


The Relation between Inflation and Inflation Uncertainty in Iran's Economy: Nonparametric Regression Approach and BIP-GARCH

Moslem Nilchi¹ | Mohammad Mehdi Momenzadeh² | Ali Farhadian³

- ¹. Ph.D. in Financial Engineering, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran, (Corresponding Author), Email: [Moslem.Nilchi@gmail.com](mailto:moslem.nilchi@gmail.com) (ORCID: 0000-0001-8946-4693)
². PhD Candidate in Accounting, Faculty of Accounting & Financial Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran, Email: Momenzadeh2000@yahoo.com (ORCID: 0009-0005-3922-4874)
³. Associate Professor of Management, Faculty of Financial Sciences, Management and Entrepreneurship, Kashan University, Kashan, Iran, Email: farhadian@kashanu.ac.ir (ORCID: 0000-0001-8803-101X)

Article Info.	ABSTRACT
Article type: Research Article	The relation between inflation and inflation uncertainty is one of the most important empirical relationships in macroeconomics. Some views suggest that the rise in inflation creates real costs through the impact on inflation uncertainty. Another view considers the increase in inflationary uncertainty as a priority to the increase in inflation. The causal direction of this relationship will determine the optimal strategy of central bank in the implementation of monetary policies. In this paper, first, using the MS model with three regimes, future inflation forecast errors are calculated, and then, using the BIP-GARCH method, the conditional variance of inflation is extracted as a proxy of inflation uncertainty. Finally, by using Granger causality test, various hypotheses on the relationship between inflation and inflation uncertainty are investigated, and with the nonparametric regression method, this relationship is inflationary in different intervals. The findings indicate that inflation uncertainty increases during periods of political turmoil and is strongly influenced by exchange rate fluctuations. The non-refinement of outlier forecast errors caused by large and temporary shocks will lead to the IGARCH(1,1) model, which means that the effect of shocks is unlimited for inflation uncertainty over time. Also, the non-parametric estimation between inflation and inflation uncertainty shows the dependence of this relationship in inflation intervals. In addition, the results show that inflation uncertainty affects future inflation in a non-linear way. As a result, the central bank can control the inflation rate by reducing the uncertainty of monetary policy through correcting inflationary expectations.
Article history:	
Received: 16-07-2023	
Received in revised: 24-10-2023	
Accepted: 11-03-2024	
Published Online: 12-03-2024	
Keywords: Inflation, Inflation Uncertainty, Markovian Switching Regime, Granger Causality, Non- parametric Regression.	
JEL: E31, E42, E58.	
Cite this article: Nilchi, M., Momenzadeh, M.M. & Farhadian, A. (2023). The Relation between Inflation and Inflation Uncertainty in Iran's Economy: Nonparametric Regression Approach and BIP-GARCH. <i>Journal of Economics and Modelling</i> , 14(2), 1-35. DOI: 10.48308/jem.2024.232380.1848	
 © The Author(s). Publisher: Shahid Beheshti University Press	

ارتباط بین تورم و ناطمینانی تورم در اقتصاد ایران:

رویکرد رگرسیون ناپارامتری و گسترش اخلاص محدود شده GARCH

مسلم نیلچی* | محمد مهدی مومنزاده | علی فرهادیان^۳

- ^۱ دکترای مهندسی مالی، گروه مالی و حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران، رایانامه: Moslem_nilchi@gmail.com (شناسه ارکید: 0000-0001-8946-4693)
- ^۲ دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده حسابداری و علوم مالی، دانشگاه تهران، تهران، ایران، رایانامه: Momenzadeh2000@yahoo.com (شناسه ارکید: 0009-0005-3922-4874)
- ^۳ دانشیار گروه مدیریت کارآفرینی، دانشکده علوم مالی، مدیریت و کارآفرینی، دانشگاه کاشان، کاشان، ایران، رایانامه: farhadian@kashanu.ac.ir (شناسه ارکید: 0000-0001-8803-101X)

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	رابطه بین تورم و ناطمینانی تورم یکی از روابط مهم تجربی در اقتصاد کلان است. آشکار شدن جهت علی این رابطه، راهبرد بهینه بانک‌های مرکزی را در اجرای سیاست‌های پولی مشخص خواهد کرد. در این پژوهش، به منظور محاسبه ناطمینانی تورم ابتدا با استفاده از الگوی تغییر رژیم مارکوف با سه رژیم خطاهای پیش‌بینی آتی تورم محاسبه می‌شود و سپس با استفاده از روش BIP-GARCH واریانس شرطی تورم به عنوان جایگزینی از ناطمینانی تورم استخراج می‌شود. در نهایت، با استفاده از آزمون علیت گرنجری فرضیه‌های مختلف در مورد رابطه بین تورم و ناطمینانی تورم بررسی و با روش رگرسیون ناپارامتری بر علامت این رابطه در بازه‌های مختلف تورمی تمرکز می‌شود. یافته‌های این پژوهش نشان دهنده آن است که ناطمینانی تورم در طول دوره‌های پر تلاطم سیاسی افزایش می‌یابد و به شدت تحت تاثیر نوسانات ارزی است. عدم پالایش خطاهای پیش‌بینی پرت ناشی از شوک‌های بزرگ و موقت منجر به انتخاب الگو IGARCH(1,1) خواهد شد که به معنای نامحدود بودن اثر شوک‌ها بر ناطمینانی تورم در طول زمان است. همچنین، تخمین ناپارامتری بین تورم و ناطمینانی تورم نشان دهنده وابستگی این رابطه به بازه‌ای است که تورم در آن قرار می‌گیرد. علاوه بر این، نتایج نشان دهنده آن است که افزایش ناطمینانی تورم به شکل غیرخطی بر تورم آتی اثر می‌گذارد. در نتیجه، بانک مرکزی از طریق کاهش ناطمینانی سیاست‌گذاری پولی با تصحیح انتظارات تورمی می‌تواند نرخ تورم را کنترل کند.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۲۵ تاریخ ویرایش: ۱۴۰۲/۰۸/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۲۱ تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۱۲/۲۲	
واژه‌های کلیدی: تورم، ناطمینانی تورم، تغییر رژیم مارکوف، علیت گرنجری، رگرسیون ناپارامتری	
طبقه‌بندی JEL: E58, E42, E31	

استناد: نیلچی، مسلم؛ مومنزاده، محمد مهدی؛ فرهادیان، علی (۱۴۰۲). ارتباط بین تورم و ناطمینانی تورم در اقتصاد ایران: رویکرد رگرسیون ناپارامتری و گسترش اخلاص محدود شده GARCH. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۴(۲)، ۳۵-۱.

DOI: 10.48308/JEM.2024.232380.1848



© نویسندگان.

ناشر: دانشگاه شهید بهشتی.

۱. مقدمه

هدف اصلی سیاست‌های کلان اقتصادی، تقویت رشد و نگه داشتن تورم در سطوح پایین است (بهارومشاه و همکاران^۱، ۲۰۱۶). در تحلیل سیاست‌های پولی، بررسی رابطه بین سطح تورم و نااطمینانی تورم^۲ اساسی است. به طور گسترده پذیرفته شده است که سطح تورم و نااطمینانی تورم هم در حوزه تجربی و هم در حوزه نظری ارتباط نزدیکی دارند. فریدمن^۳ (۱۹۷۷) یک ارتباط مثبت از سطح تورم به نااطمینانی تورم را پیشنهاد می‌کند. وی اظهار می‌دارد که تورم بالاتر به نااطمینانی تورم بیشتر و در نهایت رشد کمتر تولید منجر می‌شود.^۴ در نتیجه، از دیدگاه فریدمن یک سیاست پولی مناسب کاهش سطح تورم را هدف قرار می‌دهد تا تاثیرات نامطلوب نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی را کاهش دهد.^۵ بنابراین، در این نگرش؛ نااطمینانی تورم یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تورم است که با توزیع مجدد ثروت بین بدهکاران و طلبکاران و نیز مخدوش کردن عملکرد سیستم قیمت‌ها منجر به ناکارآمدی تخصیص منابع می‌شود و در نهایت هماهنگی اقدامات اقتصادی، را کاهش می‌دهد (کونتونیکاس^۶، ۲۰۰۴).

در مقابل، کوکیرمن و ملتزر^۷ (۱۹۸۶) از این دیدگاه حمایت می‌کنند که بانک‌های مرکزی به منظور تحریک رشد اقتصادی در سایه نااطمینانی‌های تورمی بیشتر، سطح

^۱. Baharumshah et al.

^۲. Inflationary Uncertainty

^۳. Friedman

^۴. بال (۱۹۹۲) به استدلال فریدمن در چارچوب یک بازی اطلاعات نامتقارن بین مردم و سیاست‌گذار جنبه نظری می‌دهد.

^۵. توضیح دقیق‌تر دیدگاه فریدمن به این صورت است: تورم بالا به دولت فشار می‌آورد تا آن را کاهش دهد. اما، در سطوح بالای تورمی؛ عموم مردم نمی‌دانند که آیا مقامات پولی برای کاهش تورم سیاست پولی معتبری را دنبال خواهند کرد یا خیر. سیاست‌گذاران اغلب تمایلی به اعمال سیاست‌های انقباضی برای کاهش تورم ندارند، زیرا می‌ترسند که چنین اقداماتی منجر به کاهش رشد اقتصادی و افزایش بیکاری شود. این امر باعث ایجاد عدم اطمینان در مورد موضع سیاست پولی می‌شود و بر نرخ سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. بنابراین، تورم بالا و پر تلاطم با رشد اقتصادی پایین و بیکاری بالا همراه است.

^۶. Kontonikas

^۷. Cukierman and Meltzer

تورم را افزایش می‌دهند. حاج امینی^۱ (۲۰۱۹) این پدیده را فرصت طلبی^۲ مقامات پولی تعریف می‌کند که ممکن است ناشی از استقلال کمتر بانک‌های مرکزی و حکمرانی ضعیف باشد به طوری که باعث می‌شود مقامات پولی سیاست‌های ضد تورمی را دنبال نکنند. علاوه بر این، ممکن است پاسخ فرصت طلبانه در نتیجه حضور ترکیبی از سیاست‌گذاران پولی و مالی باشد.

بنابراین، چگونگی انجام بهینه سیاست‌های پولی به تعیین ترتیب زمانی رابطه بین سطح تورم و نااطمینانی بستگی دارد.

