب به واریانس ناهمسانی جملات اختلال و به تغییرات ناشناخته و ناخواسته در نوع رژیم تورمی مربوط می‌شود. واریانس ناهمسانی در برگیرنده‌ی تأثیر تکانه‌های وارد بر تورم است که با واریانس شرطی اندازه‌گیری می‌شوند. از منبع دوم به‌عنوان تغییر در نوع رژیم تورمی و یا تغییر ضرایب مدل رگرسیونی فرآیند تورم یاد می‌شود. این منبع، حاصل تغییرات در رفتار بخش خصوصی، سیاست‌های اقتصادی و یا رفتار نهادها و سازمان‌های دولتی است که موجب تغییرات بنیانی و تغییر در ضرایب مدل رگرسیون فرآیند تورم می‌شود (اسلاملوئیان و خسروی، ۱۳۹۵). تورم و هزینه‌های مرتبط با آن به دلیل اثرات مخرب آن بر فعالیت‌های اقتصادی، توجه تحقیقات قابل توجهی را هم از سوی اقتصاددانان و هم از سوی سیاست‌مداران به خود جلب کرده است. در اقتصادهای با نااطمینانی تورمی بالا، عوامل اقتصادی ریسک‌گریز سعی می‌کنند از پرتفوی خود با کوتاه کردن مدت قراردادها محافظت کنند تا زیان‌های ناشی از شوک‌های تورمی را که بالاتر از انتظارات آن‌ها است به حداقل برسانند (فریدمن، پیشین). از آن‌جایی که پس‌انداز و سرمایه‌گذاری شامل یک نوع قرارداد است انتظار می‌رود که رشد اقتصادی بلندمدت در زمانی که عوامل اقتصادی

1 Lim & Sek
2 Gomme
3 Tommasi
4 Friedman
5 Dotsey & Sarte
6 Temple
7 Lyke & Ho
8 Golob

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

تصمیم می‌گیرند پس‌انداز و سرمایه‌گذاری خود را در صورت مواجهه با نااطمینانی تورمی بالا کاهش دهند، کاهش یابد. بنابراین با تشدید غیرقابل پیش‌بینی شدن تورم، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد تولید واقعی آسیب می‌بینند. از طرفی با تحمیل هزینه بر فعالان اقتصادی که در تلاش برای استخراج سیگنال‌های صحیح درباره‌ی قیمت‌های نسبی از قیمت‌های مطلق هستند زمان واقعی به سرمایه‌گذاری‌های غیرمولد اختصاص می‌یابد (مکین[1]، ۱۹۸۲؛ باریماه[2]، ۲۰۱۴). اندازه‌گیری و نظارت بر ناطمینانی تورمی یک عنصر اساسی در تجزیه و تحلیل سیاست پولی است. تغییرات نااطمینانی تورمی می‌تواند سیگنال‌هایی را در مورد اعتبار اقدامات سیاستی آشکار سازد. افزایش نااطمینانی تورمی از منظر سیاست و رفاه نامطلوب است زیرا نااطمینانی تورمی اغلب با بدتر شدن رفتار قیمت‌گذاری، نااطمینانی نرخ بهره‌ی بالا و تأخیر در سرمایه‌گذاری‌های مولد همراه است (گولشن و کارا[3]، ۲۰۱۹).

لازم به ذکر است که بر اساس بررسی پژوهش‌گر، در مدل‌های به کار رفته در اکثر مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در زمینه‌ی ناطمینانی تورمی، متغیر ناطمینانی تورمی یا به‌عنوان متغیر توضیحی در مدل استفاده شده و یا به‌عنوان متغیر وابسته در مدل به کار رفته است و مطالعه‌ای که در آن روند نااطمینانی تورمی مورد بررسی قرار گیرد؛ کم‌تر انجام گرفته است. از این‌رو در ادامه به ارائه‌ی نتایج دو مورد از مطالعات انجام شده در خارج و داخل که در ارتباط با موضوع پژوهش می‌باشند اشاره می‌شود:

گولشن و کارا (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان « اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی در ترکیه » با استفاده از نظرسنجی و داده‌های بازار، معیارهای مختلفی از نااطمینانی تورمی را برای ترکیه محاسبه کرده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که معیارهای نااطمینانی تورمی مبتنی بر نظرسنجی، به‌طورکلی با شاخص‌های ضمنی بازار ریسک تورمی سازگار بوده و هم‌چنین در تمامی مشاهدات تجربی، افزایش تورم مشاهده شده با نااطمینانی تورمی بالا همراه است.

