

Investigating the Dynamic Relationship of Global Economic Policy Uncertainty with Inflation and Inflation Uncertainty in Iran

Hamid La'li Khezri*

Malihe Ashena**

Abstract

Examining the dynamics of inflation and its uncertainty, as well as the relationship between inflation and measures of economic conditions are of vital importance for the analysis of economic policies. In the process of globalization and increasing relations between countries, the role of global variables is raised as a factor affecting inflation. In this study, the relationship between global economic policy uncertainty with inflation and inflation uncertainty in Iran has been investigated using monthly data during the April 1997 to September 2022. The correlation of the mentioned variables has been investigated using the dynamic conditional correlation GARCH model (DCC-GARCH). According to the research results, fluctuations in global economic policy have a significant relationship with inflation and inflation volatility. Dynamic conditional correlation of global uncertainty with inflation and inflation uncertainty is positive in some periods and negative in other periods. Numerous reasons such as aggregate demand channel, aggregate supply channel, price stickiness, and central bank policies' response to inflation can explain the different correlation behavior over time. Regarding

* Assistant Professor of Economics, Faculty of Humanities, Bozorgmehr University of Qaenat, Qaen, Iran, H.lalkhezri@buqaen.ac.ir

** Assistant Professor of Economics, Faculty of Humanities Bozorgmehr University of Qaenat, Qaen, Iran. (Corresponding Author) Ashena@buqaen.ac.ir

Date of receipt: 10/11/2022, Date of acceptance: 17/3/2023



Copyright © 2010, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/> or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

the fact that global economic policy uncertainty can affect inflation and inflation targeting policies in Iran, and policymakers should pay attention to the structure of correlation between inflation and domestic and global macroeconomic.

Keywords: Inflation, Inflation Uncertainty, Economic Policy Uncertainty, Dynamic Conditional Correlation Model, Iran.

JEL Classification: E00, E31, C19, D80.



بررسی رابطه پویای عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی با تورم و نااطمینانی تورم در ایران

حمید لعل خضری*

ملیحه آشنا**

چکیده

بررسی پویایی تورم و نااطمینانی آن و نیز روابط بین تورم و متغیرهای مربوط به شرایط اقتصادی در تجزیه و تحلیل آثار سیاست‌های اقتصادی دارای اهمیت است. در فرآیند جهانی شدن و افزایش روابط اقتصادی، تجاری و سیاسی میان کشورها نقش متغیرهای جهانی به عنوان عاملی اثرگذار بر تورم مطرح می‌شود. در این مطالعه، رابطه عدم اطمینان اقتصاد جهانی با تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی فروردین ۱۳۷۶ تا مهر ۱۴۰۱ مورد بررسی قرار گرفته است. همبستگی متغیرهای ذکر شده با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) بررسی شده است. بر اساس نتایج تحقیق، نااطمینانی اقتصاد جهانی رابطه معنی‌دار با تورم و نااطمینانی تورم در ایران دارد. همبستگی پویای شاخص نااطمینانی جهانی با تورم و نااطمینانی تورم در برخی دوره‌ها مثبت و برخی دوره‌ها منفی است. دلایل متعدد مانند کانال تقاضای کل، کانال عرضه کل، چسبندگی قیمت، و واکنش سیاست‌های بانک‌های مرکزی به تورم می‌تواند رفتار متفاوت همبستگی در دوره‌های زمانی را توضیح دهد. باتوجه به اینکه شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی می‌تواند تورم و سیاست‌های هدف‌گذاری تورمی را در ایران تحت تأثیر قرار دهد، سیاست‌گذاران باید به

* استادیار اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بزرگمهر قانات، قائن، ایران، H.lalkhezri@buqaen.ac.ir

** استادیار اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بزرگمهر قانات، قائن، ایران (نویسنده مسئول)،

Ashena@buqaen.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۸/۱۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۲۶



ساختار همبستگی میان تورم و متغیرهای اقتصاد کلان داخلی و جهانی از جمله تغییرات سیاست‌های اقتصادی در سطح جهانی توجه کنند.

کلیدواژه‌ها: تورم، نااطمینانی تورم، نااطمینانی سیاست اقتصادی، مدل همبستگی شرطی پویا، ایران.

طبقه بندی JEL: E00, E31, C19, D80

۱. مقدمه

افزایش ارتباطات اقتصادی، و روابط سیاسی و اجتماعی میان کشورها، پیشرفت‌های فناوری و همچنین لزوم پاسخ به افزایش تقاضا و تنوع کالاها و خدمات در مناطق مختلف جهان به گسترش روابط تجاری و اقتصادی کشورهای مختلف منجر شده است. این تحولات در روابط اقتصادی و تجاری تغییراتی را در شرایط اقتصادی کشورهای مختلف ایجاد می‌کند. در این فرآیند با گسترش روابط میان کشورها و تکامل فرآیند جهانی شدن، پویایی بازارهای بین‌المللی و تغییرات سیاست اقتصادی در سطح جهانی می‌تواند سایر اقتصادها را تحت تأثیر قرار دهد (Mallick & Sousa, 2013: 678). در این میان اقتصاد کشورهای در حال توسعه بیشتر تحت تأثیر این گونه شوک‌های برون‌زا قرار می‌گیرند (Loayza et al, 2007: 344). یکی از شوک‌های مهم، نااطمینانی سیاست اقتصادی در سطح جهان است که می‌تواند به عنوان یک عامل مؤثر در بررسی نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان در نظر گرفته شود (آشنا و لعل خضری، ۱۳۹۹).

درک پویایی تورم و روابط چرخه‌ای بین تورم و معیارهای مربوط به شرایط اقتصادی در تحلیل سیاست‌های اقتصادی و بخصوص سیاست‌های پولی دارای اهمیت است. تغییر تورم و نوسانات آن به تغییر عرضه و تقاضای کالاها و خدمات می‌انجامد و بخش حقیقی اقتصاد را متأثر می‌سازد. با افزایش روابط بین کشورها، نظریه‌های تورم مبتنی بر عوامل داخلی توسعه پیدا کرده و نظریات جدیدی در مورد متغیرهای جهانی مؤثر بر تورم شکل گرفته است. علاوه بر تورم، عدم اطمینان تورم نیز به عنوان متغیری مهم بر فعالیت اقتصادی، درآمد، مصرف و سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد. عدم اطمینان تورم به معنای نااطمینانی درآمد واقعی خواهد بود که منجر به افزایش پس‌انداز احتیاطی شده و بر نرخ واقعی بازدهی پس‌انداز اثر می‌گذارد و پس‌انداز را برای مصرف‌کنندگان ریسک‌گریز غیرجذاب می‌سازد (Bertola et al, 2005: 991). قابل ذکر است که ارتباط نااطمینانی تورم و متغیرهای اقتصادی از منظر نظری و تجربی مبهم است و روابط مثبت و منفی می‌تواند برقرار باشد (Berument et al, 2005). در راستای کاهش هزینه‌های

بررسی رابطه پویای عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی ... (حمید لعل خضری و ملیحه آشنا) ۱۵۱

تورم و نااطمینانی آن، باید متغیرهای مؤثر مورد شناسایی قرار گرفته و سیاست‌های مناسب در نظر گرفته شود.

در فرآیند جهانی شدن اقتصاد و یکپارچگی کشورها، وابستگی کشورها به یکدیگر افزایش می‌یابد (بهلولوند و عربی، ۱۳۹۹: ۱۲۲). در این فرآیند تغییر سیاست‌های اقتصادی در کشورهای مختلف، اقتصاد داخلی و خارجی را در معرض شوک‌های نااطمینانی سیاست قرار می‌دهد. پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸ میلادی معیارهای عدم اطمینان مختلفی بررسی و پیشنهاد شده است. از جمله این اقدامات و معیارها می‌توان به مطالعه تجربی دیویس (Davis, 2016) اشاره کرد که در آن شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی (Global Economic Policy Uncertainty (GEPU) بر مبنای عدم اطمینان افراد از سیاست‌های آتی بدست آمده است. اهمیت نااطمینانی سیاست اقتصادی این است که سیاست‌های اقتصادی اجرا شده در هر کشور نوسانات برخی متغیرها را تشدید می‌کند (Zhang et al, 2018; Yang & Zhou, 2016).