در اقتصاد ایران بررسی رابطه تورم و نااطمینانی تورم بدون لحاظ کردن امکان بی‌ثباتی ساختاری^۳ ناشی از تغییر رژیم‌های تورمی به نتایج نادرستی می‌انجامد. تحولات سیاسی در ایران منجر به شکست‌های ساختاری و تغییر رژیم‌های گاه و بیگاه تورمی شده است. از سویی دیگر، برخی پژوهشگران همچون اونس و واچتل^۴ (۱۹۹۳) تغییر رژیم‌های تورمی را منشا نااطمینانی تورم می‌دانند. لذا، در پژوهش حاضر؛ رفتار تورم در چارچوب الگوی تغییر رژیم مارکف بررسی خواهد شد. این موضوع کمک می‌کند تا در اندازه‌گیری نااطمینانی تورم چشم‌انداز تغییر رژیم‌های تورم گنجانده شود. با توجه به آنکه نااطمینانی تورم متغیری غیرقابل مشاهده است در ادبیات پژوهشی معیارهای مختلفی برای محاسبه آن پیشنهاد شده است که می‌توان آن‌ها را به طور کلی در دو گروه طبقه‌بندی کرد: گروه اول از الگوهای سری زمانی تجربی برای استخراج معیارهای نااطمینانی غیرمستقیم، براساس واریانس شرطی (به عنوان مثال، از طریق تخمین الگوهای نوع GARCH) استفاده می‌کنند. این الگوها به خطای پیش‌بینی پس از وقوع^۵ مصطلحند. گروه دوم، از اطلاعات موجود در نظرسنجی‌های انتظاری برای استخراج

1. Hajamini

2. Opportunistic Behavior

3. Structural Instability

4. Evans and Wachtel

5. Ex-Post Forecast Errors

معیارهای مستقیم نااطمینانی تورم استفاده می‌کند (گولسن و کارا^۱، ۲۰۱۹). پژوهش حاضر در گروه اول جای می‌گیرد. به منظور آنکه واریانس شرطی تا حد امکان معیار مناسبی برای نااطمینانی تورم باشد، باید اثر خطاهای پیش‌بینی تورمی پرت^۲ که ناشی از وقوع شوک‌های بزرگ اما موقتی است پالایش گردد. بدین منظور از الگوی گسترش اختلال محدود شده^۳ GARCH یا BIP-GARCH برای محاسبه واریانس شرطی استفاده می‌شود. در نهایت با استفاده از آزمون علیت گرنجی جهت علیت بین تورم و نااطمینانی تورم بررسی خواهد شد و با رویکرد رگرسیون ناپارامتری علامت و وجود روابط غیرخطی بین این دو متغیر بررسی می‌شود.

در ادامه، این پژوهش به شرح زیر سازماندهی شده است: بخش ۲ ادبیات پژوهش و فرضیه‌های علیت بین تورم و تورم-نااطمینانی را با جزئیات بیشتری بررسی کرده و الگو را ارائه می‌کند. بخش ۳ روش‌شناسی را مورد بحث قرار می‌دهد و بخش ۴ تجزیه و تحلیل توصیفی و استنباطی داده‌ها را شامل می‌شود و در بخش ۵ خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. ادبیات نظری

رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم را می‌توان به اوکون^۴ (۱۹۷۱) نسبت داد. وی استدلال می‌کند که اقتصادهای با نرخ تورم بالا از تلاطم تورمی بالا رنج می‌برند که تحت چنین شرایطی، آینده سیاست پولی غیرقابل پیش‌بینی می‌شود. با این حال، زیربنای مفهومی این ایده به طور رسمی توسط فریدمن^۵ (۱۹۷۷) معرفی شد. فریدمن بر این نظر است که افزایش متوسط نرخ تورم باعث ایجاد نااطمینانی بیشتر در مورد نرخ تورم آتی می‌شود. سیاست پولی در دوره‌های تورمی معمولاً ناپایدار و در نتیجه غیر

1. Gülşen and Kara

2. Outliers

3. Bounded Innovation Propagation (BIP)

4. Okun

5. Friedman

قابل پیش‌بینی است.

بال^۱ (۱۹۹۲) فرضیه فریدمن را با استفاده از یک بازی اطلاعات نامتقارن بین سیاستگذاران و مردم رسمیت می‌بخشد. در صورت وجود سطوح پایین تورم، سیاستگذاران برای حفظ تورم پایین تلاش خواهند کرد. با این وجود، با تورم بالای مشاهده شده در اقتصاد، تنها سیاست‌گذاران ضد تورمی هزینه‌های اقتصادی ناشی از کاهش تورم را در نظر می‌گیرند. از این رو، اطلاعات محدود در مورد نوع سیاست‌گذار (ضد تورمی یا غیر تورمی) باعث ایجاد نااطمینانی می‌شود. در الگوی او، دوره‌های تورم بالا، عدم اطمینان بیشتری را تقویت می‌کنند، زیرا عموم مردم در مورد سیاست آینده مطمئن نیستند.

بر خلاف فرضیه فوق، کوکیرمن و ملتزر^۲ (۱۹۸۶) بیان می‌کنند که نااطمینانی تورم بالا منجر به سطح تورم بالا می‌شود. در طول دوره‌های نااطمینانی بالای تورم، سیاستگذاران سیاست‌های پولی اختیاری را برای تحریک رشد تولید اعمال می‌کنند. سیاست پولی اختیاری در قالب انبساط پولی باعث افزایش تورم می‌شود. عدم تعهد سیاست‌گذاران منبع اصلی نااطمینانی است. در این شرایط، نااطمینانی تورم بالاتر، تورم بیشتری ایجاد می‌کند و در ادبیات به عنوان یک بانک مرکزی فرصت‌طلب یا نزدیک‌بین شناخته می‌شود.

برخلاف فرضیه فریدمن-بال، نظریه‌های دیگر رابطه منفی بین سطح تورم و نااطمینانی آن را مطرح می‌کنند. به گفته پورگرامی و مسکوس^۳ (۱۹۸۷) و اونگار و زیلبرفار^۴ (۱۹۹۳)، در دوره‌های تورم بالا، مردم خود را از اثرات نامطلوب آن در امان نگه می‌دارند. مردم با سرمایه‌گذاری منابع خود می‌توانند نرخ تورم آینده را بهتر پیش‌بینی کنند. تحت

1. Ball

2. Cukierman and Meltzer

3. Pourgerami and Maskus

4. Ungar and Zilberfarb

همین شرایط، هالند^۱ (۱۹۹۵) استدلال می‌کند که سیاست‌گذار می‌کوشد تا هزینه‌های رفاهی تورم را با استراتژی‌های ضد تورم کاهش دهد. این "فرضیه تثبیت کننده"^۲ اثر منفی نااطمینانی تورم را بر سطح تورم مفروض می‌دارد. در جدول (۱) روابط علی مختلف بین تورم و نااطمینانی تورم ارائه شده است:

جدول (۱). روابط علی بین تورم و نااطمینانی تورم و علامت آن‌ها

علامت رابطه علی	(+)	(-)
تورم علت نااطمینانی تورم است	فریدمن (۱۹۷۷) بال (۱۹۹۲)	پورگرامی و مسکوس (۱۹۸۷) اونگار و زیلیرفارب (۱۹۹۳)
نااطمینانی تورم علت تورم است	کوکیرمن و ملترز (۱۹۸۶)	هالند (۱۹۹۵)

منبع: یافته‌های پژوهش

۳. پیشینه پژوهش

بر اساس چهار نظریه رقیب فوق، تعدادی از مطالعات تجربی برای بررسی رابطه علی بین تورم و نااطمینانی آن انجام شده است. در دو دهه گذشته، تعداد فزاینده‌ای از مطالعات انجام شده است که طیف وسیعی از کشورها را با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی پیشرفته در دوره‌های طولانی پوشش می‌دهند.

کیم و لین^۳ (۲۰۱۲)، با استفاده از یک سیستم معادله همزمان برای مطالعه داده‌های تابلویی از ۱۰۵ کشور، یک رابطه مثبت دو طرفه را به دست آوردند که هر دو فرضیه فریدمن-بال و کوکیرمن-ملترز را تایید می‌کند.

روjas^۴ (۲۰۱۹) دریافت که اکثر اقتصادهای آمریکای لاتین از فرضیه فریدمن-بال حمایت می‌کنند. اتخاذ اهداف تورمی در برخی کشورها باعث کاهش تلاطم تورم می‌شود.

^۱. Holland

^۲. Stabilizing Hypothesis

^۳. Kim and Lin

^۴. Rojas

ننه و همکاران^۱ (۲۰۲۲) دریافتند که سیاست هدف‌گذاری تورمی در کاهش نااطمینانی تورم در آفریقای بی اثر است.

بارنت و همکاران^۲ (۲۰۲۰) با انجام یک مطالعه اقتصادسنجی سیستماتیک (رویکرد فرکانس، موجک، رویکرد نیمه پارامتریک و تلاطم تصادفی)، رابطه تورم و نااطمینانی تورم را در ایالات متحده، بریتانیا و منطقه یورو به عنوان کشورهای توسعه یافته و چین و آفریقای جنوبی به عنوان دو کشور نوظهور تحلیل کرده‌اند. آن‌ها بین تورم-نااطمینانی آن رابطه معناداری به دست آوردند. با این حال، رابطه نااطمینانی تورم-تورم مبهم است. با توجه به اینکه این رابطه با زمان و فرکانس متغیر است، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که این پیوند در کوتاه‌مدت و میان‌مدت در طول دوره‌های پایدار مثبت به نظر می‌رسد و از فرضیه فریدمن-بال حمایت می‌کند. این رابطه در طول بحران منفی است و بنابراین، نظریه هلند (۱۹۹۵) را تأیید می‌کند.

گلسن و کارا^۳ (۲۰۱۹) داده‌های نظرسنجی بانک مرکزی ترکیه را ارزیابی کردند. نااطمینانی تورم با انحراف معیار، آنتروپی و اختلاف بین پیش‌بینی‌کنندگان اندازه‌گیری شد. آن‌ها دریافتند که وجود تورم بالاتر باعث افزایش عدم اطمینان تورم می‌شود.

گائو و همکاران^۴ (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که در چین علیت یک طرفه از نااطمینانی تورم به تورم وجود دارد که به صورت نامتقارن و با متغیر در زمان متفاوت عمل می‌کند. این ویژگی نشان دهنده آن است که تورم در چندک‌های بالاتر باعث نااطمینانی تورم می‌شود. این محققین به این نتیجه رسیدند که الگوی خطی مبتنی بر میانگین شرطی ممکن است در یک بازه چندکی پایین‌تر بیش از حد برآورد شود.

جیرانیاکول^۵ (۲۰۲۰) نشان داد که در اقتصادهای منتخب آسیایی تورم به طور مثبت

1. Nene et al.

2. Barnett et al.

3. Gülsen and Kara

4. Gao et al.

5. Jiranyakul

تحت تأثیر نااطمینانی تورم است، صرف نظر از اینکه آن‌ها کشورهای هدف‌گذاری تورمی^۱ دارند یا خیر. با این حال، کونکورو و همکاران^۲ (۲۰۲۱) استدلال می‌کنند که نرخ تورم نسبتاً پایین با تعهد بانک مرکزی به حفظ هدف نرخ تورم مرتبط است.

در زمینه بررسی رابطه نااطمینانی اسمی تحقیقات زیادی در ایران انجام شده است. اما به طور خاص در زمینه نااطمینانی تورم و رابطه آن با تورم و یا اثرات آن بر متغیرهای حقیقی همچون تولید و سرمایه‌گذاری تحقیقات کمتری انجام گرفته است. در زمینه ارزیابی اثر نااطمینانی تورم بر متغیرهای حقیقی می‌توان به مطالعات مهرآرا و مجاب (۱۳۸۸)، کمیجانی و مجاب (۱۳۸۹)، جعفر صمیمی و شهریار (۲۰۰۹) و حیدری و همکاران (۲۰۱۳) اشاره کرد. در این مطالعات رابطه بین متغیر نااطمینانی تورم که با استفاده از الگوهای GARCH مرسوم محاسبه شده است و متغیر حقیقی مورد نظر منفی بوده است. همچنین، موحد و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تورم و نااطمینانی تورم بر قیمت‌های دارو در ایران پرداخته‌اند. آنها نتیجه می‌گیرند که نااطمینانی تورم از مجرای تورم بر قیمت‌های دارو تأثیر می‌گذارد. در زمینه بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم می‌توان به مطالعات طاهری بازخانه و سیفی خداشهری (۲۰۲۱)، فلاحی و حاج امینی (۲۰۱۵)، و انتظار خیر (۲۰۰۶) اشاره کرد که رابطه بین نااطمینانی تورم و سرمایه‌گذاری را بررسی می‌کنند. آنها با استفاده از روش GARCH متقارن یا نامتقارن و روش‌های آستانه رابطه بین این دو متغیر را بررسی کرده‌اند و عمدتاً ارتباط دو طرفه بین این دو متغیر تأیید شده است.