دهمرده و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با عنوان « مدل‌سازی نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران » به بررسی رابطه‌ی تورم و نااطمینانی تورمی در فاصله‌ی زمانی فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۷ پرداخته‌اند. روش استفاده شده برای برآورد نااطمینانی تورم در این بررسی مدل EGARCH بوده است. نتایج مطالعه نشان داده است که اثر شوک‌های قیمتی بر نااطمینانی تورم نامتقارن است و شوک‌های مثبت قیمتی نیز اثر بیشتری نسبت به شوک‌های منفی قیمتی بر نااطمینانی تورم دارد. هم‌چنین اثر شوک‌های قیمتی دائمی نیست اما از میزان پایداری بالایی

1 Makin
2 Barimah
3 Gulsen & Kara

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

برخوردارند. نتایج آزمون علیت گرنجر نیز نشان داده است که رابطه‌ی علیت از سمت تورم به نااطمینانی تورم است و رابطه‌ی عکس بین آن‌ها برقرار نیست.

۲. روش پژوهش

هدف پژوهش حاضر، بررسی روند نااطمینانی تورمی در ایران از فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ است. از این‌رو به منظور برآورد شاخص نااطمینانی تورمی، ابتدا با استفاده از آزمون KPSS[۱] و آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی[۲] پایایی متغیر تورم (محاسبه شده از شاخص قیمت مصرف‌کننده بر مبنای سال پایه‌ی ۱۴۰۰)[۳] که در پژوهش با علامت (INFLATION) به کار برده شده است؛ مورد آزمون قرار گرفته و سپس با استفاده از روش باکس جنکینز[۴]، مدل ARIMA پیش‌بینی کننده‌ی رفتار متغیر تورم از فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ تخمین زده شده است. در مرحله‌ی بعدی، وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مربوطه بررسی شده و با شرط این‌که مدل ARIMA به‌دست آمده فاقد خودهمبستگی و دارای ناهمسانی واریانس باشد، در نهایت به استخراج نااطمینانی تورمی با استفاده از روش گارچ نمایی[۵] پرداخته شده است. مدل گارچ نمایی توسط نلسون[۶] (۱۹۹۱) پیشنهاد گردید. این مدل روش دیگری برای فرمول‌بندی واریانس شرطی است که عبارت است از:

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \beta \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (1)$$

و یا می‌توان آن را به‌صورت زیر نوشت:

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \beta \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \quad , \quad \alpha_0 = \omega - \alpha \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad , \quad \alpha_1 = \alpha \quad (2)$$

این مدل دارای چند مزیت است. اولا در این مدل، متغیر وابسته یعنی σ_t^2 به‌صورت لگاریتمی است و لذا ضرایب متغیرهای سمت راست می‌توانند مثبت یا منفی باشند که در هر حالت σ_t^2

---

1 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)
2 HEGY Seasonal Unit Root Test
۳ آمار و اطلاعات متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده از بخش داده‌ها و اطلاعات آماری مرکز آمار ایران استخراج شده است.
4 Box-Jenkins Methodology
5 Exponential GARCH (EGARCH)
6 Nelson