با توجه به اهمیت تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد کلان و نقش نااطمینانی سیاست اقتصادی در سطح جهانی، در راستای کاهش هزینه‌های تورم مناسب است که اثر نااطمینانی اقتصاد جهانی مورد بررسی قرار گیرد. نااطمینانی داخلی و جهانی ممکن است به تغییر در متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان بیانجامد. اقتصادها باید بتوانند آثار نااطمینانی در سطوح مختلف را پیش‌بینی کنند تا تصمیمات سیاستی و سرمایه‌گذاری صحیحی بگیرند. در طول دهه‌های اخیر جهانی شدن، اقتصادها بیش از هر زمان دیگری تعامل نزدیکی با یکدیگر داشته‌اند. پویایی شرایط و بازارهای بین‌المللی می‌تواند بر اقتصاد واقعی کشورها تأثیر بگذارد. از این نظر، این مقاله تلاش می‌کند تا درک بهتری از نقش عدم اطمینان اقتصاد جهانی در روند تورم و نوسانات تورم در ایران ارائه دهد. در حالی که بیشتر شواهد تجربی اثرات عدم اطمینان داخلی یا جهانی را بر نوسانات دارایی‌ها نشان می‌دهند، مطالعه‌ای به بررسی ارتباط عدم اطمینان جهانی با تورم و نوسانات آن پرداخته است.

هدف این مطالعه بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصاد جهانی بر تورم و نااطمینانی تورم در ایران است. با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره فروردین ۱۳۷۶ تا مهر ۱۴۰۱ و مدل همبستگی شرطی پویا ارتباط میان متغیرها بررسی شده است. ساختار مقاله به ترتیب زیر است. بخش دوم مبانی نظری و مروری بر مطالعات پیشین را بیان می‌کند. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق بیان می‌شود. در بخش چهارم داده‌ها و نتایج تجربی ارائه می‌شود. بخش آخر نیز نتیجه و جمع‌بندی را بیان می‌کند.

۲. مبانی نظری

در سال‌های اخیر پس از بحران مالی جهانی و بحران‌های سیاسی، نااطمینانی اقتصادی از موضوعاتی است که اهمیت ویژه‌ای پیدا کرده است. شوک‌های عدم اطمینان از طریق کانال‌های سرایت مختلف بر تقاضا و عرضه کل اقتصاد اثر می‌گذارد (Ahiadorme, 2022؛ Bertola & Caballero, 1994). همچنین، ریسک و نااطمینانی به عنوان یک عامل نهادی نقش مهمی در بازدهی سرمایه‌گذاری و به تبع آن خروج سرمایه از اقتصاد را نیز متأثر می‌سازد (زارع و همکاران، ۱۴۰۰).

عدم اطمینان می‌تواند به زمینه‌های مختلفی در اقتصاد کلان مانند رشد اقتصادی، تورم، قیمت‌داری‌ها، سیاست‌های اقتصادی و تنظیم مقررات مالی مربوط شود. از این میان، تغییرات سیاست‌های اقتصادی و به عبارت دیگر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی از جمله متغیرهای مهمی است که موجب تأخیر یا تغییر در تصمیم‌های مهم مانند تولید، سرمایه‌گذاری، اشتغال، مصرف و پس‌انداز می‌شود (حیدرپور و پورشاهی، ۱۳۹۱).

بکر و همکاران (Baker et al, 2016) با بررسی فضای عرضه اطلاعات به عموم مردم، و شرایط مرتبط با نااطمینانی در فضای اقتصاد و سیاست‌گذاری، شاخص عدم قطعیت سیاست اقتصادی را محاسبه کردند. بر مبنای نااطمینانی محاسبه شده در اقتصادهای مختلف، شاخص نااطمینانی اقتصادی جهانی (GEPU) نیز با استفاده از میانگین وزنی (مبتنی بر GDP) نااطمینانی اقتصادی چندین کشور محاسبه شده است (Davis, 2016). کشورهای مورد نظر برای محاسبه این شاخص، کشورهایی هستند که دوسوم محصول کل جهان را به خود اختصاص داده‌اند.

بر اساس مطالعات تجربی کشورهای در حال توسعه به میزان بیشتری در معرض شوک‌های برونزای ناشی از سایر اقتصادها قرار دارند (Agénor, P. & Montiel, Koren, & Tenreiro, 2007). این کشورها در حالی که برای پاسخ به شوک‌ها و نوسانات برونزا ضعیف‌تر عمل می‌کنند (هییتی و همکاران، ۱۳۹۵)، نسبت به افزایش نااطمینانی آسیب‌پذیرتر هستند (Chatterjee, 2019).

بر اساس نظریه‌های اقتصاد باز، روابط اقتصادی میان کشورها و بازبودن تجاری می‌تواند از مسیرهای مختلف باعث افزایش یا کاهش نرخ تورم داخلی شود (Lane, 1997; Aron, 2007). توسعه روابط جهانی موجب شده تا شاخص‌های اقتصاد بین‌الملل نیز در الگوسازی عوامل تورم لحاظ شوند (دلیری، ۱۳۹۹). با توجه به مطالعات اخیر نااطمینانی سیاست اقتصادی در اقتصادهای مختلف، رفتار تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Colombo, 2013). نااطمینانی

بررسی رابطه پویای عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی ... (حمید لعل خضری و ملیحه آشنا) ۱۵۳

اقتصادی با اثرگذاری بر تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری، بر تورم و سیاست‌های تورمی بانک مرکزی اثر خواهد گذاشت. به عبارت دیگر، نااطمینانی اقتصادی از یک طرف به واکنش شرکت‌ها و تولیدکنندگان (Bloom, 2009) و نیز سرمایه‌گذاران (Li et al, 2019: 31) منجر می‌شود و از طرف دیگر مصرف‌مورد انتظار را تحت تاثیر قرار می‌دهد (Mumtaz & Zanetti, 2013) که در نهایت بر تورم اثرگذار خواهد بود. به عنوان مثال، تولیدکنندگان در مواجهه با نااطمینانی میزان تولید یا قیمت کالاها را تغییر می‌دهند، و مصرف‌کنندگان در مواجهه با نااطمینانی مصرف و هزینه‌های آینده خود را به شیوه متفاوتی تنزیل می‌کنند و در نتیجه تورم قبل از اتخاذ هرگونه سیاستی تغییر خواهد کرد. البته نوع اثرگذاری نااطمینانی بر تورم در اقتصادهای مختلف متفاوت است (Balcilar, 2014).

علاوه بر تورم، نااطمینانی تورم نیز ممکن است تحت تاثیر شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی قرار گیرد. نااطمینانی تورم در افق زمانی بلندمدت یک معیار مهم اثربخشی روابط و اعتبار بانک مرکزی است (Mishkin, 2008). نااطمینانی تورم زمانی ایجاد می‌شود که عدم تقارن اطلاعات در مورد سطح قیمت‌های آینده بوجود می‌آید (تشکینی، ۱۳۸۵) و می‌تواند از مسیرهای مختلف مانند فشار بر نرخ بهره بلندمدت، اثر بر سایر متغیرهای اقتصاد کلان، تغییر تصمیم مشاغل در استفاده از منابع سایر بازارها را تحت تاثیر قرار دهد. (تشکینی، ۱۳۸۵).