مطالعات پیشین در مورد رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در یک یا چند مورد زیر تبیینی ارائه نمی‌دهند:

(۱) چرا نااطمینانی تورم وجود دارد؟ فریدمن (۱۹۷۷) علت وجد نااطمینانی تورم را تغییر رژیم‌های ناشی از تغییر سیاست پولی یا ناشی از سایر تغییرات برمی‌شمارد. در

^۱ Inflation-Targeting

^۲ Kuncoro et al.

نتیجه، یک الگوی مناسب برای بررسی این رابطه، باید تغییر رژیم‌های روی داده در تورم را لحاظ کند.

(۲) به دلیل آنکه برخی از تغییرات شدید در تورم به شکست‌های ساختاری در اقتصاد یا تغییر رژیم‌های طولانی مدت مرتبط نیستند، ضروری است در محاسبه تورم وقوع چنین وقایعی بررسی و در صورت لزوم داده‌ها اصلاح و پالایش شود.

(۳) باط بین تورم و نااطمینانی تورم می‌تواند تحت تاثیر دامنه کمی تورم و نااطمینانی تورم باشد. بنابراین، برای بررسی چنین رخدادی، ضروری است که از روش‌های هموارساز به منظور شکل تابعی این رابطه استفاده شود. پژوهش حاضر تمامی موارد فوق را لحاظ کرده است و از این نظر از مطالعات پیشین متمایز است.

۴. روش‌شناسی

در این بخش، به طور خلاصه مشخصات انواع الگوهای مورد استفاده به منظور بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم ارائه می‌شود. در انتهای این بخش ویژگی متغیرهای مورد استفاده و نحوه گردآوری آنها توضیح داده خواهد شد.

۴-۱. الگوی تغییر رژیم مارکف

تسای و چن^۱ (۲۰۱۸) یک رفتار یک متغیر سری زمانی x_t را که الگوی تغییر رژیم مارکف بیان می‌شود را با استفاده از معادله زیر نشان می‌دهند:

$$x_t = \phi_{0,S_t} + \phi_{1,S_t}x_{t-1} + \dots + \phi_{p,S_t}x_{t-p} + \sigma_{S_t}\epsilon_t \quad S_t \in \{1, \dots, k\} \quad (1)$$

جزء دیگر این سیستم ماتریس احتمال انتقال بین رژیم‌هاست که به صورت زیر

توصیف می‌شود:

$$P = [p_{ij}] \quad P(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (2)$$

¹. Tsay and Chen

برای آن که این رابطه کمتر انتزاعی باشد در ادامه یک الگوی سه رژیم و مولفه‌های آن را توضیح می‌دهیم. سری زمانی x_t را مفروض می‌گیریم (در این پژوهش این سری همان سری زمانی تورم ماهانه تعدیل فصلی شده است) که رفتارش به رژیم سه‌گانه S_t در زمان t بستگی دارد، با استفاده از یک رابطه به صورت زیر می‌توان توصیف کرد:

$$x_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \sum_{i=1}^p \phi_{1,i} x_{t-i} + \sigma_1 \varepsilon_t & \text{if } S_t = 1 \\ \phi_{0,2} + \sum_{i=1}^p \phi_{2,i} x_{t-i} + \sigma_2 \varepsilon_t & \text{if } S_t = 2 \\ \phi_{0,3} + \sum_{i=1}^p \phi_{3,i} x_{t-i} + \sigma_3 \varepsilon_t & \text{if } S_t = 3 \end{cases} \quad (۳)$$

در این رابطه $\phi_{i,j}$ و $\sigma_i > 0$ اعداد حقیقی و $\{\varepsilon_t\}$ دنباله‌ای *iid* از متغیرهای تصادفی با میانگین صفر و واریانس یک است. ریشه‌های چندجمله‌ای خود رگرسیونی $\phi_j(B) = \phi_{0,j} - \phi_{1,j}B - \dots - \phi_{p,j}B^p$ در رژیم j باید بیرون از دایره واحد قرار گیرد. در صورتی که احتمالات انتقال بین رژیم‌ها توسط عبارتی مانند زیر توصیف شود یک الگوی تغییر رژیم مارکوفی با سه رژیم خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} P(S_t = 2 | S_{t-1} = 1) &= \eta_1 \\ P(S_t = 1 | S_{t-2} = 2) &= \eta_2 \\ P(S_t = 3 | S_{t-2} = 1) &= \eta_3 \\ P(S_t = 3 | S_{t-2} = 2) &= \eta_4 \\ P(S_t = 1 | S_{t-2} = 3) &= \eta_5 \\ P(S_t = 2 | S_{t-2} = 3) &= \eta_6 \end{aligned}$$

این احتمالات را به شکل ماتریسی همانطور که در رابطه (۰) نشان داده شده است نیز

قابل بیان است:

$$P = \begin{bmatrix} 1 - \eta_1 - \eta_3 & \eta_1 & \eta_3 \\ \eta_2 & 1 - \eta_2 - \eta_4 & \eta_4 \\ \eta_5 & \eta_6 & 1 - \eta_5 - \eta_6 \end{bmatrix} \quad (۴)$$

برای این که الگوی تغییر رژیم مارکوفی معنادار باشد باید بردار پارامترها در رژیم j که با $\phi_j = (\phi_{0,j}, \phi_{1,j}, \dots, \phi_{p,j})$ نشان می‌دهیم متفاوت از رژیم i باشد یا در مورد ما باید $\phi_1 \neq \phi_2 \neq \phi_3$ باشد. شایان ذکر است که اطلاق مارکف به سیستم الگوسازی که

تاکنون توصیف گردید بخاطر ویژگی زیر است:

$$P(S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2}, \dots, S_0) = P(S_t = j | S_{t-1} = i) \quad (5)$$

این رابطه بیان می‌کند که احتمال آنکه در زمان t سیستم در وضعیت j قرار گیرد تنها به اطلاعات زمان $t-1$ بستگی دارد.

۴-۲. الگو GARCH

الگوی [G]ARCH که توسط انگل^۱ (۱۹۸۲) و بالرسلیف^۲ (۱۹۸۶) توسعه یافته است، ابزار مفیدی برای ثبت تجربی تکانه در واریانس شرطی است. مطابق این الگو، شوک به واریانس با توجه به ساختار میانگین متحرک اتورگرسیو (ARMA) مجذور باقیمانده‌ها فرآیند بسط می‌یابد. چنانچه ε_t باقیمانده معادله میانگین نرخ ارز باشد آنکه معادله یک

فرآیند GARCH(p,q) به صورت زیر خواهد بود: الگوی

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{\sigma_t^2}, \quad z_t \sim iid. N(0,1), \varepsilon_t \sim N(0, \sqrt{\sigma_t^2}) \quad (6)$$

در این رابطه L عملگر وقفه بوده و $\alpha(L) = \sum_{i=1}^q \alpha_i L^i$, $\beta(L) = \sum_{j=1}^p \beta_j L^j$ است. به منظور برآورده ساختن شرط نامنفی بودن باید $\omega > 0$, $\alpha \geq 0$ و $\beta \geq 0$ باشد. مانایی فرآیند زمانی حاصل خواهد شد که قید $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ برقرار باشد.

همچنین، لینگ و مک‌الییر^۳ (۲۰۰۲) شرایط منظم^۴ بودن یک الگوی

$$E[\varepsilon_t^4] = 3\alpha_1^2 + 2\alpha_1\beta_1 + \text{و } E[\varepsilon_t^2] = \alpha_1 + \beta_1 < 1 \text{ را به صورت } GARCH(1,1)$$

$\beta_1^2 < 1$ استخراج نمودند.

مجموع $\alpha_1 + \beta_1$ در یک الگوی GARCH(1,1) پایداری فرآیند را نشان می‌دهد که به شکل نمایی میرا می‌شود.

¹. Engle

². Bollerslev

³. Ling and McAleer

⁴. Regularity Conditions

۳-۴. تشخیص نقاط پرت در الگوهای GARCH

چندین مطالعه مانند فرانسس و گیسلز^۱ (۱۹۹۹)، اندرسن و همکاران^۲ (۲۰۰۷)، هاروی و چاکراواری^۳ (۲۰۰۸) و مولر و یوهای^۴ (۲۰۰۸) نشان داده‌اند که پرش‌ها^۵ بر تلاطم آتی متغیر کمتر از آنچه الگوهای تلاطم استاندارد پیش‌بینی می‌کنند، تأثیر می‌گذارد. اندرسن و همکاران (۲۰۰۷) نشان می‌دهد پرش در قیمت دارایی‌ها منجر به افزایش کوتاه‌مدت تلاطم می‌شود. همچنین، برخی مطالعات حاکی از آن است که در یک محیط GARCH تک متغیره در حضور پرش‌های جمعی^۶، برآوردگر شبه حداکثر راستنمایی گاوسی^۷ (QML) الگوهای GARCH تمایل دارد که تلاطم را برای روزهای متعاقب پرش بیش از حد تخمین بزند و برآوردهای اریب به سمت بالا از تلاطم بلندمدت تولید کند (لورنت و همکاران، ۲۰۱۶).

براساس تجزیه و تحلیل مداخله^۸ که در ابتدا توسط باکس و تیائو^۹ (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است چندین روش برای تشخیص نقاط پرت در تنظیمات غیرخطی وجود دارد که از جمله آن‌ها می‌توان به روش فرانسس و گیسلز (۱۹۹۹) اشاره کرد. که روش تشخیص نقاط پرت جمعی را در الگوهای ARMA (خطی) توسعه یافته توسط چن و لیو^{۱۰} (۱۹۹۳) به الگوهای GARCH گسترش می‌دهند تا وقایعی را که باعث یک اتفاق فوری می‌شوند در نظر بگیرد.

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

$$\mu_t = c + \sum_{i=1}^{\infty} \zeta_i \varepsilon_{t-i} \quad (۸)$$

1. Franses and Ghijssels

2. Andersen et al.

3. Harvey and Chakravarty

4. Muler and Yohai

5. Jump

6. Additive Jump

7. Quasi-Maximum Likelihood (QML)

8. Intervention Analysis

9. Box and Tiao

10. Chen and Liu

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \quad \text{and} \quad z_t \sim i.i.d. \quad N(0,1) \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (10)$$

در این روابط ζ_i ها ضرایب $\zeta_i L^i = \phi^{-1}(L)\theta(L) = 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \zeta_i L^i$ عملگر وقفه و $\phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i$ و $\theta(L) = 1 - \sum_{i=1}^q \theta_i L^i$ چندجمله‌ای‌های AR و MA به ترتیب از مراتب p و q هستند (که ریشه‌هایشان خارج از دایره واحد می‌افتد).

اگر یک جزء پرش مستقل $a_t I_t$ را به r_t اضافه کنیم، به دست می‌آوریم

$$r_t^* = r_t + a_t I_t \quad (11)$$

در این رابطه r_t^* نشان دهنده بازده مالی مشاهده شده است، I_t یک متغیر باینری است که در صورت پرش در روز t ، مقدار ۱ و در غیر این صورت ۰ و a_t اندازه پرش‌ها (مثبت یا منفی) است.^۱ الگو برای r_t^* دارای این ویژگی است که یک پرش $a_t I_t$ روی σ_{t+1}^2 (واریانس شرطی r_{t+1}) تأثیر نمی‌گذارد، و توزیع‌های شرطی غیر گاوسی برای r_t^* را امکان‌پذیر می‌کند.