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

مثبت خواهد بود. بدین ترتیب نیازی به اعمال محدودیت غیرمنفی بر روی ضرایب نیست. ثانیا در این مدل اثر شوک‌های نامتقارن نیز در نظر گرفته می‌شود. زیرا γ ضریب u_{t-1} است که u_{t-1} می‌تواند مثبت یا منفی باشد. به‌عنوان مثال اگر σ_t^2 بیان‌گر تغییرپذیری بازدهی سهام باشد،γ اثر شوک‌های منفی و مثبت را بیان می‌کند، در حالی که α ضریبی است که فقط قدرمطلق $|u_{t-1}|$ را در نظر می‌گیرد. در این‌جا نیز اگر $\gamma = 0$ باشد، متقارن و در غیر این‌صورت، نامتقارن می‌باشد. اثر شوک‌های مثبت برابر با $\alpha + \gamma$ و اثر شوک‌های منفی برابر با $\alpha - \gamma$ است. اگر γ منفی باشد نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است. بنابراین، اثر شوک‌های مثبت و منفی فقط در صورتی یکسان است که $\gamma = 0$ باشد (سوری، ۱۳۹۳).

۳. یافته‌های پژوهش

۳-۱. بررسی پایایی متغیر تورم

برای بررسی پایایی، از آزمون KPSS استفاده شده است. اگر مقدار آماره‌ی آزمون از مقدار بحرانی ارایه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی H_0 که بیان‌گر پایایی متغیر است، رد می‌شود. جدول (۱) آزمون پایایی متغیر تورم را بر اساس آزمون KPSS نشان می‌دهد. در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیر تورم، مقدار آماره‌ی آزمون KPSS از مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد کوچک‌تر بوده، بنابراین فرضیه‌ی H_0 مبنی بر پایایی متغیر تأیید شده و متغیر تورم، پایا در سطح و یا به‌عبارتی دیگر $I(0)$ می‌باشد.

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی KPSS

نام متغیر	سطح	
INFLATION	آماره‌ی آزمون KPSS	۰/۴۳
	مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵٪	۰/۴۶

منبع: یافته‌های پژوهش

از آن‌جا که متغیر تورم به صورت سری زمانی فصلی است، از این‌رو علاوه بر این‌که درجه‌ی همگرایی آن باید قبل از برآورد مدل مشخص شود، وجود یا عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی را نیز باید آزمود. اگر نتیجه‌ی آزمون، وجود این ویژگی را تأیید کند، برای رفع ناپایایی علاوه‌بر تفاضل‌گیری اول، تفاضل‌گیری فصلی نیز لازم خواهد بود که در این صورت اگر درجه‌ی همگرایی را با d و درجه‌ی تفاضل‌گیری فصلی را با D نشان دهیم، متغیر به صورت $Y_t \sim SI(d, D)$ معرفی

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

می‌گردد. در این راستا از آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی استفاده شده است. در واقع آزمون هگی، آزمونی است برای ریشه‌های واحد در هر فرکانس مجزا بدون حفظ این‌که ریشه‌های واحد در سایر تناوب‌ها حضور دارند. این آزمون برای شناسایی انواع ناپایایی که ممکن است مشکل‌های جدی برای استنباط‌های آماری ایجاد کنند، مفید است (پدرام و همکاران، ۱۳۹۱). نتایج این آزمون که در جدول (۲) آورده شده است، حاکی از عدم وجود هرگونه ریشه‌ی واحد متناوب و غیر متناوب در متغیر تورم است. از این‌رو می‌توان متغیر تورم را به صورت $INFLATION \sim SI(0,0)$ به نمایش درآورد.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد فصلی هگی

نام متغیر	فرضیه‌ی صفر	آماره‌ی محاسباتی	مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد
INFLATION	وجود ریشه‌ی واحد غیر فصلی	-۳/۲۳	-۳/۲۱
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۵۶	-۲/۷۶
	وجود ریشه‌ی واحد با تناوب فصلی	۱۹/۱۸	۱/۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۳. تخمین مدل ARIMA پیش‌بینی کننده‌ی رفتار متغیر تورم