به دنبال شوک عدم اطمینان اقتصادی، نااطمینانی تورم در نتیجه عملکرد دو کانال و بواسطه تغییر تورم ممکن است بروز یابد: بر اساس کانال تقاضای کل، خانوارها هنگام مواجهه با سطوح بالاتر نااطمینانی مصرف خود را کاهش می‌دهند (Fernandez-Villaverde et al, 2011)، که موجب کاهش تورم می‌شود؛ و بر اساس کانال عرضه کل، تولیدکنندگان در مواجهه با سطوح بالاتر نااطمینانی، افزایش قیمت کالاها و خدمات برای بهبود سود مد نظر قرار می‌دهند. سپس به دنبال این تغییرات پیش‌بینی نشده در تورم، نااطمینانی تورم ایجاد می‌شود (Ball & Cecchetti, 1999). به عبارت دیگر به دنبال نااطمینانی سیاست اقتصادی، نااطمینانی تورم به عنوان هزینه تغییرات تورم نیز بروز خواهد کرد (Golob, 1993).

تفاوت در چسبندگی قیمت، انعکاس ساختارهای مختلف نهادی و واکنش سیاست‌های بانک‌های مرکزی به تورم نیز می‌تواند پاسخ متفاوت نرخ تورم به نااطمینانی را توضیح دهد (Cuaresma et al, 2019: 26). پاسخ تورم و نااطمینانی آن به شوک‌های نااطمینانی جهانی اغلب منفی و مطابق با نتایج اثر نااطمینانی جهانی بر تولید است. برای بسیاری از اقتصادها شوک مثبت نااطمینانی جهانی اثر کاهشی بر محصول و قیمت‌ها دارد و بانک مرکزی با کاهش نرخ

بهره می‌تواند به این اثر پاسخ دهد. البته برخی استثنائات هم وجود دارد. به عنوان مثال در مطالعه کنگ و همکاران (Kang et al, 2020) برزیل، مکزیک و روسیه با افزایش نااطمینانی، با کاهش تولید ناخالص داخلی و افزایش نرخ تورم و نرخ بهره مواجه شدند. در دوره‌های نااطمینانی جهانی بالا (مثل بحران مالی) و خروج سرمایه از این اقتصادها تورم بیشتر ایجاد می‌شود.

۳. پیشینه تحقیق

در بسیاری از مطالعات پیشین، رابطه تورم و نااطمینانی تورم در اقتصادهای مختلف و با روش‌های متفاوت مورد بررسی قرار گرفته است (Friedman, 1977؛ Balcilar & Ozdemir, 2013؛ Bamanga et al, 2016؛ Choi, 2020؛ Ndiaye & Konte, 2017). دسته دیگر مطالعات بررسی می‌کنند که چگونه نااطمینانی سیاست اقتصادی در کشورهای مختلف، سایر متغیرها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به عنوان مثال، برخی مطالعات ارتباط نااطمینانی داخلی و تورم را مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که نااطمینانی، افزایش تورم را به دنبال دارد (Mumtaz & Theodoridis, 2017؛ Carriero et al, 2017). جونز و اولسن (Jones, P.M., & Olson, 2013) با استفاده از شاخص عدم قطعیت مبتنی بر مطالعه بیکر و همکاران (۲۰۱۲)، همبستگی زمانی بین عدم قطعیت سیاست اقتصاد کلان، تورم و تولید را ارزیابی کردند. نتایج مدل چند متغیره DCC-GARCH نشان می‌دهد که علامت همبستگی بین عدم قطعیت اقتصادی و تورم در اواخر دهه ۱۹۹۰ از منفی به مثبت تغییر کرد، در حالی که همبستگی بین عدم قطعیت و تولید به طور مداوم منفی بدست آمده است.

اطه‌ری و همکاران (Athari et al., 2022) با استفاده از علیت آنالیز موجک رابطه بین نااطمینانی سیاست اقتصادی و تورم را در ژاپن مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که عدم قطعیت سیاست اقتصادی یک پیش‌بینی‌کننده اساسی تورم در ژاپن است و منجر به تورم در دوره‌ها و فرکانس‌های مختلف می‌شود. کارابلت و همکاران (Karabulut et al, 2020) در تجزیه و تحلیل رابطه بین قیمت کالاها در آمریکا و عدم اطمینان تجارت جهانی با استفاده از روش‌های تبدیل موجک پیوسته و طیف توان موجک، نشان می‌دهند که نوسانات شدیدی برای شاخص نااطمینانی بین سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۱۰ و ۲۰۱۵-۲۰۱۶ میلادی و برای CPI بین ۲۰۰۸-۲۰۰۹ و ۲۰۱۵-۲۰۱۶ میلادی وجود دارد و بین ۲۰۰۸-۲۰۰۹ و ۲۰۱۷-۲۰۱۸ میلادی همبستگی مثبت و معنی‌داری بین متغیرها مشخص است.

در بررسی شوک‌های عدم اطمینان جهانی، کنگ و همکاران (Kang et al, 2020) با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم یافته (FAVAR) نشان می‌دهند نااطمینانی جهانی با کاهش شدید تورم جهانی، رشد اقتصادی جهانی و نرخ بهره جهانی همراه است. همچنین شوک نااطمینانی جهانی نسبت به شوک نااطمینانی ایالات متحده آمریکا تأثیر بلندمدت معنی‌دار و قابل توجهی بر رشد، تورم و نرخ بهره جهانی دارد. برای اکثر اقتصادهای مورد بررسی، شوک مثبت عدم اطمینان جهانی تأثیر منفی بر قیمت‌ها دارد. البته برخی استثنائات مانند کشورهای برزیل، مکزیک و روسیه نتایج متفاوتی نشان دادند.

کارسما و همکاران (Cuaresma et al, 2019) برای بررسی پیامدهای کلان شوک‌های عدم اطمینان بین‌المللی در کشورهای G7، یک روش خودتوضیح برداری بیزین را پیشنهاد می‌کنند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که عدم اطمینان برآورد شده به شدت با نوسان قیمت جهانی ارزش سهام ارتباط دارد. پاسخ‌های پویای متغیرهای اقتصادی نشان می‌دهند که یک شوک عدم اطمینان بین‌المللی تأثیر زیادی بر همه اقتصادها و متغیرهای مورد بررسی دارد.

کراس و همکاران (Cross et al, 2018) اثر عدم اطمینان اقتصاد کلان داخلی و بین‌المللی را در سه اقتصاد باز کوچک شامل استرالیا، کانادا و نیوزیلند مورد مطالعه قرار داده‌اند. برای این منظور الگوی ساختاری با نوسانات تصادفی مطرح شده و یک الگوریتم مونت کارلو زنجیره مارکوف برای تخمین مدل توسعه داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که سرریز نااطمینانی بین‌المللی شرایط اقتصاد کلان این سه کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در مورد نااطمینانی خارجی مکانیسم کلی این است که شوک‌های عدم اطمینان خارجی تولید ناخالص داخلی واقعی را کاهش می‌دهد و تورم و نرخ بهره را افزایش می‌دهد. نااطمینانی داخلی نیز آثار مشابه بر نرخ تورم و نرخ بهره دارد، اما اثر متفاوتی بر تولید در کشورهای مختلف می‌گذارد.

با استفاده از داده‌های ایران مطالعاتی مربوط به ارتباط تورم و نااطمینانی تورم انجام شده است (ابراهیمی و سوری، ۱۳۸۵؛ تشکینی، ۱۳۸۵؛ دهمرده و همکاران، ۱۳۸۸؛ مهرآرا و مجاب، ۱۳۸۸؛ شکروی و خلیل عراقی، ۱۳۹۴). دهمرده و همکاران (۱۳۸۸) آثار غیر متقارن و پایدار شوک‌های تورمی بر نااطمینانی تورم را بررسی کردند. بر اساس این نتایج آثار شوک‌ها نامتقارن است و شوک‌های قیمتی مثبت بر نااطمینانی تورم اثر بیشتری نسبت به شوک‌های قیمتی منفی دارند. البته آثار این شوک‌های قیمتی بر نااطمینانی تورم دائمی نیست.

یاوری و همکاران (۱۳۹۵) آثار اقتصادی نااطمینانی در سیاست‌های پولی را بر نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ بیکاری در ایران طی دوره ۱۳۷۲-۱۳۹۰ را مورد بررسی قرار دادند.