آزمون تشخیص پرش‌های جمعی فرانسس و گیسلز (۱۹۹۹) که با روابط تصریح شده در (۷) تا (۱۱) سازگار است، با بسط روش چن و لیو (۱۹۹۳) برای تشخیص نقاط پرت جمعی در الگوهای ARMA امکان آزمون $H_0: a_t I_t = 0$ برای $t = \tau$ ، با استفاده از دنباله‌ای از آماره‌های t را برای $t = 1, \dots, T$ ممکن می‌کند. روش آن‌ها با اجرای رگرسیون باقیمانده‌های $\hat{v}_t = (r_t^* - \hat{\mu}_t)^2 - \hat{\sigma}_t^2$ (که $\hat{\mu}_t$ و $\hat{\sigma}_t^2$ تخمین‌های QML از μ_t و σ_t^2 هستند که از r_t^* به دست می‌آیند) بر روی کمیتی که تأثیر یک پرش بالقوه $a_t I_t$ در زمان τ روی $\hat{v}_{\tau+s}$ ، $s \geq 0$ اندازه کی‌گیرد، انجام می‌شود. سپس ماکزیمم دنباله آماره‌های t با مقدار بحرانی بدست آمده توسط شبیه‌سازی مقایسه می‌شود. فرانسس و گیسلز (۱۹۹۹) پیشنهاد کردند که $\hat{\mu}_t$ و $\hat{\sigma}_t^2$ توسط QML گاوسی تخمین زده شود که

^۱ فرض می‌شود a_t و I_t مستقل از یکدیگرند، که به طور مستقل در طول زمان و مستقل از گذشته r_t توزیع شده است. اندازه پرش a_t یا دنباله‌ای از اعداد یا تابعی از مقادیر مجذور گذشته r_t است، به عنوان مثال $a_t = C$ که $\mu_t = C$ یک ثابت است متناسب با انحراف استاندارد شرطی r_t خواهد بود.

در برابر پرش‌های جمعی از نوع (۵) مقاوم نیست و بنابراین، آزمون آن‌ها احتمالاً از مشکل به اصطلاح پوشاندن نقاط پرت^۱ رنج می‌برد (لورنت و همکاران (۲۰۱۶) با آزمایش مونت کارلو این موضوع را نشان می‌دهند). یکی دیگر از اشکالات آزمون آن‌ها این است که مقادیر بحرانی به پارامترهای ناشناخته α_1 و β_1 الگوی GARCH بستگی دارد و بنابراین اندازه آزمون قابل کنترل نیست.

برای غلبه بر این مشکلات، لورنت و همکاران (۲۰۱۶) از کلاس جدیدی از تخمین‌ها برای الگوهای ARMA که توسط مولر، پنا و یوهای (۲۰۰۹) (که به صورت مخفف MPY نشان داده می‌شود) معرفی شده است و در برابر پرش‌های جمعی قوی هستند و الگوهای GARCH که گسترش محدود شده^۲ (BIP)-GARCH نامیده می‌شوند، استفاده می‌کنند.

پس از آن که تخمین‌های نیرومند $\tilde{\mu}_t$ و $\tilde{\sigma}_t$ از μ_t و σ_t^2 در الگوی (۷) - (۱۱) بدست آمد که نسبت به حضور بالقوه پرش‌های جمعی در $a_t I_t$ مقاوم هستند بازده استاندارد برای T_t^* به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\tilde{J}_t = \frac{r_t^* - \tilde{\mu}_t}{\tilde{\sigma}_t} \quad (15)$$

اگر $a_t I_t = 0$ در زمان t باشد \tilde{J}_t به طور مجانبی از یک توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند و بنابراین بازده استاندارد \tilde{J}_t که برای بدست آوردن این توزیع خیلی بزرگ است باید پرش‌ها را منعکس کند. از آنجایی که یک پرش بسیار بزرگ می‌تواند به طور مصنوعی واریانس شرطی را مدتی پس از وقوع آن به شکل انفجاری افزایش دهد، استفاده از برآوردگرهای پرش قوی هر دو μ_t و σ_t^2 بسیار مهم است. برای آزمون فرضیه صفر

$$H_0: a_t I_t = 0 \quad \text{for } t = 1, \dots, T$$

در مقابل

$$H_1: a_t I_t \neq 0$$

1. Outlier Masking Problem

2. Bounded Innovation Propagation (BIP)

براساس روش ارائه شده توسط لورنت و همکاران (۲۰۱۶) $|\tilde{J}_t|$ را به ازای هر t محاسبه می‌شود و اگر $\max_T |\tilde{J}_t| > g_{T,\lambda}$ آنگاه H_0 را رد خواهد شد. در این رابطه \max_T نشان دهنده حداکثر $|\tilde{J}_t|$ است برای $t = 1, \dots, T$ و $g_{T,\lambda}$ مقدار بحرانی آزمون است.

$$\hat{\theta}^M = \arg \min_{\theta \in \epsilon} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho \left(2 \log \left| \frac{r_t^* - \tilde{\mu}_t}{\tilde{\sigma}_t} \right| \right) \quad (12)$$

برای نیرومندی^۱، این تابع ρ باید مشاهدات حدی^۲ و در نتیجه پرش‌ها را کاهش دهد. انتخاب $\rho(\cdot)$ استحکام را در مقابل کارایی تغییر می‌دهد.

۴-۵. رگرسیون ناپارامتری

نظریه‌های اقتصادی معمولاً در مورد شکل رابطه بین متغیرهای اقتصادی اظهارنظر نمی‌کنند. در اقتصادسنجی پارامتری، شکل رابطه بین متغیرها توسط پارامترها تعریف می‌شود. چنانچه اطلاعات زیادی در مورد دو متغیر در دست باشد می‌توان از این اطلاعات به منظور بررسی شکل رابطه بین دو متغیر و کم و زیاد کردن پارامترها برای تخمین رابطه دقیق بین آن‌ها استفاده کرد.^۳ اما، در شرایطی که اطلاعات چندانی از رابطه بین دو متغیر در دست نیست؛ استفاده از روش‌های محدود کننده پارامتری چندان کمکی به کشف رابطه نخواهد کرد و در مواردی حتی می‌تواند گمراه کننده باشد. در پژوهش حاضر، به منظور آنکه بتوانیم بدون تحمیل محدودیت‌های زیاد

۱. Robustness

۲. Extreme Observations

۳. یکی از ابزارهای اساسی در الگوسازی تئوری‌های اقتصادی قضیه تابع ضمنی است. براساس این قضیه، تحلیل ایستای مقایسه‌ای به فرم صریح تابعی میان متغیرهای اقتصادی نیازی ندارد. در نتیجه، به طور معمول روابط میان متغیرهای اقتصادی براساس این قضیه بنا می‌شود که اقتصاددانان را بی‌نیاز از تصریح شکل تابعی میان متغیرها می‌کند. در بررسی تجربی روابط مین متغیرها نامشخص بودن این فرم تابعی و استفاده از تقریب‌های خطی می‌تواند منجر به خطای تصریح شود. از طرفی تعداد الگوهای غیرخطی نیز بسیار زیاد است و محققین غالباً نمی‌توانند از بین آنها انتخابی پیشینی صحیح و دقیق داشته باشند. رویکر ناپارامتری کمک می‌کند تا این شکل تابعی نه به دلیل پیش فرض‌ها که با استفاده از داده‌ها مشخص شود (رستمی و فتاحی، ۲۰۲۱).

الگوسازی؛ رابطه تجربی بین تورم و نااطمینانی تورم را در ایران بررسی کنیم از روش رگرسیون ناپارامتری استفاده می‌کنیم. در ادامه این بخش جنبه‌های مهم این روش الگوسازی توضیح داده شده است.

با فرض آنکه X و Y دو متغیر دلخواه باشند که مطابق نظریه دارا رابطه با یکدیگر باشند، از تابع هموار $m(\cdot)$ استفاده می‌کنیم. این تابع شکل رابطه بین دو متغیر را به صورت زیر مطرح می‌کند:

$$Y = m(X) + \epsilon \quad (۱۳)$$

در این رابطه ϵ یک عبارت تصادفی با میانگین صفر و واریانس است که می‌تواند به X ارتباط داشته باشد. در رگرسیون به دنبال توضیح رفتار متوسط Y براساس X هستیم. لذا رابطه (۱۹) را می‌توانیم براساس امید ریاضی و واریانس شرطی به صورت زیر بازنویسی کنیم:

$$E(Y|X = x) = m(x) \quad (۱۴)$$

$$Var(Y|X = x) = \sigma^2(x)$$

برای تخمین $E(Y|X = x)$ و $Var(Y|X = x)$ فرض می‌کنیم نمونه‌ای تصادفی به صورت $\{(y_1, x_1), \dots, (y_n, x_n)\}$ از این دو متغیر در دست است. با استفاده از روش ناداریا-واتسون^۱ (۱۹۶۴) برآوردگر تابع $m(\cdot)$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{m}_h(x) = \frac{\sum_{i=1}^n K_h(x_i - x) y_i}{\sum_{i=1}^n K_h(x_i - x)} \equiv \sum_{i=1}^n w_i(x) y_i \quad (۱۵)$$

در این رابطه عبارت $K_h(\cdot) = K(\cdot/h)/h$ تابع کرنل^۲ است که یک تابع چگالی احتمال متقارن است و h پارامتر پهنای باند^۳ می‌باش که به پارامتر هموارساز^۴ نیز معروف است. این پارامتر عددی حقیقی و نامنفی است که اندازه همسایگی موضعی حول x را تنظیم می‌کند. بنابراین، تخمین مناسب و صحیح $m(\cdot)$ به انتخاب کرنل و

^۱. Nadaraya–Watson

^۲. Kernel Function

^۳. Band Width

^۴. Smoothing Parameter

پهنای باند بستگی دارد. انتخاب پهنای باند و کرنل مناسب با استفاده از آزمون‌هایی مثل اعتبارسنجی متقاطع^۱ صورت می‌گیرد.

$$CV(h) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n [y_i - \hat{m}_{h(j)}(x_j)]^2 \quad (۱۶)$$

در این پژوهش با استفاده از روش اعتبارسنجی متقاطع تعمیم یافته نوع کرنل و پارامتر پهنای باند مشخص شده است. آزمون اعتبارسنجی متقاطع تعمیم یافته با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$GCV(h) = \frac{\sum_{j=1}^n [y_i - \hat{m}_h(x_j)]^2}{n[1-t(S(h))/n]^2} \quad (۱۷)$$

که در این رابطه $S(h)$ یک ماتریس مربعی $n \times n$ با درایه‌های $w_j(x, h) = \frac{K_h(x_i - x)}{\sum_{i=1}^n K_h(x_i - x)}$ و $\hat{m}_h(x_j)$ تخمین $m(\cdot)$ با پهنای باند h است.