برای تخمین شاخص نااطمینانی با استفاده از رویکرد گارچ نمایی، ابتدا لازم است تا با استفاده از روش باکس جنکینز مدل ARIMA رفتار متغیر تورم پیش‌بینی شود[۱]. با توجه به نمودار همبستگی‌نگار متغیر تورم، بهترین مدل ARIMA برای متغیر مذکور که فاقد خودهمبستگی‌های سریالی بوده و دارای ناهمسانی واریانس باشد، ARIMA(2,0,2) است. در مدل ARIMA برآورد شده، برای آزمون خودهمبستگی‌های سریالی از آزمون بروش گادفری[۲] و برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون آرچ[۳] استفاده شده است. جدول (۳) نتایج آزمون بروش گادفری را برای

---

۱ با توجه به این‌که نتایج آزمون پایایی حاکی از پایا در سطح بودن متغیر تورم می‌باشد؛ از این‌رو از حالت سطح آن (INFLATION) برای مدل‌سازی ARIMA استفاده شده است.

[2] Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

[3] ARCH

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

تشخیص وجود خودهمبستگی‌های سریالی و جدول (۴) نتایج آزمون آرچ را برای تشخیص وجود ناهمسانی واریانس نشان می‌دهد. همان‌طور که در جداول (۳) و (۴) مشاهده می‌شود، نتایج مربوط به آزمون بروش گادفری دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی‌های مرتبه‌ی اول و دوم سریالی داشته و نتایج آزمون آرچ نیز حاکی از وجود ناهمسانی واریانس در مدل ARIMA(2,0,2) می‌باشد. هم‌چنین با توجه به شکل (۱) نیز پایا بودن و معکوس‌پذیری مدل ARIMA مذکور تأیید می‌شود.

جدول ۳- بررسی وجود خود همبستگی‌های سریالی با استفاده از آزمون بروش گادفری

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آماره	نام آزمون
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول	۵۴۳۷ /۰	/۳۷۴۳۵۴ ۰	F-statistic	آزمون خودهمبستگی مرتبه‌ی اول
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی اول	۵۲۰۷ /۰	/۴۱۲۵۱۷ ۰	nr^2	
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم	۱۶۴۵ /۰	/۸۸۱۱۰۶ ۱	F-statistic	آزمون خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم
عدم وجود خودهمبستگی مرتبه‌ی دوم	۱۳۹۶ /۰	/۹۳۸۴۸۲ ۳	nr^2	

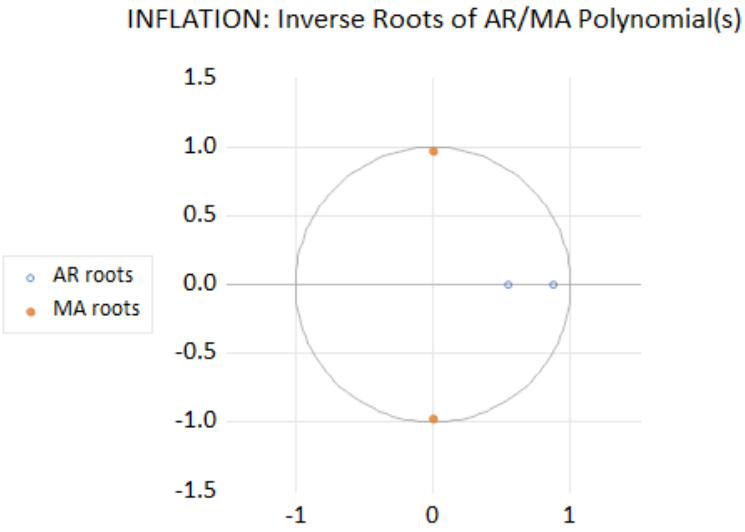
منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- بررسی وجود ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون آرچ

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آماره	نام آزمون
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰۰	۱۵/۳۷۶۰۱	F-statistic	آزمون ناهمسانی واریانس
وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰۱	۱۹/۴۸۵۹۱	nr^2	آزمون ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]



شکل ۱- بررسی پایا و معکوس‌پذیری مدل ARIMA(2,0,2)

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۳. استخراج شاخص نااطمینانی تورمی