در این مطالعه با استفاده از مدل واریانس شرطی ناهمسان تعمیم یافته (GARCH) شاخص نااطمینانی داخلی برآورد شده و رابطه آن با متغیرهای اقتصاد کلان در مدل خودتوضیح برداری (VAR) بررسی شده است. با توجه به نتایج این تحقیق افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی، افزایش نوسانات در این متغیرهای اقتصادی را به دنبال خواهد داشت.

علائمی و همکاران (۱۳۹۹) در بررسی اثر نااطمینانی اقتصادی داخلی بر کارایی سیاست پولی طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۹۶، ابتدا شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه را با استفاده از الگوریتم بهینه‌یابی تعیین کردند. سپس با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری برهمکنشی توابع واکنش متغیرهای تورم و تولید به شوک وارده بر حجم پول تحت سطوح نااطمینانی بالا و پایین پرداخته شده است. نتایج نشان داد که واکنش متغیر تولید تحت سطح نااطمینانی پایین بیشتر از سطح نااطمینانی بالا است. همچنین، واکنش متغیر تورم برعکس می‌باشد، بدین معنا که واکنش این متغیر به شوک وارد شده بر حجم پول تحت سطح نااطمینانی بالا بیشتر از سطح نااطمینانی پایین است.

از آنجا که در مطالعات اندکی نقش شاخص جهانی نااطمینانی سیاست اقتصادی بر اقتصاد داخلی مورد بررسی قرار گرفته است و عمده آن‌ها در بحث نااطمینانی از نوسانات برخی متغیرهای داخلی استفاده کرده‌اند، این مطالعه به این شکاف تحقیقاتی می‌پردازد. بنابراین، این مطالعه به طور همزمان همبستگی میان شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی در سطح جهانی را -که بر مبنای عدم اطمینان عوامل اقتصادی از سیاست‌های آتی است- با نرخ تورم و نوسانات تورم به عنوان عوامل نااطمینانی در سطح اقتصاد داخلی بررسی می‌نماید.

۴. مدل تحقیق و روش برآورد

۱.۴ مدل DCC-GARCH^۲

در این مقاله، از یک مدل GARCH چندمتغیره برای مدل‌سازی نوسانات و همبستگی شرطی پویا بین شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی، نرخ تورم و نوسان نرخ تورم استفاده شده است. مدل DCC یک مدل پویا براساس همبستگی‌های شرطی در مدل‌هایی مانند GARCH ایجاد شده است (Engle, 2002; Engle and Sheppard, 2001; Tse and Tsui, 2002). این مدل این امکان را می‌دهد تا به طور همزمان واریانس و همبستگی‌های شرطی چندین سری زمانی مدل-سازی شود. برای بررسی این موضوع انجام دو مرحله لازم است. در مرحله اول، واریانس

شرطی هر متغیر با استفاده از روشی مانند GARCH برآورد می‌شود. در مرحله دوم، همبستگی - های طی زمان با توجه به مقادیر با وقفه باقیمانده‌ها و ماتریس‌های کوواریانس مدل‌سازی می‌شوند. پس از آن، ماتریس کوواریانس شرطی با استفاده از معیارهای شرطی و همبستگی پویا بدست می‌آیند (Cupriak et al, 2003).

بنابراین، مدل DCC-GARCH چند متغیره زیر برای تعیین همبستگی شرطی پویا میان متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه استفاده شده است.

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, H_t) \quad (1)$$

$$H_t = \Gamma_t R_t \Gamma_t \quad (2)$$

$$\Gamma_1 = \text{diag}\{\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \dots, \sqrt{h_{MM,t}}\} \quad (3)$$

$$h_{ii,t} = w_i + \beta_1 h_{ii,t-1} + \gamma_i \varepsilon_{i,t-1}^2, \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (4)$$

$$R_t = (\text{diag}\{Q_t\})^{-1/2} Q_t (\text{diag}\{Q_t\})^{-1/2} \quad (5)$$

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \quad (6)$$

که در آن $Y_t = (Y_{1,t}, Y_{2,t}, \dots, Y_{M,t})'$ و $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \dots, \varepsilon_{M,t})'$ بردارهای $M \times 1$ است. ماتریس شرطی بردار تصادفی ε و $u_t = \left(\frac{\varepsilon_{1,t}}{\sqrt{h_{11,t}}}, \frac{\varepsilon_{2,t}}{\sqrt{h_{22,t}}}, \dots, \frac{\varepsilon_{M,t}}{\sqrt{h_{MM,t}}} \right)'$ برداری است که شامل مقادیر استاندارد شده ε_t است. R_t ماتریس همبستگی طی زمان و Q_t ماتریس تعریف شده مثبت متقارن و \bar{Q} نشان دهنده ماتریس واریانس غیرشرطی u_t است. α و β پارامترهای غیرمنفی هستند که شرط $\alpha + \beta < 1$ را تأمین می‌کنند و برای معین بودن ماتریس همبستگی شرطی لازم است. در نهایت، ضریب همبستگی شرطی، $\rho_{i,i}$ ، برای دو متغیر، i و j ، به صورت معادله زیر بیان شده است:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}}, \quad i, j = 1, 2, \dots, n, \text{ and } i \neq j \quad (7)$$

$q_{ij,t}$ جزء $i - j$ ام از Q_t است. برای تخمین پارامترهای مدل، تابع لگاریتم درست‌نمایی زیر حداکثر می‌شود:

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (M \log(2\pi) + 2 \log(|R_t| + \log(|R_t| + u_t' R_t^{-1} u_t))) \quad (8)$$

به طوری که T تعداد مشاهدات و M تعداد متغیرهای موجود در سیستم و θ بیانگر تمامی متغیرهای تخمین زده شده است (Prabheesh et al, 2020).

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

۱.۵ معرفی داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های ماهانه نرخ تورم (INF) و شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی (GEPUP)، برای بازه زمانی فروردین ۱۳۷۶ تا مهر ۱۴۰۱ استفاده شده است. شاخص نااطمینانی اقتصادی جهانی از وب سایت نااطمینانی سیاست اقتصادی^۳ بدست آمده است. داده‌های نرخ تورم بر مبنای شاخص قیمت (به سال پایه ۱۳۹۰) از گزیده آمارهای اقتصادی بانک مرکزی بدست آمده است. همچنین محاسبه متغیر نوسان نرخ تورم (VOLINF) نیز با استفاده از مدل گارچ، استخراج شده است. جدول شماره (۱) آمارهای توصیفی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه را به صورت خلاصه نشان می‌دهد.

جدول (۱). آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در الگو

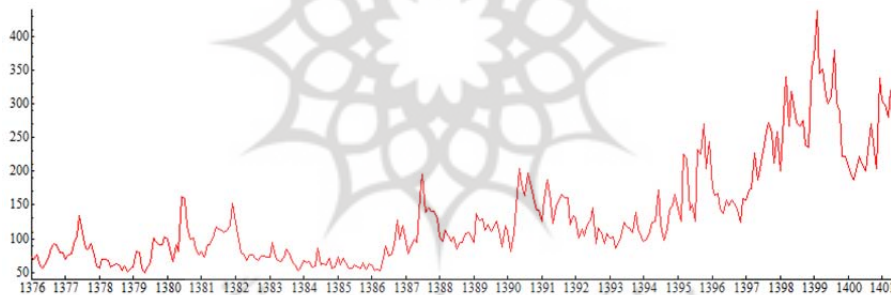
آماره های توصیفی	شاخص نااطمینانی GEPUP	نرخ تورم	نوسان نرخ تورم
میانگین	۱۳۳/۷۱	۱۹/۹۰	۰/۴۶
میانه	۱۰۹/۹۳	۱۵/۶۲	۰/۴۶
انحراف معیار	۷۵/۶۲	۱۱/۳۵	۰/۰۱
ضریب چولگی	۱/۳۵	۱/۱۹	-۱۰/۸۰
ضریب کشیدگی	۴/۳۲	۳/۶۴	۱۳۴/۹۶
آماره Jarque-Bera	۱۱۵/۴۲	۷۸/۷۳	۲۲۷۹۹۳/۷
سطح احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس آماره‌های این جدول طی دوره مورد مطالعه، بررسی ضریب چولگی (Skewness Coefficient) و کشیدگی (Kurtosis Coefficient) سری متغیرهای مورد نظر نشان از تفاوت فاحش از توزیع نرمال دارد. همچنین، نتیجه آماره آزمون جارک - برا (Jarque-Bera) برای هر چهار متغیر نیز تأییدی بر این مطلب بوده، به طوری که فرضیه صفر نرمال بودن توزیع در هر چهار متغیر مورد مطالعه در سطح معناداری ۵ درصد رد شده است. مقادیر ضریب چولگی مثبت نشان از عدم تقارن در توزیع سری‌های مورد مطالعه دارد، و دنباله راست بلندتری نسبت به دنباله چپ

دارد. براساس مقادیر ضریب کشیدگی محاسبه شده نیز توزیع های مورد نظر اوج بلندتری نسبت به توزیع نرمال دارد و دارای دنباله پهن در دنباله های توزیع خود هستند.