۴-۶. معرفی داده‌ها

داده‌های این پژوهش شامل شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) با تناوب ماهانه برای اقتصاد ایران در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۰ تا اسفندماه ۱۴۰۱ است. سال پایه محاسبه این شاخص سال ۱۳۹۵ است و در پایگاه اینترنتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در دسترس هستند. محاسبه نرخ تورم با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده با معادله (۱۸) صورت گرفته است.

$$\ln f_t = \ln \left(\frac{CPI_t}{CPI_{t-1}} \right), \quad (۱۸)$$

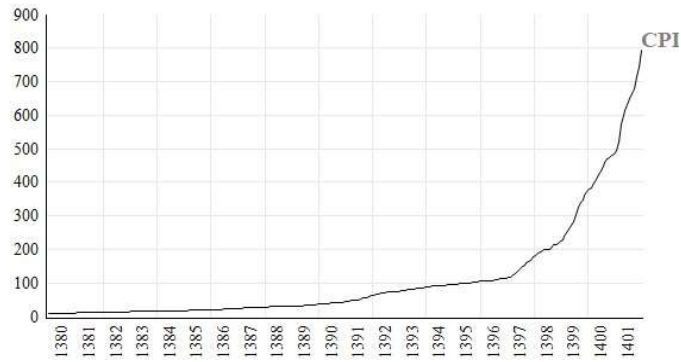
در معادله فوق t نشان دهنده ماه است. لازم به توضیح است که قبل از انجام تحلیل توصیفی و استنباطی با استفاده از فیلتر X-12 داده‌ها تعدیل فصلی شده است و در نمودارها با پسوند SA^۲ نشان دهنده تعدیل فصلی است.

^۱ Cross-Valuation (CV)

^۲ Seasonal Adjustment (SA)

۵. تحلیل توصیفی داده‌ها

نمودار (۱) نشان دهنده رشد نمایی شاخص قیمت‌های مصرف کننده در دو دهه اخیر است. این نمودار نشان می‌دهد که شیب منحنی شاخص قیمت‌های مصرف کننده از سال ۱۳۹۷ به بعد به شدت افزایش یافته است. به طور واضح، این متغیر رفتاری با ثبات در طول زمان نداشته و در نتیجه توزیع احتمال حاشیه‌ای آن در طول زمان تغییر کرده است.



نمودار (۱). مسیر زمانی شاخص قیمت‌های مصرف کننده با تناوب ماهانه در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) آماره‌های توصیفی نرخ تورم ماهانه تعدیل فصلی شده که با استفاده از رابطه (۲۵) محاسبه شده است را دو دهه اخیر کشور را نشان می‌دهد. براساس نتایج گزارش شده در این جدول، متوسط ماهانه تورم ۱.۶۹٪ با انحراف استاندارد ۱.۴۹٪ است. کمترین مقدار تورم ماهانه در بازه این پژوهش ۰.۵۸٪- و بیشترین مقدار آن ۹.۹۸٪ بوده است. ضریب کشیدگی تورم ماهانه تقریباً ۲.۵ برابر مقدار آن برای توزیع نرمال است و نشان دهنده آن است که وقوع تورم‌های بسیار بزرگتر از میانگین بعید

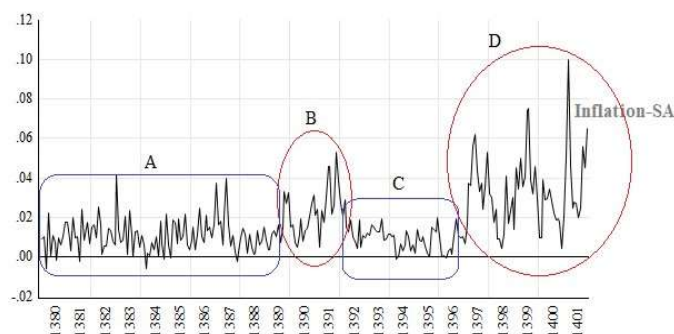
نیست.^۱ ضریب چولگی داده‌های تورم ماهانه نیز عددی مثبت و بزرگ است که بیانگر لنگر انداختن تورم به سمت راست و نرخ‌های بزرگتر از میانگین است.

جدول (۲). آمارهای توصیفی تورم

	میانگین	حداکثر مقدار	حداقل مقدار	انحراف استاندارد	چولگی	کشی‌دگی
inf_t	۰.۰۱۶۹	۰.۰۹۹۹	-۰.۰۰۵۸	۰.۰۱۴۹	۱.۷۷۶۹	۷.۶۷۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۲) سری زمانی تورم ماهانه ایران را در دو دهه اخیر نشان می‌دهد. نمودار نشان دهنده آن است که تورم ماهانه در ایران بسیار متلاطم بوده است. بیشترین مقادیر تورم ماهانه ایران پس از سال ۱۳۹۷ روی داده و در خردادماه ۱۴۰۱ پس از حذف ارز ترجیحی (برابری یک دلار آمریکا با ۴۲۰۰ تومان ایران) تورم ماهانه به نزدیک ۱۰٪/ رسیده است. به طور کلی، عوامل متعددی منشا جریان‌های تورمی در ایران بوده است که از جمله آن‌ها می‌توان به نرخ ارز، درآمدهای نفتی، مخارج دولت و نقدینگی اشاره کرد (گیل آلانا و همکاران^۲، ۲۰۱۹). عملکرد این عوامل در کنار شوک‌های سیاسی همچون تحریم‌های مالی و تجاری قابل توضیح است.



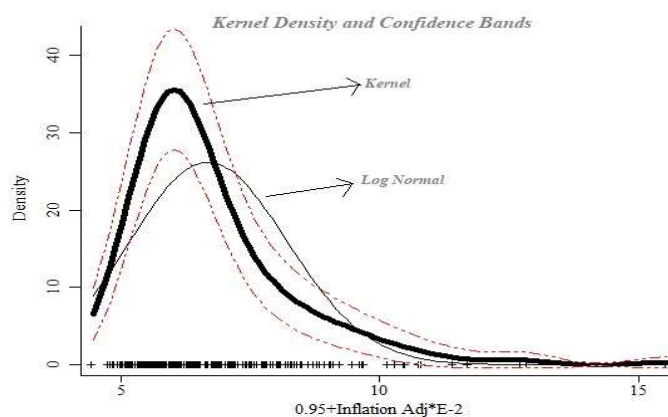
نمودار (۲). مسیر زمانی تورم ماهانه در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

^۱ در مقایسه با توزیع نرمال میانگین و واریانس مشابه داده‌ها

^۲ Gil-Alana

نمودار (۲) اهمیت تغییر رژیم در رفتار نرخ تورم ایران را نشان می‌دهد. بخش‌های مشخص شده با حروف A تا D در نمودار (۲) نشان دهنده وقوع چند رژیم تورمی احتمالی در داده‌های تاریخی این متغیر است که ویژگی آن‌ها در تغییر واریانس و میانگین یا هر دو در دوره زمانی مختلف است. در نمودار (۳) چگالی تجربی داده‌های نرخ تورم ماهانه ترسیم شده است.



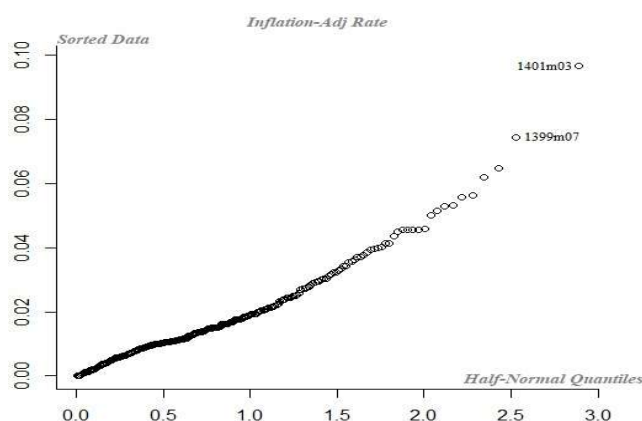
نمودار (۳). کرنل تجربی داده‌های تورم و توزیع لوگ-نرمال

منبع: یافته‌های پژوهش

چولگی نمودار به سمت راست نشان دهنده احتمال کوچک وقوع نرخ‌های تورم بزرگ و احتمال بزرگ وقوع نرخ‌های تورم ماهانه کوچک است. همچنین در این نمودار همراه با کرنل تجربی داده‌ها، توزیع لوگ-نرمال با مشخصات مشترک با داده‌های واقعی تورم نیز رسم شده است. خروج لوگ-نرمال از نوارهای اطمینان ۹۵٪ ترسیم شده حول کرنل تجربی داده‌ها نشان دهنده آن است که توزیع لوگ-نرمال انتخاب مناسبی برای توضیح رفتار زمانی تورم نیست. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد الگوهای خطی که مبتنی بر تقارن داده‌ها و نرمال بودن دقیق یا مجانبی هستند؛ انتخاب مناسبی برای الگوسازی تورم در طول زمان نیستند. به طور کلی، چنین کرنل تجربی برای داده‌های

تورم می‌تواند نتیجه آمیختگی چندین توزیع نرمال بخاطر رژیم‌ها و حالت‌های مختلف باشد.

بررسی چندک نیم-نرمال داده‌های تعدیل فصلی شده تورم در نمودار (۴) نشان دهنده حضور دو مشاهده غیرمعمول در تاریخ‌های مهرماه سال ۱۳۹۹ و خرداد ماه ۱۴۰۱ است که در این دو تاریخ تورم ماهانه ارقام سنگینی (به ترتیب ۷.۴٪ و ۹.۹۸٪) نسبت به متوسط تورم در دو دهه اخیر را تجربه کرده است. در نتیجه، تورم ماهانه تحت تاثیر مشاهدات پرت نیز واقع شده است و الگوسازی مناسب نیازمند پالایش مجموعه داده‌ها از تاثیر چنین مشاهداتی است.



نمودار (۴). چندک نیم-نرمال داده‌های تعدیل فصلی شده تورم ماهانه

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۵. تحلیل استنباطی داده‌های تورم

در جدول (۳) نتایج مربوط به الگوی دینامیک تورم ماهانه با استفاده از رویکرد الگوسازی تغییر رژیم مارکف مطابق رابطه (۳) گزارش شده است. براساس معیارهای اطلاعاتی الگوی با سه رژیم انتخاب گردید که به ترتیب با رژیم صفر، رژیم یک و رژیم دو معرفی شده‌اند. با توجه به میانگین شرطی و انحراف استاندارد (σ) این رژیم‌ها را

می‌توان به صورت زیر دسته‌بندی کرد.

جدول (۳). تخمین الگوی مارکفی نرخ تورم

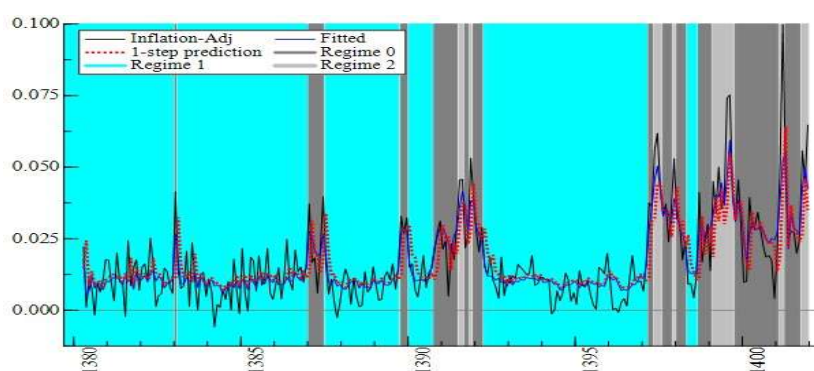
	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم دو
ϕ_0	۰.۰۲۶۴*** (۰.۰۰۳۴)	۰.۰۰۹۸*** (۰.۰۰۰۶)	۰.۰۴۵۳*** (۰.۰۰۹۰)
ϕ_1	۰.۳۸۴۵* (۰.۲۰۹۵)	۰.۰۷۹۲ (۰.۰۷۷۳)	۰.۴۹۵۶*** (۰.۱۸۸۷)
ϕ_2	-۰.۰۱۷۹ (۰.۲۰۵۰)	۰.۰۰۴۱ (۰.۰۷۶۲)	-۰.۲۹۰۸* (۰.۱۷۳۶)
ϕ_3	-۰.۰۴۳۶ (۰.۱۵۰۴)	۰.۲۱۵۵* (۰.۰۷۷۲)	۰.۱۷۱۳ (۰.۱۵۵۲)
پایداری	۰/۳۲۳	۰/۲۹۹	۰/۳۷۶
میانگین تورم در هر رژیم	۳/۹۱	۱/۴۰	۷/۲۶
σ	۰.۰۰۹۷*** (۰.۰۰۱۷)	۰.۰۰۰۶*** (۰.۰۰۰۳)	۰.۰۱۷۳*** (۰.۰۰۳۴)
آزمون باقیمانده‌ها			
$Q(12)$	۹.۰۰۸۹		
$LM(12)$	۰.۲۴۴۹		