مرحله‌ی پایانی برای برآورد شاخص نااطمینانی تورمی، تخمین معادله‌ی واریانس شرطی جمله‌ی اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس است. رابطه‌ی (۳) معادله‌ی واریانس شرطی جمله‌ی اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس را نشان می‌دهد.

$$\ln(\sigma^2) = \underset{}{-2.20} - \underset{(z=-2.56)}{0.46}\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma^2_{t-1}}}\right) + \underset{(z=3.44)}{0.73}\ln(\sigma^2_{t-1}) \qquad (3)$$

رابطه‌ی (۳) یک مدل EGARCH(0,1) بوده و همان‌طور که آماره‌ی z مربوط به ضرایب نشان می‌دهد، ضرایب برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار هستند. برای اطمینان از صحت مدل برآوردی باید اجزای پسماند مدل دارای توزیع نرمال بوده و از طرفی باید آثار آرچ در میان اجزای پسماند از بین رفته باشد. در ادامه با استفاده از آزمون آرچ به آزمون وجود اثرات آرچ بین

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

پسماندهای مدل EGARCH برآورد شده و هم‌چنین با استفاده از آزمون جارک- برا[1] به آزمون نرمال بودن توزیع پسماندهای این مدل پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از آزمون آرچ برای پسماندهای مدل EGARCH برآورد شده که در جدول (۵) آورده شده است؛ نشان دهنده‌ی همسانی واریانس و نبودن اثر آرچ در پسماندهای مدل بوده است. برای توزیع نرمال مقدار چولگی به سمت صفر و مقدار کشیدگی به سمت عدد ۳ میل می‌کند. اگر مقدار احتمال محاسبه شده‌ی آماره‌ی جارک- برا به اندازه‌ی کافی پایین باشد (کم‌تر از ۵ درصد)، فرضیه‌ی صفر، یعنی نرمال بودن توزیع جملات پسماند را می‌توان رد کرد. ولی اگر مقدار احتمال به‌طور معنی‌داری بالا باشد، فرض نرمال بودن را می‌توان پذیرفت. جدول (۶) نتایج حاصل از آزمون جارک برا را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، بر اساس نتایج آزمون جارک- برا، فرضیه‌ی صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع جملات پسماند تأیید شده؛ از این‌رو مدل EGARCH برآورد شده در رابطه‌ی (۳) از کفایت لازم برخوردار می‌باشد.

جدول ۵- نتایج آزمون آرچ برای پسماندهای مدل EGARCH(0, 1)

وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آماره	نام آزمون
عدم وجود ناهمسانی واریانس	۰/۶۶۷۵	۰/۱۸۶۸۴۶	F-statistic	آزمون ناهمسانی واریانس
عدم وجود ناهمسانی واریانس	۰/۶۵۹۶	۰/۱۹۴۰۲۵	nr^2	آزمون ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶- نتایج آزمون جارک- برا برای پسماندهای مدل EGARCH(0, 1)

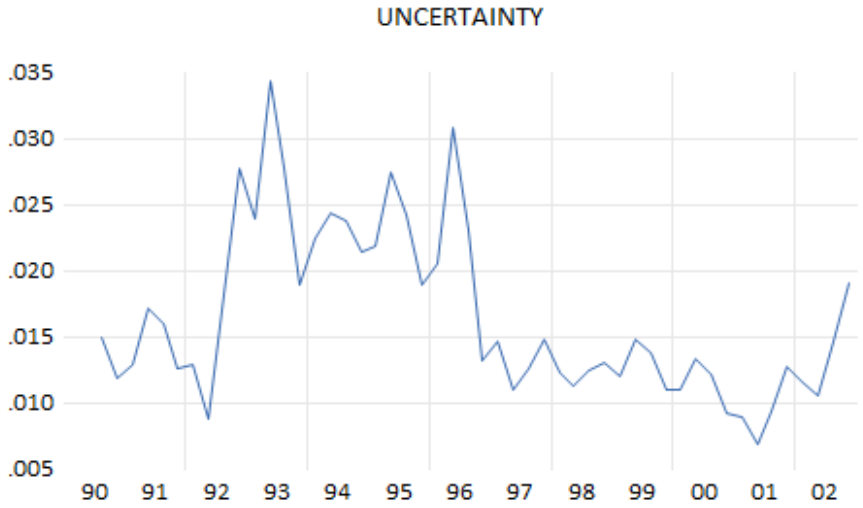
وضعیت	prob	مقدار آماره	نام آماره	نام آزمون
نرمال بودن توزیع جملات پسماند	۶۴۰۹۵ ۰/۵	/۸۸۹۵۹۱ ۰	Jarque-Bera	آزمون نرمال بودن توزیع جملات پسماند