نمودار (۱) و (۲)، به ترتیب روند شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی و سری زمانی نرخ تورم را نشان می دهد. از آنجا که شاخص GEPU طی دوره مورد بررسی افزایش نوسان داشته است، افزایش عدم قطعیت سیاست اقتصادی ممکن است باعث نوسان نرخ تورم نیز شود. چنانکه در نمودار (۲) قابل مشاهده است، از ابتدای سال ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۷۹ نرخ تورم ثابت و حدود ۱۷ درصد بوده است و بعد از آن و تا پایان سال ۱۳۸۶ تقریباً نرخ تورم بین ۱۰ تا ۱۵ درصد ثابت باقی مانده است. اولین جهش نرخ تورم در مرداد سال ۱۳۸۷ نزدیک به ۳۰ درصد بوده است و بعد از آن در سال ۱۳۸۹ به کمتر از ۱۰ درصد می رسد. مجدداً از این تاریخ تا ابتدای سال ۱۳۹۲ سیر نرخ تورم در ایران صعودی بوده است و به عدد ۴۱ درصد می رسد. مجدداً سیر نرخ تورم نزولی می شود و با کاهش حدود ۳۰ درصدی در سال ۱۳۹۸ رو به رو می شود. بعد از این شاهد رشد بی سابقه نرخ تورم در ایران هستیم و نرخ تورم به مرز ۵۰ درصد می رسد.



نمودار ۱. روند سری زمانی متغیر شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی

مأخذ: وب سایت نااطمینانی اقتصادی



نمودار ۲. روند سری زمانی نرخ تورم

مأخذ: گزیده آمارهای اقتصادی بانک مرکزی

با مقایسه روند دو نمودار فوق می‌توان حرکت همزمان و تأثیرپذیری نرخ تورم در ایران از شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی را مشاهده نمود. به عنوان مثال، از سال ۱۳۷۶-۱۳۸۶ شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی روند تقریباً ثابت و بدون نوسانی را داشته است و در ایران نیز می‌توان این روند نسبی ثابت در نرخ تورم را نیز مشاهده کرد. در ادامه روند GEPUP در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۹۱ دچار شوک مثبت شده است و نرخ تورم در ایران نیز تقریباً در این سال‌ها شوک مثبت داشته است. و بعد از آن GEPUP ابتدا روند ثابت و سپس سیر صعودی به خود گرفته است و به دنبال آن نیز نرخ تورم در ایران روندی مشابه با شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی داشته است.

۲.۵ آزمون داده‌ها

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد انجی-پرون (Ng Perron) و KPSS استفاده شده است. لازم به ذکر است که انجی و پرون (۲۰۰۱) یک معیار تصحیح‌شده را پیشنهاد می‌دهد که این معیار از یک روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده می‌کند. بنابراین آن‌ها آزمون‌های ریشه واحد زیر را انجام دادند:

MZ_t و MZ_α که حالت‌های اصلاح‌شده آزمون‌های فیلیپس (۱۹۸۷) و فیلیپس-پرون (۱۹۸۸) یعنی Z_t و Z_α هستند. MSB که با آزمون R_1 ارتباط دارد و MPT که یک حالت اصلاح‌شده از آزمون نقطه بهینه الیوت و دیگران (Elliot et al) است.

بررسی رابطه پویای عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی ... (حمید لعل خضری و ملیحه آشنا) ۱۶۱

نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد در جدول شماره (۲) آمده است. بر اساس نتایج آزمون انجی-پرون و فلیپس پرون متغیر تورم و نااطمینانی سیاست اقتصادی در سطح ۵ درصد ناماناستند. همچنین، در آزمون KPSS آماره آزمون بزرگتر از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد است و فرض صفر مبنی بر مانایی رد شده و هر سه متغیر ناماناستند.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد Ng-Perron و KPSS

مقدار بحرانی		آماره متغیر			Ng-Perron
%۵	%۱	GEPUP	VOLINF	INF	
-۸/۱	-۱۳۰/۸	-۶/۴۰	-۱۴۸/۶۵	-۸/۰۴	MZ_{α}
-۱/۹۸	-۲/۵۸	-۱/۴۸	-۸/۶۲	-۱/۷۰	MZ_t
۰/۲۳	۰/۱۷	۰/۲۳	۰/۰۵	۰/۲۰	MSB
۳/۱۷	۱/۷۸	۴/۷۹	۰/۱۶	۴/۱۶	MPT
مقدار بحرانی		متغیر			KPSS
%۵	%۱	GEPUP	VOLINF	INF	
۰/۴۶	۰/۸۳	۱/۵۷	۰/۷۱	۰/۶۶	آماره آزمون در سطح
مقدار بحرانی		متغیر			Phillips-Perron
%۵	%۱	GEPUP	VOLINF	INF	
-۲/۸۷	-۳/۴۵	-۲/۳۷	-۱۵/۱۵	-۲/۰۵	آماره آزمون در سطح

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه، به مدل‌سازی بی‌ثباتی تورم بر مبنای واریانس شرطی خطای پیش‌بینی (ARCH, GARCH) با توجه به مطالعه انگل (Engle, 1983) و بولرسلو (Bollerslev, 1986) پرداخته می‌شود. ابتدا با استفاده از توابع خودهمبستگی^۴ و توابع خودهمبستگی جزئی^۵، معیار آکائیک^۶ و شوارتز-بیزین^۷ تعداد جملات خودرگسیون و تعداد جملات میانگین متحرک برای تخمین معادله میانگین و محاسبه متغیر بی‌ثباتی، تعیین شدند. براساس نتایج بدست آمده از معیارهایی که بیان شد، در بین حالت‌های مختلف، فرایند $AR(2)$ به عنوان بهترین حالت لحاظ گردید^۸. به منظور بررسی وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلاص معادله میانگین، که دلیلی بر وجود اثر

ARCH می‌باشد، آزمون ضریب لاگرانژ^۹ (ARCH-LM) استفاده شده است. با توجه به نتایج مندرج در جدول شماره (۳) فرض وجود همسانی واریانس بین اجزای اخلال رد می‌شود، لذا وجود اثر ARCH تأیید می‌شود.