منبع: یافته‌های پژوهش

رژیم با تورم کم و تلاطم پایین (رژیم صفر)، رژیم با تورم ملایم و تلاطم متوسط (رژیم یک) و رژیم با تورم شدید و تلاطم بالا (رژیم دو). پایداری تورم که مقاومت تورم در مقابل کاهش را نشان می‌دهد به ترتیب در رژیم‌های دو و یک شدیدتر است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که تغییر رژیم تورم از رژیم‌های ملایم به رژیم‌های شدید تنها تغییر در سطح و تلاطم این متغیر نیست بلکه میزان پایداری تورمی که برای طراحی سیاست‌های پولی بهینه لازم است افزایش خواهد یافت. افزایش پایداری تورمی به معنای آن است که شوک تأثیر ماندگاری بر مسیر تاریخی تورم دارد و سیاست‌گذار پولی چالش جدی در حفظ ثبات قیمت‌ها خواهد داشت. لذا، وجود درجه بالایی از پایداری تورم پیامدهای مهمی بر الگوسازی اقتصاد کلان و تدوین سیاست‌های اقتصادی

دارد. فوهرر^۱ (۲۰۰۹) بیان می‌کند که اگر روند تورم یک روند پایدار باشد، در صورت انحراف تورم از مقدار تعادل یا هدف، بانک مرکزی برای بازگرداندن آن هزینه‌های قابل توجهی باید متحمل شود (نسبت فداکاری بالا است).

نمودار (۵) سری‌های زمانی پیش‌بینی یک ماه آتی تورم (با 1-step prediction نشان داده شده است) و داده‌های واقعی تورم (که با Inflation-Adj نشان داده شده است) را در رژیم‌های تورمی مختلف نشان می‌دهد. براساس یافته‌های ارائه شده در این نمودار در طول بحران‌های سیاسی با غرب تورم در ایران در رژیم‌های متوسط و شدید توقف می‌کند (رستمی و همکاران، ۲۰۲۳). برای مثال، پس از اردیبهشت سال ۱۳۹۷ که آمریکا به طور یکجانبه از برجام خارج شد تنها در یک مقطع بسیار کوتاه تورم در رژیم کم با تلاطم پایین توقف داشته است و در تمامی این دوران در رژیم متوسط و شدید توقف داشته است. علاوه بر این، اختلاف بین پیش‌بینی تورم و مقدار واقعی آن در نمودار (۵) نشان دهنده این واقعیت است که پیش‌بینی تورم در رژیم‌های متوسط و شدید تورمی دشوارتر از پیش‌بینی در رژیم ملایم تورمی است.



نمودار (۵). تفکیک رژیم‌های تورمی براساس الگوی مارکف

منبع: یافته‌های پژوهش

^۱. Fuhrer

احتمال انتقال بین رژیم‌های سه‌گانه تورمی در جدول (۴) نشان داده شده است. براساس نتایج ارائه شده در جدول (۴) ماندگاری در هر کدام از رژیم‌های سه‌گانه بسیار بالاست. برای مثال اگر در دوه t در رژیم تورمی شدید (R_t^2) باشیم احتمال آنکه در دوره $t+1$ نیز در رژیم تورمی شدید (R_{t+1}^2) باشیم برابر با ۰.۷۴۴ است. همچنین، انتقال از رژیم تورمی ملایم (R_t^1) به رژیم تورمی شدید (R_{t+1}^2) و بعکس بسیار نادر روی می‌دهد. در واقع انتقال بین این رژیم‌ها با میانجی رژیم تورم متوسط (R_t^0) روی می‌دهد.

جدول (۴). احتمال انتقال بین رژیم‌ها

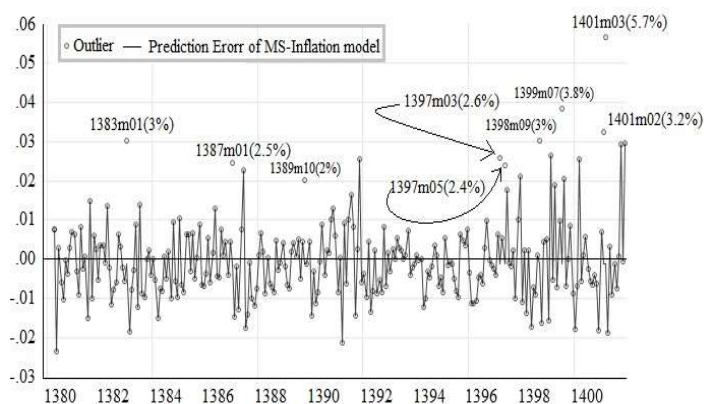
	R_t^0	R_t^1	R_t^2
R_{t+1}^0	۰.۷۷۸۳۸	۰.۰۴۱۴۱۶	۰.۲۵۵۹۶
R_{t+1}^1	۰.۱۰۶۱۹	۰.۹۵۸۵۸	۰.۰۰۰۰۰
R_{t+1}^2	۰.۱۱۵۴۳	۰.۰۰۰۰۰	۰.۷۴۴۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از آن که با استفاده از الگوی تغییر رژیم مارکف رفتار دینامیکی تورم الگوسازی شد، برای محاسبه نااطمینانی تورم؛ ابتدا خطای پیش‌بینی یک گام الگو محاسبه می‌شود.^۱ انتظار بر این است که این پیش‌بینی‌ها تحت تاثیر شوک‌های سنگین اما موقتی ناشی از تحولات اقتصادی و سیاسی دو دهه اخیر خطاهای بزرگی تولید نماید. اندرسن و همکاران (۲۰۰۷) نشان داده‌اند که شوک‌های سنگین و موقتی نسبت به شوک‌های که این‌گونه نیستند تأثیر نسبتاً کمتری بر تلاطم آتی دارند. بنابراین، نیاز است که قبل از محاسبه نااطمینانی تورم خطاهای پیش‌بینی پرت شناسایی شده و اثر آن‌ها بر داده‌ها پالایش شود. به این منظور با استفاده از روش لورنت و همکاران (۲۰۱۶)

^۱ مطابق تعریف نااطمینانی تورم از نقص دانش در مورد تعیین سطح قیمت‌های آتی ناشی می‌شود. بنابراین، هرچه اندازه خطای پیش‌بینی سطوح قیمت‌های آتی بیشتر باشد، پیش‌بینی کننده با نااطمینانی بیشتری مواجه است (هالند، ۱۹۹۵). از نظر آماری، واریانس خطای پیش‌بینی معیار اندازه‌گیری نااطمینانی تورم است که در این پژوهش از الگو -BIP-GARCH برای محاسبه آن استفاده شده است.

این نقاط شناسایی و در نمودار (۶) نشان داده شده‌اند. براساس اطلاعات ارائه شده در این نمودار خطاهای پیش‌بینی معادل دو درصد و بیشتر بعنوان نقطه پرت شناسایی شده است. بیشترین خطای پیش‌بینی الگوی تغییر رژیم معادل ۵.۷٪ بوده است که در خردادماه ۱۴۰۱ با حذف یکباره ارز ترجیحی (یک دلار معادل ۴۲۰۰۰ ریال) روی ده است. یافته دیگر ارائه شده در نمودار (۶) در تطابق با نمودار (۵) آن است که در رژیم تورمی متوسط و شدید خطاهای پیش‌بینی پرت روی داده‌اند.



نمودار (۶). خطای پیش‌بینی براساس الگوی تغییر رژیم مارکف و تشخیص داده‌های پرت

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۵) نتایج مربوط به تخمین نااطمینانی تورم ماهانه در ایران با استفاده از داده‌های اصلی و داده‌های پالایش شده از نقاط پرت جمعی را نشان می‌دهد. براساس یافته‌های ارائه شده در جدول (۵) بیانگر آن است که پالایش داده‌ها از نقاط پرت سبب می‌شود تا ضریب پایداری تلاطمی تورم کاهش یابد. این ضریب، سرعت همگرایی تلاطم به سمت مقدار بلندمدت را پس از وارد آمدن شوک‌های تلاطمی نشان می‌دهد. به طور دقیق‌تر، همانطور که نتایج این جدول نشان می‌دهد، الگوی مناسب برای محاسبه نااطمینانی تورم با داده‌های اصلی؛ الگوی IGARCH(1,1) است که بر ریشه واحد در

تلاطم شرطی دلالت دارد و با توجه به دیدگاه پوتربا و سامرز^۱ (۱۹۸۶) که نامیرایی تلاطم در یک بازار دارایی، به معنای فروپاشی و سقوط آن بازار است، سقوط شدید ارزش پول پیامد چنین تلقی از تلاطم تورم خواهد بود. اما، با داده‌های پلایش شده الگوی GARCH(1,1) الگوی مناسب است. شایان ذکر است که الگوی مناسب و سازگار با داده‌ها براساس معیارهای اطلاعاتی AIC، BIC و HQC انتخاب می‌شود. مقایسه الگوها در دو مجموعه داده‌ها براساس معیارهای اطلاعاتی در نهایت بیانگر برتری الگوی BIP-GARCH(1,1) است.

جدول (۵). تخمین نااطمینانی تورم با داده‌های اصلی و پلایش شده از نقاط پرت

ضرایب	IGARCH(1,1)	BIP-IGARCH(1,1)	GARCH(1,1)	BIP-GARCH(1,1)
μ	-.۰۰۰۱۱** (.۰۰۰۰۵)	NC ^۲	-.۰۰۰۱۱** (.۰۰۰۰۵)	-.۰۰۰۱۴*** (.۰۰۰۰۵)
ω	.۰۰۴۰۲۱۲ (.۰۰۳۰۳)	NC	.۰۰۵۷۸۹۲ (.۰۰۴۳۸۵۲)	.۵۳۴۱* (۳.۰۷۳۲)
α_1	**.۰۱۵۴۸ (.۰۰۶۷۵)	NC	.۰۱۳۳۹۵۸** (.۰۰۶۰۵۳۰)	.۰۰۹۲۲** (.۰۰۴۶۶)
β_1	**.۰۸۴۵۱	NC	.۰۸۳۰۶*** (.۰۰۶۹۷)	.۰۸۲۷۱*** (.۰۰۵۱۸)
$\alpha_1 + \beta_1$	۱	۱	.۰۹۶۴۶	.۰۹۱۹۳
$Q(12)$	۵.۸۶۱۸۰	NC	۶.۰۳۳۹۴	۸.۷۰۹۲
$Q^2(12)$	۳.۸۱۳۴۲	NC	۴.۳۳۰۶۳	۱۰.۲۲۴۳
$LM(12)$.۵۶۳۰۷	NC	.۴۱۵۱۷	۱.۱۳۰۴
AIC	-۶.۴۰۹۱	NC	-۶.۴۰۳۸	-۶.۶۸۰۶
BIC	-۶.۳۵۴۴	NC	-۶.۳۳۵۵	-۶.۶۱۲۳
HQC	-۶.۳۸۷۱	NC	-۶.۳۷۶۳	-۶.۶۵۳۲

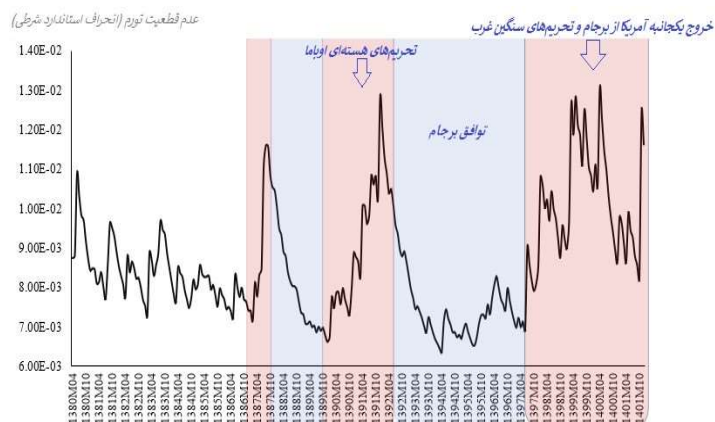
* در سطح اطمینان ۹۰٪، ** در سطح اطمینان ۹۵٪ و *** در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است.