منبع: یافته‌های پژوهش

1 Jarque-Bera

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

در نهایت شاخص نااطمینانی تورمی از رابطه‌ی (۳) استخراج شده و روند آن در نمودار (۱) نمایش داده شده است.



نمودار ۱- روند نااطمینانی تورمی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴. بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی روند ناطمینانی تورمی در ایران از فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ با استفاده از روش گارچ نمایی است. بر این اساس این پژوهش در پنج بخش سازماندهی شد، به‌طوری‌که پس از مقدمه در قسمت دوم مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش مرور شد. در قسمت سوم روش پژوهش معرفی و قسمت چهارم نیز به یافته‌های پژوهش اختصاص یافت. بر اساس یافته‌های پژوهش، نااطمینانی تورمی در فاصله‌ی فصل اول سال ۱۳۹۰ تا فصل چهارم سال ۱۴۰۲ همواره مسیر افزایشی و کاهشی را تجربه کرده است؛ به‌طوری‌که در بین نااطمینانی‌های تورمی رخ داده شده در دوره‌ی زمانی پژوهش، به ترتیب نااطمینانی تورمی فصل دوم سال ۱۳۹۳ و نااطمینانی تورمی فصل دوم سال ۱۳۹۶ بیشترین مقدار را داشته‌اند. در توجیه نااطمینانی سال ۱۳۹۳ می‌توان بیان داشت که یکی از دلایل تورم سال ۱۳۹۳، افزایش قیمت تمام اقلام نهاده‌های

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

تولیدی و وقوع تورم ناشی از فشار هزینه بود. چراکه علیرغم تلاش‌های دولت برای مهار تورم در سال ۱۳۹۳، قیمت حامل‌های انرژی از جمله بنزین و گازوئیل با افزایش قابل توجهی روبرو شدند. به‌طوری‌که قیمت بنزین با ۷۵ درصد افزایش و قیمت گازوئیل با ۶۶ درصد افزایش همراه گردید. از آن‌جاکه بخش عمده‌ی گازوئیل مصرفی به‌صورت نهاده‌ی تولید است؛ در نتیجه افزایش قیمت آن به‌طور مستقیم در هزینه‌های تولید انعکاس یافته و باعث افزایش هزینه‌های تولید گردید. از طرفی پیامد افزایش قیمت بنزین مصرفی نیز افزایش قیمت تمام شده‌ی تولیدات بود. زیرا با افزایش ۷۵ درصد قیمت بنزین، حداقل دستمزد نیروی کار فقط ۲۵ درصد افزایش یافت و این مسأله باعث تحمیل هزینه‌های سنگینی بر فعالیت‌های اقتصادی شد که نتیجه‌ی آن نیز افزایش قیمت تمام شده‌ی تولیدات بود. هم‌چنین تحریم‌های وارده بر اقتصاد و محدودیت دسترسی به تکنولوژی مدرن تولید و بالا رفتن نرخ تعرفه‌ی کالاهای واسطه‌ای و نهاده‌های وارداتی نیز باعث افزایش قیمت کالاهای تولید شده گردید. سال ۱۳۹۳ یکی از سال‌های سخت اقتصاد ایران بود چرا که در آن سال دولت به دلیل کاهش شدید قیمت نفت و عدم تحقق درآمدهای نفتی پیش‌بینی شده در بودجه و قرار گرفتنش در تنگنای مالی، متوسل به افزایش قیمت ارز (دلار) شد که آن نیز دوباره منجربه تورم ناشی از فشار هزینه شد. دلیل دیگر افزایش تورم در سال ۱۳۹۳، وقوع تورم ناشی از فشار تقاضا بود. زیرا از یک طرف به دلیل عدم تحقق درآمدهای حاصل از واگذاری دارائی‌های سرمایه‌ای و مالی و نیز درآمدهای مالیاتی، پایه‌ی پولی گسترش یافته بود؛ طوری‌که سهم شبه پول در رشد نقدینگی یک قله‌ی مهم را ثبت کرده بود (حدود ۴۰ درصد) و از طرفی دیگر، هم‌زمانی این موضوع با کاهش شدید و افت شاخص بازار سرمایه باعث عدم اعتماد مردم به آینده و خروج پول‌ها از بازار سرمایه و هجوم آن‌ها به سمت بازار ارز و به سمت معاملات سفته‌بازی شد که پیامد آن وقوع تورم ناشی از فشار تقاضا بود.