جدول (۳): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس (Heteroskedasticity Test: ARCH)

متغیر	آماره	مقدار آماره	احتمال
INF	F-statistic	۹/۳۳۸	۰/۰۰۲
	Obs*R-squared	۹/۱۲۰	۰/۰۰۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به تأیید وجود اثر ARCH و همچنین با استفاده از معیار آکائیک و شوارتز-بیزین مدل‌های متفاوت گارچ مورد بررسی قرار گرفت و در نهایت بهترین الگو برای مدل‌سازی بی-ثباتی متغیر نرخ تورم، الگوی ARCH(1) بدست آمده است. همچنین نتایج آزمون ARCH-LM که بر همسانی واریانس جملات اخلال الگوی برازش شده، تأکید دارد نیز در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول (۴): برآورد مدل ARCH(1) برای نرخ تورم

$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$		
α_1	α_0	متغیر
۰/۱۷۱	۰/۱۳۳	مقدار ضریب
۰/۱۰۲	۵/۷۷۳	آماره Z
نتایج آزمون ARCH-LM		
۰/۷۶۶ (۰/۳۸۱)		آماره F

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول شماره (۵) ماتریس همبستگی غیرشرطی محاسبه شده برای متغیرهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

۱۶۳ بررسی رابطه پویای عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی ... (حمید لعل خضری و ملیحه آشنا)

جدول (۵): همبستگی غیرشرطی نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی و تورم و نااطمینانی تورم

VOLINF	INF	GEPUP	همبستگی غیرشرطی
۰/۲۴۰	۰/۵۷۸	۱/۰۰۰	GEPUP
۰/۳۲۶	۱/۰۰۰	۰/۵۷۸	INF
۱/۰۰۰	۰/۳۲۶	۰/۲۴۰	VOLINF

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه الگوی DCC-GARCH به منظور بررسی همبستگی شرطی پویا میان متغیر شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی و نرخ تورم و نوسان آن (حاصل از الگوی گارچ) برآورد می‌شود.

۳.۵ نتایج مدل DCC-GARCH

در این بخش تخمین مدل همبستگی شرطی پویا در دو مرحله صورت می‌گیرد. در مرحله اول یک مدل از نوع GARCH برای واریانس شرطی انتخاب شده و سپس ماتریس همبستگی شرطی براساس واریانس شرطی به دست می‌آید. با توجه به معناداری ضرایب و معیارهای شوارتز - بیزین و آکائیک بهترین معادله میانگین و معادله واریانس انتخاب و برآورد شده است. نتایج تخمین مدل DCC-GARCH در جدول (۶) آمده است.

جدول (۶): نتایج تخمین مدل DCC-GARCH

DCC-GARCH	GEPUP	VOLINF	INF	متغیر
۰/۵۲۳ (۰/۰۰۰)	۰/۲۹۷ (۰/۰۰۷)	۰/۴۳۹ (۰/۰۰۰)	۰/۲۸۸ (۰/۰۲۴)	ARCH (α)
۰/۳۰۹ (۰/۰۱۱)	۰/۶۸۳ (۰/۰۰۰)	۰/۳۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۶۴۹ (۰/۰۰۰)	GARCH (β)
۰/۸۳۲	۰/۹۸	۰/۷۶۷	۰/۹۳۷	$\alpha + \beta$

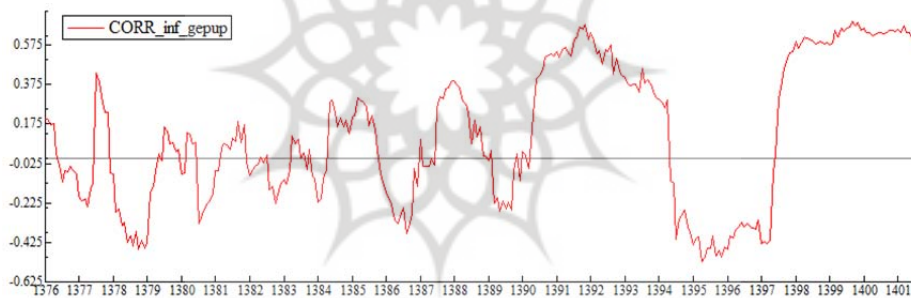
مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج تخمین مدل حاکی از این است که پارامترهای α و β غیرمنفی بوده و به صورت قابل توجهی متفاوت از صفر و معنادار هستند و شرط $\alpha + \beta < 1$ نیز تأمین شده است.

با مثبت بودن پارامتر α ، به دنبال بروز یک شوک در سری متغیرها افزایش در همبستگی شرطی برای دوره بعدی را می‌توان انتظار داشت. پارامتر β در مدل بیان‌کننده اثر همبستگی شرطی دوره قبل بر دوره جاری است. هر چه این پارامتر بزرگتر و به عدد یک نزدیکتر باشد، انتظار می‌رود که برای هر جفت همبستگی‌های محاسبه‌شده، همبستگی‌های شرطی دوره جاری نزدیک به همبستگی شرطی دوره قبل باشد.

۴.۵ نمودار همبستگی شرطی پویا

غالباً از نمودار همبستگی‌های شرطی برآورد شده بین متغیرها برای تفسیر نتایج برآورد مدل DCC-GARCH استفاده می‌شود. نمودار (۳) و (۴) روند همبستگی شرطی پویا بین متغیرهای شاخص نااطمینانی اقتصادی جهانی، نرخ تورم و نوسان نرخ تورم را نشان می‌دهد.



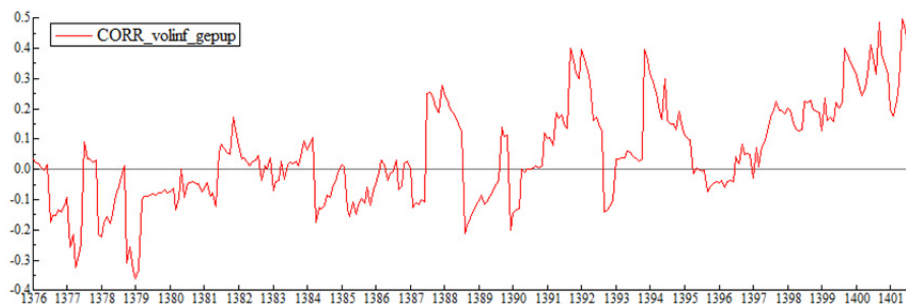
نمودار (۳). همبستگی شرطی پویا بین شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی و نرخ تورم

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانگونه که از نمودار (۳) مشخص است، همبستگی شرطی پویا بین شاخص GEPU و نرخ تورم در بازه $-0/625$ و $0/575$ در حال تغییر است. همبستگی شرطی پویا تا پایان سال ۱۳۹۰ به صورت تناوبی مثبت و منفی است و بین $0/37$ تا $-0/42$ نوسان داشته و بعد از آن تا پایان ۱۳۹۴ روند مثبتی را ادامه می‌دهد و به حداکثر میزان همبستگی می‌رسد. در فاصله زمانی بین ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ شاهد همبستگی منفی بین شاخص GEPU و نرخ تورم هستیم. در ادامه با

بررسی رابطه پویای عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی ... (حمید لعل خضری و ملیحه آشنا) ۱۶۵

یک شوک، همبستگی آن‌ها تا پایان دوره زمانی مورد مطالعه مثبت و در نهایت روند همبستگی شرطی پویا تا پایان بازه مورد مطالعه به اوج خود می‌رسد.



نمودار (۴). همبستگی شرطی پویا بین شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی و نوسان نرخ تورم

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همبستگی شرطی پویا بین شاخص GEPU و نوسان نرخ تورم همبستگی بیشتر از نوع مثبت است (نمودار ۴). تا پایان سال ۱۳۸۲ مقدار همبستگی شرطی پویا در بازه $0/3-$ و $0/1$ در نوسان است به طوری که در سال ۱۳۷۹ به $0/3-$ می‌رسد. سپس این روند منفی تا پایان سال ۱۳۸۱ ادامه پیدا می‌کند. در ادامه روند همبستگی شرطی پویا تا پایان سال ۱۳۹۷ به صورت تناوبی در نوسان است. بعد از سال ۱۳۹۷ همبستگی شرطی پویای مثبت میان شاخص GEPU و نوسان نرخ تورم برقرار است و به حداکثر مقدار خود یعنی $0/5$ می‌رسد.

به طور کلی با بررسی روند تورم می‌توان گفت در دوره‌هایی که تورم روند نزولی دارد همبستگی با شاخص نااطمینانی جهانی منفی می‌شود. همچنین، در دوره‌هایی که تورم روند صعودی دارد همبستگی با شاخص نااطمینانی جهانی مثبت می‌شود و بالابودن نااطمینانی جهانی با تورم و نوسان بیشتر تورم در اقتصاد ایران همراه است.