منبع: یافته‌های پژوهش

^۱. Poterba and Summers

^۲. Not Computed (NC)

نمودار (۷)، انحراف استاندارد شرطی بدست آمده از الگوی BIP-GARCH(1,1) که نماینده‌ای برای روند ماهانه نااطمینانی تورم در ایران است را نشان می‌دهد. براساس یافته‌های این نمودار، از اردیبهشت ماه ۱۳۹۷ مصادف با خروج یکجانبه آمریکا از برجام روند نااطمینانی تورم در ایران نسبت به قبل از آن شدت یافته است. در چنین وضعیت‌هایی نوسانات در نرخ ارز افزایش می‌یابد و در نتیجه تولیدکنندگان برای مواجهه با ریسک‌های ناشی از چنین نوساناتی تغییرات در قیمت‌های خود را افزایش می‌دهند که پیامد آن افزایش نااطمینانی تورم است. لذا، می‌توان مشاهده کرد که شوک‌های ارزی در سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۹ و ۱۴۰۱ یکی از دلایل این افزایش نااطمینانی تورم پس از خروج یکجانبه آمریکا از برجام هستند. نااطمینانی تورم پس از شوک ناشی از حذف ارز ترجیحی در خرداد ماه ۱۴۰۱ به بالاترین نقطه خود در دو دهه اخیر رسید.



نمودار (۷). وقایع نگاری سری زمانی نااطمینانی تورم با الگوی BIP-GARCH(1,1)

منبع: یافته‌های پژوهش

تأمل بیشتر در نمودار (۷) نشان می‌دهد که سطح نااطمینانی تورم ایران در چند ساله اخیر بیشتر از سطح آن در فاصله سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۱ است که ایران در معرض تحریم‌های چندجانبه آمریکا، اتحادیه اروپا و شورای امنیت سازمان ملل علیه برنامه هسته‌ای قرار داشت. این روند افزایش نااطمینانی‌های تورمی در چند سال اخیر (به ویژه

در مقایسه با تحریم‌های چندجانبه غرب و شورای امنیت سازمان ملل) به این دلیل باید مورد توجه قرار گیرد که اثرات ناشی از عدم وجود یک سیاست مشخص و معتبر برای دستیابی به ثبات قیمت‌ها و مدیریت ارزی را روشن می‌سازد. در نتیجه، تشدید بی‌ثباتی در انتظارات تورمی عوامل اقتصادی در سالیان اخیر در پرتو شوک‌های ارزی متعدد را می‌توان از علل پایداری ذاتی تورم و پایداری تلاطمی آن توصیف کرد.

پس از استخراج نااطمینانی تورم، در گام نهایی رابطه تورم-نااطمینانی بررسی می‌شود. براساس جدول (۱) این رابطه می‌تواند در چهار حالت متمایز خود را نشان دهد. با استفاده از بررسی علیت گرنجری بین دو متغیر تورم و نااطمینانی تورم بررسی خواهیم کرد که کدام حالت با داده‌ها سازگارتر است. بدین منظور، ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیارهای AIC، BIC و HQC انتخاب شده و پس از انجام آزمون خودهمبستگی LM و عدم رد فرضیه خودهمبستگی، آزمون علیت انجام شده است.

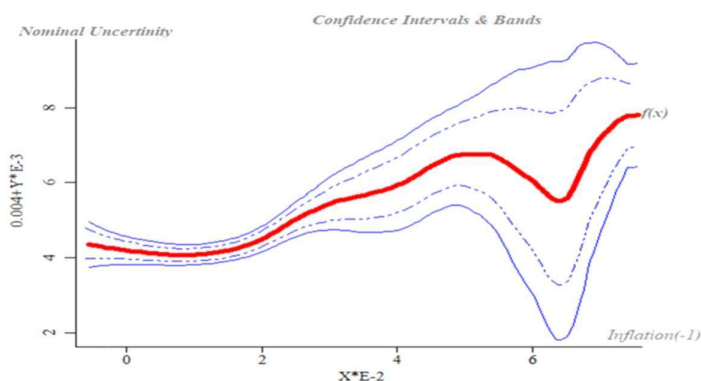
نتایج ارائه شده در جدول (۶) رد فرضیه صفر عدم علیت گرنجری را در هر دو حالت گزارش می‌کند. نتایج ارائه شده در جدول (۶) نشان دهنده آن است که علیت گرنجری دو طرفه میان نااطمینانی تورم و سطح تورم وجود دارد. به منظور ارزیابی علامت هرکدام از دو فرضیه گرنجری جدول (۶) از روش رگرسیون ناپارامتری استفاده شده است. این روش فاقد فروض محدود کننده مانند تحمیل شکل خطی به الگو است. در نتیجه، انعطاف‌پذیری آن کمک خواهد کرد تا در بازه‌های مختلف تورم و نااطمینانی تورم نوع رابطه (خطی یا غیرخطی) و شدت رابطه بین این دو متغیر مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول (۶). بررسی فرضیه فریدمن-بال با استفاده از علیت گرنجری

آماره χ^2_2	فرضیه صفر
۱۷۴۰۷*** (+)	فرضیه اول: سطح تورم علیت گرنجری نااطمینانی تورم نیست
۱۵۴۹۹۶*** (+)	فرضیه دوم: نااطمینانی تورم علیت گرنجری سطح تورم نیست

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۸) با فرض برقراری فرضیه اول جدول (۶) با استفاده از کرنل کوارتیک و پهنای باند ۰.۰۱۲۹ که توسط آزمون اعتبار سنجی متقاطع بدست آمده‌اند ترسیم شده است. این نمودار نشان دهنده آن است که اولاً رابطه تورم و عد قطعیت تورمی غیرخطی است و ثانیاً شدت و علامت آن در بازه‌های مختلف تورمی تغییر می‌کند. زمانی که تورم ماه $t-1$ در بازه $(۰, ۲)$ درصد قرار می‌گیرد، نااطمینانی تورم در ماه t واکنش بسیار ضعیفی به آن نشان می‌دهد. اما، زمانی که تورم ماه $t-1$ در بازه $(۲, ۵)$ درصد قرار می‌گیرد، نااطمینانی تورم در ماه t واکنش قوی به آن نشان می‌دهد و به شکل همواری افزایش می‌یابد. بنابراین، در این بازه از تورم فرضیه فریدمن-بال تایید می‌شود. در واقع افزایش نرخ تورم ماهانه به مقادیر قرار گرفته در این بازه، باعث واکنش‌های نامنظم سیاستی می‌شود که در نهایت منجر به ایجاد عدم قطعیت اسمی بیشتری در مورد تورم آتی خواهد شد. در بازه $(۵, ۶.۵)$ درصد رابطه بین سطح تورم دوره $t-1$ و نااطمینانی تورم دوره t معکوس می‌شود و در نتیجه فرضیه پورگرامی و مسکوس تایید می‌شود. در بازه $(۶.۵, ۱)$ افزایش سطح تورم به شدت نااطمینانی تورم را افزایش می‌دهد.



نمودار (۸). رابطه ناپارامتریک تورم دوره $t-1$ و نااطمینانی تورم دوره t و تایید فرضیه

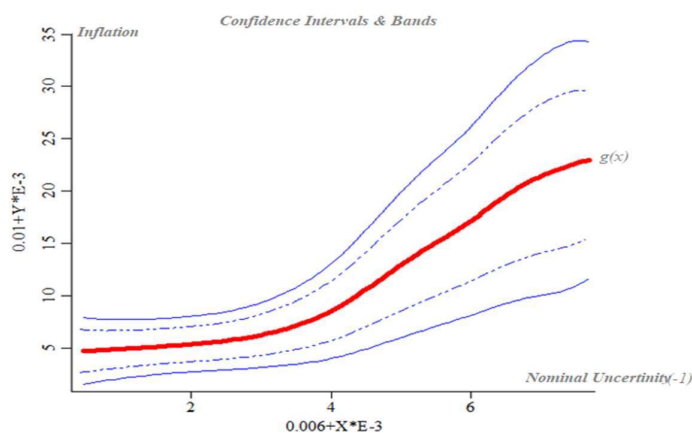
فریدمن-بال در دامنه ۲ تا ۵ درصد

بنابراین، علامت رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم (فرضیه اول جدول (۶)) به این بستگی دارد که تورم ماهانه در چه بازه‌ای قرار می‌گیرد. در بازه متداول (۲، ۰] درصد رابطه ضعیفی بین این دو متغیر مشاهده می‌شود. بنابراین، می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که تورم‌های سالیانه بین ۱۲ تا ۱۵ درصد زیان‌ها ی رفاهی چندانی ایجاد نمی‌کنند و تورم‌های سالیانه بیشتر از ۲۰ درصد است که به احتمال زیاد زیان رفاهی ایجاد می‌کنند (اگر کران پایین بازه تورمی [۵، ۲] درصد را که در طول آن فرضیه فریدمن-بال تأیید می‌شود معیار قرار دهیم تورم‌های بیشتر از ۲۴ درصد زیان رفاهی ایجاد می‌کنند).

نمودار (۹) با فرض برقراری فرضیه دوم جدول (۶) با استفاده از کرنل کوارتیک و پهنای باند 0.00106 که توسط آزمون اعتبار سنجی متقاطع بدست آمده‌اند ترسیم شده است. نمودار (۹) برخلاف نمودار (۸) رابطه مثبت بین نااطمینانی و تورم را به شکل یکنواختی تأیید می‌کند. به طور دقیق‌تر، اگر در ماه $t-1$ نااطمینانی تورم در بازه (۴، ۲] درصد قرار گیرد به طور ضعیفی تورم در ماه t افزایش خواهد. اما، چنانچه نااطمینانی دوره $t-1$ در بازه (۷، ۴] درصد قرار گیرد، تورم دوره t به شدت افزایش خواهد یافت. بنابراین، در هیچ بازه‌ای فرضیه هالند (۱۹۹۵) تأیید نخواهد شد و مطابق آنچه فرضیه کوکیرمن-ملتزر بیان می‌کنند، نااطمینانی تورم مستقیماً بر نرخ تورم تأثیر می‌گذارد. در نتیجه، به نظر می‌رسد بانک مرکزی با ایجاد غافل‌گیری در سیاست پولی، نقش محرکی را برای تحریک تولید بازی می‌کنند. کونراد و کاراناسوس^۱ (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که بین درجه استقلال بانک مرکزی و نحوه پاسخ تورم به شوک‌های نااطمینانی تورم ارتباط وجود دارد. آن‌ها بیان می‌کنند که در بانک‌های مرکزی مستقل پاسخ تورم به شوک‌های نااطمینانی تورم منفی است. لذا، این نتایج نشان دهنده آن است که ساختار بانک مرکزی غیرمستقل بوده و در تورم‌های بالا از اهداف کنترل پولی خود به نفع

^۱. Conrad and Karanasos

افزایش تولید منحرف می‌شود.