از آن‌جا که تئوری‌های اقتصادی و مطالعات تجربی نظیر ابراهیمی و سوری (۱۳۸۵) و غلامی و کمیجانی (۱۳۸۹) حاکی از وجود رابطه‌ی مثبت و دوطرفه بین تورم و نااطمینانی تورمی می‌باشند. به‌طوری که افزایش تورم باعث افزایش نااطمینانی تورمی شده و افزایش نااطمینانی تورمی نیز باعث افزایش تورم می شود، از این‌رو افزایش شدید تورم در سال ۱۳۹۳ منجربه افزایش شدید در نااطمیانی تورمی شده که آن نیز دوباره باعث افزایش تورم شده و این فرایند تکرار شده و باعث افزایش چشم‌گیر نااطمینانی در سال ۱۳۹۳ شده است.

در توجیه نااطمینانی سال ۱۳۹۶ نیز می‌توان گفت که افزایش قیمت‌های جهانی کالاهای غیر سوختی از نیمه‌ی دوم سال ۱۳۹۵ و در نتیجه افزایش شاخص قیمت واردات و رشد نقدینگی و کاهش سهم شبه پول از رشد نقدینگی و کاهش محدود در نرخ سود بانکی از جمله عوامل اثرگذار

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

بر افزایش تورم در نیمه‌ی دوم سال ۱۳۹۵ و تداوم و به اوج رسیدنش در سال ۱۳۹۶ بود. از دلایل دیگر افزایش تورم در سال ۱۳۹۶ می‌توان به افزایش هزینه‌های تجارت بین‌المللی ناشی از تحریم‌ها و یا افزایش قیمت در داخل کشور اشاره کرد؛ چراکه در این دوره به خاطر تورم وارداتی و افزایش هزینه‌های ناشی از دور زدن تحریم‌ها و بلوکه شدن درآمدهای ارزی، نرخ ارز افزایش پیدا کرد و چون نرخ ارز در ایران به شاخصی برای تعدیل نرخ تورم تبدیل شده است؛ از این‌رو دوباره نرخ تورم افزایش یافت. طوری‌که حتی صندوق بین‌المللی پول نیز در گزارش‌های خود در مورد شاخص‌های کلان ایران در این سال (۲۰۱۷)، این نرخ تورم بالا را پیش‌بینی کرده بود. بنابراین تورم بالای سال ۱۳۹۶ نیز گواهی بر بالا بودن میزان نااطمینانی تورمی در این سال است.

بر این اساس در راستای نتایج فوق پیشنهادهای زیر توصیه می‌شود:

الف) بانک مرکزی در ایجاد تفاهم نسبی با دولت در مورد کنترل پایه‌ی پولی تلاش کرده و از تأثیرپذیری آن از اجزای سیاست‌های مالی به‌ویژه تبصره‌های تکلیفی جلوگیری کند.

ب) اجرای سیاست‌های پولی توسط سیاست‌گذار پولی در جهت کاهش تورم باید در راستای شکل‌دهی انتظارات مردم به بهبود وضعیت اقتصادی آینده باشد نه در جهت بی اعتمادی به آینده.