نتایج این پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنی‌دار بین شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی و تورم و نااطمینانی تورم، با مبانی نظری و برخی مطالعات پیشین سازگار است. این نتایج مطابق نتایج جونز و اولسن (۲۰۱۳) و کارابلت و همکاران (۲۰۲۰) است که رابطه نااطمینانی و تورم را در برخی دوره‌ها مثبت و برخی دوره‌ها منفی نشان می‌دهد.

۶. نتیجه‌گیری

افزایش تولید ملی و کاهش تورم و بیکاری همواره به عنوان اهداف اقتصاد کلان مد نظر بوده است. در این راستا بررسی عوامل موثر بر این متغیرها از جمله تورم قابل بررسی است. به دلیل تأثیرپذیری اقتصاد داخلی از اقتصاد سایر کشورها و اقتصاد جهانی، شناخت نحوه اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارای اهمیت است. آثار اقتصاد کلان نااطمینانی از زمان بحران مالی مورد توجه بیشتر قرار گرفته است. در واقع نااطمینانی یک عنصر مهم در تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری است. با توجه به اثر متفاوت نوسانات سیاست اقتصادی کشورهای مختلف بر متغیرهای اقتصاد داخلی، این مقاله برای تعیین اثرات کلان اقتصادی نااطمینانی جهانی، آثار آن بر تورم و نااطمینانی تورم را مورد بررسی قرار داده است.

همبستگی نااطمینانی جهانی با تورم و نااطمینانی تورم در ایران در چارچوب مدل همبستگی پویای شرطی با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی فروردین ۱۳۷۶ تا مهر ۱۴۰۱ مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس نتایج تحقیق، نااطمینانی سیاست اقتصادی در سطح جهانی با متغیرهای اقتصاد ایران ارتباط دارد. بر این اساس انتقال نوسان از شاخص نااطمینانی سیاست جهانی به اقتصاد ایران می‌تواند ناشی از اثرات همبستگی شرطی باشد. پویایی همبستگی تورم و نااطمینانی تورم با شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی بیانگر این است که نااطمینانی سیاست جهانی، تورم و نوسان آن را در ایران تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج این مطالعه همبستگی تغییرپذیر نااطمینانی اقتصادی جهانی بر تورم را نشان می‌دهد. در افق زمانی بلندمدت در دوره‌های مختلف همبستگی از منفی به مثبت و برعکس تغییر می‌کند. در دوره‌های افزایش تورم و نوسان آن، نااطمینانی جهانی نیز ارتباط مثبت با تورم را نشان می‌دهد. می‌توان گفت، علاوه بر اثر عوامل داخلی بر تورم، عوامل خارجی مرتبط با اقتصاد جهانی نیز بر تورم اثرگذار است، از اینرو شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی می‌تواند در بهبود پیش‌بینی تورم در ایران موثر باشد.

تحولات اقتصاد جهانی اثر مستقیم بر اقتصاد همه کشورها دارد. اگرچه تعاملات ایران با اقتصاد جهانی محدود است اما نمی‌توان اثرپذیری از شرایط جهانی را نادیده گرفت. از یک طرف، نااطمینانی سیاست اقتصادی در سطح جهانی بر عرضه، قیمت و تجارت کالاها اثر می‌گذارد. در این راستا، سرایت شرایط اقتصاد جهانی از طریق میزان و قیمت مواد واسطه و

بررسی رابطه پویای عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی ... (حمید لعل خضری و ملیحه آشنا) ۱۶۷

کالاهای وارداتی ممکن است به بخش‌های اقتصاد ایران گسترش یابد. از طرف دیگر، نااطمینانی جهانی به تغییر تصمیمات سرمایه‌گذاری و تولید در هر اقتصادی منجر می‌شود. با توجه به نتایج تحقیق، سیاست‌گذاران باید نقش تحولات اقتصاد جهانی بر اقتصاد داخلی را مدنظر قرار دهند و به ساختار همبستگی میان بازارهای داخلی و شرایط جهانی توجه کنند. در این راستا، به منظور کارایی بیشتر سیاست‌های داخلی، لحاظ شرایط اقتصاد جهانی بر اقتصاد ایران می‌تواند موثر باشد. علاوه بر این، ضروری است هم‌راستا با تحولات جهانی و روابط با دنیای خارج، سیاست‌های حمایتی دولت برای جبران پیامدهای منفی نوسانات اقتصاد جهانی اجرا شود.

پی‌نوشت‌ها

۱. شامل چین، اتریش، شیلی، کانادا، بزریل، کلمبیا، فرانسه، آلمان، یونان، هند، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، مکزیک، سوئیس، روسیه، کره جنوبی، اسپانیا، سوئد، انگلستان و آمریکا
2. Dynamic Conditional Correlation Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model
3. <http://www.policyuncertainty.com>
4. Autocorrelation Function (ACF)
5. Partial Autocorrelation Function (PACF)
6. Akaike criterion
7. Schwarz's Bayesian criterion
۸. به دلیل کمبود فضا از ارائه اطلاعات مربوطه خودداری شده است.
9. Lagrange Multiplier test

کتاب‌نامه

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

آشنا، ملیحه و لعل خضری، حمید (۱۳۹۹). «همبستگی پویای شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران: کاربرد الگوی M-GARRCH رهیافت DCC». *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۵(۲)، ۱۷۲-۱۴۷.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۶-۱۳۹۸). *گزیده آمارهای اقتصادی*.

بهلولوند الهه، عربی هادی (۱۳۹۹). «بررسی رابطه بین باز بودن تجاری و متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای اسلامی عضو گروه D8 مبتنی بر رویکرد Panel-VAR». *مجله‌ی بررسی‌های آمار رسمی ایران*، ۳۱(۱): ۱۴۹-۱۲۱.

حیدرپور، افشین و پورشهابی، فرشید (۱۳۹۱). «تبیین آثار نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصاد (مطالعه موردی: ایران)». *فصلنامه مجلس و راهبرد*، ۷(۱)، ۱۴۸-۱۲۵.

تشکینی، احمد (۱۳۸۵). «آیا نااطمینانی تورمی با سطح تورم تغییر میکند؟». *تحقیقات اقتصادی*، ۴۱(۲)، ۱۹۳-۲۱۰.

دلیری، حسن (۱۳۹۹). «باز بودن تجاری و نرخ تورم: مطالعه کشورهای منتخب با استفاده از رگرسیون‌های داده‌های تابلویی چندکی». *اقتصاد و الگو سازی*، ۱۱(۳)، ۱۲۳-۱۵۰.

دهمرد، نظر؛ صفدری، مهدی و شهابی‌پور، فرشید (۱۳۸۸). «مدل‌سازی نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷(۵۰)، ۹۲-۷۷.

زارع، محمد حسن، انصاری سامانی، حبیب، سیمین، نامداری، محمودی، زهرا. (۱۴۰۰). «تأثیر ریسک اقتصادی، سیاسی و مالی بر فرار سرمایه: رهیافت پنل پویا». *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۶(۵۰): ۹۵-۱۲۷.

شکروی، سمیه و خلیلی عراقی، سیدمنصور (۱۳۹۴). «پویایی‌های تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن تغییرات رژیم». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳(۷۳)، ۱۲۹-۱۵۲.

علائی، رضا، صلاح منش، احمد و آرمن، سید عزیز (۱۳۹۹). «بررسی کارایی سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی (پژوهشی در اقتصاد ایران)». *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱(۴۱)، ۱۵-۳۴.

مهرآرا، محسن و مجاب، رامین (۱۳۸۸). «ارتباط میان تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران». *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۱(۲)، ۱-۳۰.

هیبتی، رضا؛ شجری، هوشنگ و صمدی، سعید (۱۳۹۵). «اندازه‌گیری نااطمینانی در اقتصاد کلان». *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۲۸(۲۸)، ۲۵۰-۲۲۳.