نمودار (۹). رابطه ناپارامتری تورم و نااطمینانی تورم تایید فرضیه کوکیرمن-ملنزر در دامنه ۴ تا ۷ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

۶. خلاصه و نتیجه‌گیری

بررسی رابطه تور و نااطمینانی تورم از عناصر اساسی در طراحی سیاست‌های پولی است. ترتیب زمانی رابطه تورم و نااطمینانی تورم می‌تواند سیگنال‌هایی را در مورد اعتبار اقدامات سیاستی آشکار کند. با توجه به آنکه افزایش نااطمینانی در اقتصاد با بدتر شدن رفتار قیمت‌گذاری و تاخیر در سرمایه‌گذاری‌های مولد همراه است از منظر سیاستی و رفاه نامطلوب است و در صورتی که نااطمینانی تورم پیامد افزایش سطح تورم باشد، به عنوان بخشی از هزینه‌های رفاهی تورم تلقی می‌گردد. در نتیجه، ردیابی حرکت تورم و نااطمینانی تورم برای اقتصادهایی مانند ایران که بی‌ثبات بالا در قیمت‌ها وجود دارد، به منظور طراحی سیاست‌های پولی بهینه مهم است.

نتایج این پژوهش نشان داد که پیش‌بینی تورم ماهانه در رژیم‌های تورمی متوسط و شدید نسبت به رژیم‌هایی که تورم ملایم است سخت‌تر است. در نتیجه، خطاهای

پیش‌بینی در این دوره‌ها بیشتر است. رژیم‌های تورمی متوسط و شدید معمولاً در دوره‌های زمانی قرار دارند که ایران در معرض تحریم‌های مالی و تجاری قرار دارد که ویژگی مشترک این دوره‌ها نوسان شدید در نرخ ارز است. این نوسان‌های شدید در ترکیب با قیمت‌گذاری‌های عمدتاً دستوری و محدودیت ابزارهای کنترل ریسک ارزی منجر به تغییرات شدید در قیمت‌ها می‌شود که پیامد آن افزایش ناطمینانی تورم است. به منظور بررسی دقیق‌تر رابطه بین تورم و ناطمینانی تورم توجه به این نکته که همواره در میان شوک‌های مختلفی که سیستم قیمت‌ها را درگیر می‌کند برخی شوک‌های سنگین و با عواقب موقتی وجود دارند بسیار مهم است. زیرا، چنین شوک‌هایی منجر به خطاهای پیش‌بین تورم آتی پرت می‌شوند که عدم پالایش آن‌ها نتایج مربوط به استخراج ناطمینانی تورم را تحریف می‌کند. در نتیجه، در این پژوهش ما از روش معرفی شده توسط لورنت و همکاران (۲۰۱۶) استفاده کردیم که براساس آن تعداد ۹ مشاهده پرت جمعی شناسایی شد. نتایج ما نشان داد که در حضور چنین خطاهای پیش‌بینی پرتی، الگوی $IGARCH(1,1)$ انتخاب خواهد شد که به معنای نامحدود بودن اثر یک شوک (هرگونه شوکی) بر واریانس یا ناطمینانی در طول زمان است که موضوعی ناسازگار با داده‌های تاریخی است. لذا، به منظور آنکه وجود چنین خطاهای پیش‌بینی پرتی که ناشی از اثر شوک‌های بزرگ و موقتی بر تورم است بر محاسبه واریانس شرطی اثرگذار نباشد از الگوی BIP-GARCH استفاده گردید. سپس از با استفاده از روش گرنجر و رگرسیون ناپارامتری جهت علیت و علامت رابطه بین تورم و ناطمینانی بررسی گردید. نتایج این آزمون و رگرسیون ناپارامتری نشان دهنده آن بود که چنانچه تورم تاخیری در بازه [۵، ۲] درصد قرار بگیرد با ناطمینانی تورم همبستگی مثبت دارد و در نتیجه فرضیه فریدمن-بال در این بازه تایید خواهد شد. بنابراین، با توجه به آنکه ناطمینانی تورم با افزایش نوسانات ارزی مرتبط است، اجرای سیاست‌هایی با هدف کاهش و مدیریت نوسانات ارزی و ناطمینانی‌های ناشی از آن باید

در دستور کار سیاست‌ها برای مقابله با تورم قرار گیرد. همچنین، ضمن تایید فرضیه کوکیرمن-ملترز مشخص گردید که با افزایش نااطمینانی تورم افزایش تورم با شدت بیشتری روی خواهد داد. تایید فرضیه کوکیرمن-ملترز در اقتصاد ایران به تحولات سیاسی مرتبط است. زیرا، در شرایط بی‌ثباتی سیاسی، سیاست‌گذار از بین روش‌های مختلف کنترل پولی روش‌های را انتخاب می‌کند که دقیق‌تر نیستند. در چنین وضعیتی هدف دولت افزایش تولید با ایجاد غافلگیری‌های پولی خواهد بود و ابهام بیشتر در مورد اجرای سیاست‌های پولی باعث می‌شود آسان‌تر به این هدف دست پیدا کند. در نتیجه، عدم قطعیت در مورد رشد پول و عدم قطعیت تورمی بیشتر می‌شود که در نهایت باعث خواهد شد تا نرخ رشد پول و تورم به طور متوسط بالاتر باشد. از سویی دیگر در دامنه تورمی بین ۲ تا ۵ درصد ماهانه، بانک مرکزی می‌تواند با کنترل نااطمینانی تورم سطح تورم را کنترل کند. بنابراین، در این بازه که معمولاً بازه مرسوم در اقتصاد ایران هست. بانک مرکزی با سیاست‌گذاری شفاف پولی و تعهد به اجرای آن می‌تواند انتظارات تورمی را کنترل کند و در نهایت بتواند سطح تورم را در اقتصاد کاهش دهد.

۷. تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

۸. سپاسگزاری

از دانشگاه یزد جهت حمایت، تشکر و قدردانی می‌گردد.

منابع:

- Baharumshah, A.Z., Slesman, L., & Wohar, M. (2016). Inflation, inflation uncertainty, and economic growth in emerging and developing countries: Panel data evidence. *Economic Systems*, 40(4), 638-657.
- Ball, L. (1992). Why does high inflation raise inflation uncertainty? *Journal of*

Monetary Economics 29(3), 371–388. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90032-w](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90032-w)

- Ball, L., Cecchetti, S. G., & Gordon, R. J. (1990). Inflation and uncertainty at short and long horizons. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990(1), 215-254.
- Barnett, W., Jawadi, F., & Ftiti, Z. (2020). Causal relationships between inflation and inflation uncertainty. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 24(5), 20190094. <https://doi.org/10.1515/snnde-2019-0094>
- Conrad, C., & Karanasos, M. (2005). On the inflation-uncertainty hypothesis in the USA, Japan and the UK: a dual long memory approach. *Japan and the world Economy*, 17(3), 327-343.
- Entezarkheir, M. (2006). The relation between inflation and inflation uncertainty in Iran. *Iranian Economic Review*, 10(17), 1-20.
- Evans, M., & Wachtel, P. (1993). Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(3), 475-511.
- Falahi, M. A., & Hajamini, M. (2015). Relationship between inflation and inflation uncertainty in Iran: An application of SETAR-GARCH model. *Journal of Money and Economy*, 10(2), 69-91.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451–472. <https://doi.org/10.1086/260579>
- Gao, X., Ren, Y., & Li, X. (2021). Time variation or asymmetry? The inflation and inflation uncertainty nexus: A case of China. *Singapore Economic Review*, 66(3), 881–903.
- Gil-Alana, L. A., Dadgar, Y., & Nazari, R. (2019). Iranian inflation: persistence and structural breaks. *Journal of Economics and Finance*, 43, 398-408.
- Gülsen, E., & Kara, H. (2019). Measuring inflation uncertainty in Turkey. *Central Bank Review*, 19(2), 33–43. <https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2019.06.003>
- Gülşen, E., & Kara, H. (2019). Measuring inflation uncertainty in Turkey. *Central Bank Review*, 19(2), 33-43.
- Hajamini, M. (2019). Asymmetric causality between inflation and uncertainty: Evidences from 33 developed and developing countries. *Journal of Quantitative Economics*, 17(2), 287-309 (In Persian).
- Härdle, W. (1990). *Applied nonparametric regression* (No. 19). Cambridge university press.
- Holland, A. S. (1995). Inflation and uncertainty: Tests for temporal ordering. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(3), 827–837. <https://doi.org/10.2307/2077753>
- Holland, A. S. (1995). Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering. *Journal of money, credit and banking*, 27(3), 827-837.
- Laurent, S., Lecourt, C., & Palm, F. C. (2016). Testing for jumps in conditionally Gaussian ARMA–GARCH models, a robust approach. *Computational Statistics & Data Analysis*, 100, 383-400.

- Movahed, M. S., Rezapour, A., Vahedi, S., Gorji, H. A., Bagherzadeh, R., Nemati, A., ... & Mohammad-Pour, S. (2021). The Impact of Inflation and Its Uncertainty on Pharmaceutical Prices: Evidence from Iran. *Iranian Journal of Pharmaceutical Research: IJPR*, 20(3), 94-125 (In Persian).
- Nene, S. T., Ilesanmi, K. D., & Sekome, M. (2022). The effect of inflation targeting policy on the inflation uncertainty and economic growth in selected African and European countries. *Economies*, 10(2), 37-59. <https://doi.org/10.3390/economies10020037>
- Okun, A. (1971). The mirage of steady inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 485–498.
- Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of financial economics*, 22(1), 27-59.
- Pourgerami, A., & Maskus, K. E. (1987). The effects of inflation on the predictability of price changes in Latin America: Some estimates and policy implications. *World Development*, 15(2), 287–290.
- Rostami M, Fattahi S. (2021). Probability Modeling of Synthetic Theories in Economics. *Andisheh*, 25 (1), 123-137 (In Persian).
- Rostami, M., Nilchi, M., & Momenzadeh, M.M. (2023). Instability in Iran's informal foreign exchange market: structural breaks and jumps or long memory in volatility? *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi)*, 58(1), 61-94 (In Persian).
- Taheri Bazkhaneh, S., & Seifi Khodashahri, H. (2021). Revisiting the relationship between inflation and its uncertainty in Iran: the application of continuous wavelet transform. *Macroeconomics Research Letter*, 16(32) (In Persian).
- Ruey S.T., & Chen, R. (2018). *Nonlinear time series analysis*. John Wiley & Sons.
- Ungar, M., & Zilberfarb, B. (1993). Inflation and its unpredictability: Theory and empirical evidence. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25(4), 709–720.
- Zivkov, D., Njegic, J., & Pecanac, M. (2014). The bidirectional linkage between inflation and inflation uncertainty—The case of eastern European countries. *Baltic Journal of Economics*, 14(1–2), 124–139. <https://doi.org/10.1080/1406099X.2014.993831>
- Mehrara, M. & Mojab, R. (2009). The Relation among Inflation, Inflation Uncertainty, Output and Output Uncertainty in Iranian Economic. *Money and Economy*. 2, 1-30 (In Persian).