ج) برای کاهش انتظارات تورمی مردم و کاهش موج تورمی، نه‌تنها باید اعتبار سیاست‌های اقتصادی دولت بلکه باید روند حرکت سیاست خارجی کشور هم بهبود یابد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

منابع

۱. ابراهیمی، محسن؛ سوری، علی (۱۳۸۵). رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران. دانش و توسعه، (۱۸)، ۱۱۱-۱۲۶.

۲. اسلاملوئیان، کریم، و خسروی، زهرا (۱۳۹۵). تأثیر رژیم‌های تورمی مختلف بر پویایی تورم و نااطمینانی آن در ایران. اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه‌ی سابق)، ۲۳(۱۲)، ۱۳۵-۱۶۱.

۳. پدرام، مهدی، شیرین‌بخش، شمس‌الله، و رضایی ابیانه، بهاره (۱۳۹۱). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۹)، ۱۴۳-۱۶۶.

۴. دهمرده، نظر، صفدری، مهدی، و پورشهابی، فرشید (۱۳۸۸). مدل‌سازی نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۷(۵۰)، ۷۷-۹۲.

۵. سوری، علی (۱۳۹۳). اقتصادسنجی، تهران: نشر فرهنگ‌شناسی، جلد دوم، چاپ دوم.

۶. صمدی، علی حسین و مجدزاده طباطبائی، شراره (۱۳۹۲). رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از رگرسیون چرخشی مارکوف. مدل‌سازی اقتصادی، ۷(۳)، ۴۷-۶۵.

۷. عرب‌مازار، عباس؛ نظری‌گوار، سارا (۱۳۹۱). اثر نااطمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. جستارهای اقتصادی، ۹(۱۸)، ۵۹-۷۶.

۸. غلامی، امیر؛ کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). رابطه بین تورم، نااطمینانی تورمی، رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران. اقتصاد کاربردی، ۱(۳)، ۱-۲۵.

9. Ananzeh, I.E.N. (2015). The Relationship between Inflation and its Uncertainty: Evidence from Jordan. International Journal of Economics and Financial Issues, 5(4), 929-932.
10. Barimah, A. (2014). Exponential GARCH Modelling of the Inflation-Inflation Uncertainty Relationship for Ghana. Modern Economy, 5(5), 506-519.
11. Dotsey, M., & Sarte, P.D. (2000). Inflation Uncertainty and Growth in a Cash-in-Advance Economy. Journal of Monetary Economics, 45(3), 631-655.
12. Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. Journal of Political Economy, 85(3), 451-472.
13. Golob, J.E. (1994). Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation? Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, 79(QIII), 27-38.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

14. Gomme, P. (1993). Money and Growth Revisited: Measuring the Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model. Journal of Monetary Economics, 32(1), 51-77.
15. Gulsen, E., & Kara, H. (2019). Measuring Inflation Uncertainty in Turkey. Centeral Bank Review, 19(2), 33-43.
16. Karahan, O. (2012). The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty: Evidence from the Turkish Economy. Procedia Economics and Finance, 1(4), 219-228.
17. Lim, Y.CH., & Sek, S.K. (2015). An Examination on the Determinants of Inflation. Journal of Economics, Business and Management, 3(7), 678-682.
18. Lyke, B.N., & Ho, S.Y. (2019). Inflation, Inflation Uncertainty, and Growth: Evidence from Ghana. Contemporary Economics, 13(2), 123-136.
19. Makin, J.H. (1982). Anticipated Money, Inflation Uncertainty and Real Economic Activity. The Review of Economics and Statistics, 64(1), 126-134.
20. Temple, J. (2000). Inflation and Growth: Stories Short and Tall. Journal of Economic Surveys, 14(4), 395-426.
21. Tommasi, M. (1994). The Consequences of Price Instability on Search Markets: Toward Underestanding the Effects of Inflation. The American Economic Review, 84(5), 1385-1396.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-10-18]