بررسی رابطه پویای عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی ... (حمید لعل خضری و ملیحه آشنا) ۱۶۹

یاوری، کاظم، سحابی، بهرام، عاقلی، لطفعلی، شفیع، سعید (۱۳۹۵). «نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی و آثار اقتصادی آن: ترکیب رهیافت‌های GARCH و VAR». فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری، ۱۳(۱)، ۶۹-۹۶.

Athari, SA., Kirikkaleli, D., Yousaf, I., & Ali, S. (2022). "Time and frequency co-movement between economic policy uncertainty and inflation: Evidence from Japan". *Journal of Public Affairs*, 22(1), e2779. <https://doi.org/10.1002/pa.2779>.

Agénor, P. & Montiel, P. (2015). "Development Macroeconomics". Princeton: Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400866267>.

Ahiadorme, J.W. (2022). "On the aggregate effects of global uncertainty: Evidence from an emerging economy". *South African Journal of Economics*, 90(3)390-407.

Aron, J., and Muellbauer, J. (2007). "Inflation Dynamics and Trade Openness: with an Application to South Africa". Economics Series Working Papers WPS/11 -2007, University of Oxford, Department of Economics, 1 -41.

Baker, S.R, Bloom, N. & Davis, S.J.(2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty". *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.

Balcilar, M, Gupta, R. and Jooste, C. (2014). "The Role of Economic Policy Uncertainty in Forecasting US Inflation Using a VARFIMA Model". *Working Papers 15-12, Eastern Mediterranean University, Department of Economics*.

Balcilar, M., & Ozdemir, Z.A. (2013). "Asymmetric and Time-Varying Causality between Inflation and Inflation Uncertainty in G-7 Countries". *Scottish Journal of Political Economy*, 60 (1), 1-42.

Ball, L. and Cecchetti, S. (1999). "Inflation and Uncertainty at Short and Long horizons". *Brookings Papers on Economic Activity* 21 (1): 215-254.

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

Bertola, G., & Caballero, R.J. (1994). "Irreversibility and Aggregate Investment, *Review of Economic Studies*". *Oxford University Press*, 61(2), 223-246.

Bertola, G., Guiso, L., & Pistaferri, L. (2005). "Uncertainty and Consumer Durables Adjustment". *Review of Economic Studies*, 72, 973-1007.

Bollerslev, T. (1987). "A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return". *Review of Economics and Statistics*, 69(3), 542-547.

Bloom, N. (2009). "The Impact of Uncertainty Shocks". *Econometrica*, 77(3), 623-685.

Berument, H., Kilinc, Z., & Ozlalew, U. (2005). "The Missing Link between Inflation Uncertainty and Interest Rates". *Scott. J. Polit. Econ.* 52 (2), 222-241.

- Carriero, A., Clark, T.E., & Marcellino, M. (2018). "Measuring Uncertainty and Its Impact on the Economy". *The Review of Economics and Statistics*, 100(5), 799-815.
- Chatterjee, P. (2019). Asymmetric impact of uncertainty in recessions: are emerging countries more vulnerable? *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 23(2), 20160148. <https://doi.org/10.1515/snde-2016-0148>.
- Choi D.Y. (2020). "Inflation dynamics, the role of inflation at different horizons and inflation uncertainty". *International Review of Economics and Finance*", doi:<https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.10.004>.
- Colombo, V. (2013). "Economic Policy Uncertainty in the US: Does It Matter for the Euro Area?". *Economics Letters*, 121(1): 39–42. doi:10.1016/j.econlet.2013.06.024.
- Cross, J.L., Hou, C., & Poon, A. (2018). "International transmissions of aggregate macroeconomic uncertainty in small open economies: An empirical approach". *CAMA Working Papers 2018-16*, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Crawford School of Public Policy, The Australian National University.
- Cuaresma, J., Huber, F., & Onorante, L. (2019). "The macroeconomic effects of international uncertainty". *Working Paper Series 2302*, European Central Bank.
- Cupriak, D., Kuziak, K., & Popczyk, T. (2003). "Risk Management Opportunities between Socially Responsible Investments and Selected Commodities". *Sustainability*, 12(5), 1-20.
- Davis, S.J. (2016). "An Index of Global Economic Policy Uncertainty. Becker Friedman Institute for Research in Economics". *Working Paper*, No. 2016-24. Available at: SSRN: <https://ssrn.com/abstract2852531>.
- Engle, R., F. (1983). "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model". *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(3), 286-301.
- Engle, R.F., Sheppard, K. (2001). "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH". *NBER Working Paper* No. 8554. 2001.
- Engle, R., F. (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A simple class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models". *Journal of Business & Economic Statistics*. 20, 339–350.
- Fernandez-Villaverde, J., Guerron-Quintana, P., Rubio-Ramirez, JF., Uribe M. (2011). "Risk Matters: The Real Effects of Volatility Shocks". *American Economic Review*. 101(6), 2530–61.
- Friedman, A. L. (1977). *Industry and Labor: Class Struggle at Work and Monopoly Capitalism*. London: Macmillan.
- Jones, P.M., & Olson, E. (2013). "The Time-Varying Correlation between Uncertainty, Output, and Inflation: Evidence from a DCC-GARCH Model". *Economics Letters*, 118(1), 33-37.
- Kang, W., & Ratti, R.A., & Vespignani, J. (2020). "Impact of Global Uncertainty on the Global Economy and Large Developed and Developing Economies". *Applied Economics*, 52(22), 2392-2407, DOI: 10.1080/00036846.2019.1690629.

- Karabulut, G., Bilgin, M.H., & Doker, A.C. (2020). "The Relationship between Commodity Prices and World Trade Uncertainty". *Economic Analysis and Policy*, 66(C), 276-281.
- Koren, M., & Tenreyro, S. (2007). "Volatility and Development". *Quarterly Journal of Economics*. 122(1), 243 – 87.
- Lane, P.R. (1997). "Inflation in Open Economies", *Journal of International Economics*, 42, 347 - 327.
- Loayza, N. V., Rancière R., Servén, L., & Ventura, J. (2007). "Macroeconomic Volatility and Welfare in Developing Countries: An Introduction". *The World Bank Economic Review*. 21(3), 343-357.
- Li, T., Ma, F., Zhang, X., & Zhang, Y. (2019). "Economic Policy Uncertainty and the Chinese Stock Market volatility: Novel Evidence". *Economic Modelling*. 87(3), 24-33.
- Mallick, S. K., & Sousa, R. M. (2013). "Commodity Prices, Inflationary Pressures, and Monetary Policy: Evidence from BRICS Economies". *Open Economies Review*. 24(4), 677-694.
- Mishkin, F. (2008). Whither Federal Reserve Communications. *Peterson Institute for International Economics*.
- Mumtaz, H., & Theodoridis, K. (2015). "The International Transmission of Volatility Shocks: An Empirical Analysis". *Journal of the European Economic Association*. 13 (3), 512–533.
- Mumtaz, H., and F. Zanetti. (2013). "The Impact of the Volatility of Monetary Policy Shocks." *Journal of Money, Credit and Banking*, 45: 535–558. doi:10.1111/jmcb.2013.45.issue-4.
- Ndiaye, C.T., & Konte, M.A. (2017). "The Role of Inflation Uncertainty on Economic Growth: The Case of the WAEMU". *Open Journal of Economics and Finance*. 1,1-11.
- Prabheesh, K.P., Anglingkusumo, R., & Juhro, S. M. (2020). "The Dynamics of Global Financial Cycle and Domestic Economic Cycles: Evidence from India and Indonesia". *Economic Modelling*. Available online 18 February 2020: 1-41.doi: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.02.024>
- Tse, Y.K., & Tsui, A. A. (2002). "Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations". *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 351–362.
- Yang, Z., & Zhou, Y. (2016). "Quantitative Easing and Volatility Spillovers Across Countries and Asset Classes". *Management Science*. 63(2), 333-354.
- Zhang, D., Lei, L., Ji, Q., & Kutan, A.M. (2018). "Economic policy uncertainty in the US and China and their impact on the global markets". *Economic Modelling*. 79(3), 47-56.